



STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 10

## PRZEDMOWA

Rynek kapitałowy już na dobre wpisał się w polską gospodarkę. Coraz więcej osób zdaje sobie sprawę z jego znaczenia i roli w procesach gospodarczych. Niestety poziom wiedzy o rynku kapitałowym i jego elementach jest w Polsce jeszcze bardzo niski. Obowiązek edukacji i rozwoju nauki w tym kierunku spoczywa w znacznej mierze na środowisku naukowym i instytucjach rynku kapitałowego. Śledząc publikacje ostatnich lat w tym zakresie widać wyraźnie, że obok popularyzacji znanych z rozwiniętych rynków metod pojawia się polska myśl naukowa.

Podejmowanie właściwych decyzji inwestycyjnych, wybór źródeł finansowania i ustalenie sposobów zagospodarowania nadwyżek rodzi zarządzanie finansami, którym interesują się prawie wszyscy. Jest tu jednak znacznie więcej zagadnień, że wspomnimy tylko zarządzanie ryzykiem, czy wybór sposobów i technik podejmowania decyzji inwestycyjnych.

W niniejszej publikacji zebrano wyniki badań naukowców z różnych środowisk akademickich. Są to często propozycje nowych metod poszerzających aparat narzędziowy. Badania potwierdzają zasadność stosowania metod naukowych w procesach inwestowania. Dzięki nim zmniejsza się ryzyko inwestycji i zwiększa efektywność podejmowanych decyzji.

Publikacja jest adresowana zarówno dla naukowców zajmujących się problematyką szeroko rozumianego inwestowania na rynku kapitałowym, jak i dla praktyków, na co dzień mających kontakt z rynkiem kapitałowym.

*prof. zw. dr hab. Waldemar Tarczyński*





STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 10

AGNIESZKA MAJEWSKA

## WYKORZYSTANIE RYNKU OPCJI DO BADANIA NASTROJÓW INWESTORÓW

*When everybody thinks alike,  
Everyone is likely to be wrong.*  
H. B. Neill

### Wstęp

Ocenę kierunku notowań na giełdzie oprócz rynków natychmiastowych można również dokonać wykorzystując dane dotyczące rynku opcji. Porównanie wolumenu opcji kupna i wolumenu opcji sprzedaży pozwala wskazać, czy uczestnicy rynku oczekują wzrostów czy spadków aktywów. W sytuacji, gdy wolumen kupna jest wyższy od wolumenu sprzedaży na rynku dominuje przekonanie, że kursy akcji będą rosnąć. Natomiast w przypadku wyższych wolumenów sprzedaży inwestorzy spodziewają się trendu spadkowego.

Artykuł ma na celu analizę oczekiwań inwestorów na podstawie opcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Wykorzystując informacje z rynku terminowego można określić przewidywania inwestorów odnośnie kształtowania się cen w przyszłości. Dane wykorzystane w badaniu obejmują opcje na WIG20, których serie rozpoczęły notowania we wrześniu i grudniu 2007 roku.

### Wskaźnik nastroju na rynku kapitałowym

Wskaźnik nastroju wykorzystywany jest do pomiaru natężenia emocji inwestorów. Ogólnie wyróżnia się dwa typy wskaźników:

- bazujące na danych liczbowych dotyczących zawartych transakcji,

- bazujące na opiniach inwestorów i analityków odnośnie przyszłej koniunktury na rynku.

Pierwsze wskaźniki, które pojawiły się na rynku kapitałowym oparte były na opinii inwestorów i analityków. W 1963 roku w Stanach Zjednoczonych zaczęła je publikować firma analityczna Investors Intelligence<sup>1</sup>. Początkowo liczony był na podstawie rekomendacji analityków odnośnie rynku akcji i podawany raz w tygodniu. Rok później firma Market Vane zaczęła podawać codziennie wskaźnik Bullish Consensus, który oprócz rynku akcji obejmował rynek obligacji, walutowy i towarowy<sup>2</sup>. Tworzony jest on w oparciu o przewidywania analityków odnośnie kupna i sprzedaży poszczególnych aktywów. Z kolei wskaźnikiem badającym poziom nastroju na rynku akcji obliczanym na podstawie pytań kierowanych do uczestników rynku jest podawany codziennie przez Amerykańskie Stowarzyszenie Inwestorów Indywidualnych AAI Index<sup>3</sup>.

Wskaźniki liczone na podstawie instrumentów pochodnych podaje Chicago Board Options Exchange<sup>4</sup>. Jako pierwszy na rynku w 1993 roku pojawił się VIX Index. W przeciwieństwie do poprzednich bazował na danych liczbowych dotyczących opcji znajdujących się w obrocie. Wyznaczany był na podstawie zmienności implikowanej opcji *at-the-money* kupna i sprzedaży na indeks S&P 100. Dziesięć lat później nieznacznie zmieniono metodologię wyznaczania indeksu VIX<sup>5</sup>. Po pierwsze, zmienność implikowana nie jest szacowana na podstawie modelu Blacka-Scholesa, lecz jest niezależna od modeli. Po drugie, wyznaczana jest w oparciu o opcje *out- of-the-money*, a nie jak dotąd *at-the-money*. Ostatnia znacząca zmiana dotyczyła zmiany waloru bazowego z indeksu S&P 100 na indeks S&P 500.

Innym wskaźnikiem podawanym przez giełdę w Chicago jest Put-Call Ratio. Należy on do jednych z najpopularniejszych wskaźników pomiaru nastrojów inwestorów. Kalkulowany jest codziennie w odniesieniu do różnych typów opcji ze względu na walory bazowe. Szerzej zostanie on przedstawiony w kolejnej części artykułu, ponieważ Stanowic będzie podstawę badania empirycznego.

<sup>1</sup> Zob. [www.investorsintelligence.com](http://www.investorsintelligence.com)

<sup>2</sup> Zob. [www.marketvane.net](http://www.marketvane.net)

<sup>3</sup> Zob. [www.aaii.com](http://www.aaii.com)

<sup>4</sup> Zob. [www.cboe.com](http://www.cboe.com)

<sup>5</sup> Zob. *VIX® CBOE Volatility Index*, Chicago Board Options Exchange, Inc. 2003.

W odniesieniu do rynku polskiego na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie od 2003 roku obliczany jest wskaźnik oparty na opiniach analityków WIGOMETR. Zapytania o sytuację na rynku kierowane są do osób zawodowo związanych z rynkiem kapitałowym, które reprezentują fundusze emerytalne, fundusze inwestycyjne, biura maklerskie, banki inwestycyjne, firmy Asset Management. Informacje zbierane są w czwartek, natomiast wyniki publikowane są w piątek po zakończeniu sesji giełdowej. Ankieta obejmuje zapytanie o przewidywania zmian indeksu WIG20 na koniec następnego tygodnia. Wartość wskaźnika określana jest na podstawie trzech możliwych odpowiedzi: wzrost, bez zmian, spadek indeksu. Obliczana jest jako różnica między oczekiwaniami pozytywnymi i negatywnymi. Wartość dodatnia będzie świadczyła o tym, że na rynku dominują optymiści, natomiast ujemna będzie wskazywać na przewagę pesymistów. Aktualnie WIGOMETR nie jest publikowany. Związane jest to pracami nad nową konstrukcją wskaźnika. Ostatnia jego wartość podana była 1 lutego 2008 roku.

Wskaźniki nastroju, w szczególności liczone na podstawie opinii uczestników rynku, wyrażają w nim udział w optymistów i pesymistów. Z reguły w przypadku trendu wzrostowego mamy do czynienia z dominacją optymistów, natomiast dla trendu spadkowego – pesymistów. W literaturze pojawia się określenie kontrariańskiego charakteru wskaźników nastroju. Pochodzi ono od koncepcji H. B. Neila, która po raz pierwszy została opisana w pracy z 1954 roku *The Art Of Contrary Thinking*, z późniejszymi wznowieniami<sup>6</sup>. Autor jest zdania, że w sytuacji, gdy zdecydowana większość inwestorów ma podobną opinię, to na ogół jest ona błędna. Skoro większość nie ma racji, rozsądny inwestor powinien postępować wbrew opinii ogółu. W myśl ten koncepcji, gdy wskaźniki nastroju sygnalizują duży optymizm rynek w niedługim czasie będzie czekał trend spadkowy. Natomiast skrajny pesymizm będzie wskazywał na przyszłą fazę wzrostów.

#### **Wskaźnik Put /Call Ratio**

Wskaźnik Put-Call Ratio po raz pierwszy zaczął być stosowany przez Chicago Board Options Exchange. Należy on do jednych z najczęściej używanych

<sup>6</sup> Zob. H. B. Neill, *The Art Of Contrary Thinking*, Caxton Press, Idaho 2001.

wskaźników sentymentu na rynku. Może być liczony w oparciu o wolumen obrotu lub liczbę otwartych pozycji w opcjach kupna i opcjach sprzedaży.

W badaniu empirycznym wykorzystane zostaną dane dotyczące wolumenu obrotu. Przyjmuje się, że jest on miarą intensywności i tempa ruchu cen<sup>7</sup>. Według R.W. Armsa to właśnie poprzez wolumen uzyskuje się rzeczywisty obraz emocji występujących na rynku. Jest on rezultatem wszystkich przedsięwzięć, zarówno tych dokonanych pod wpływem emocji, jak i wolnych od nich, logicznych, jak i nielogicznych.<sup>8</sup>

Na rynku opcji informacja o wolumenie wykorzystywana jest podobnie jak na rynku natychmiastowym, czyli jako wartość określająca popyt i podaż na dane aktywa. Wolumen dla opcji kupna będzie sygnałem hossy, natomiast dla opcji sprzedaży – bessy. Obserwując kształtowanie się stosunku tych wielkości można określić, jakie nastroje panują na rynku. W badaniu empirycznym wykorzystana zostanie następująca konstrukcja wskaźnika:

$$P / C \text{ Ratio} = \frac{\text{wolumen dla opcji sprzedaży}}{\text{wolumen dla opcji kupna}}.$$

Klasyczna interpretacja mówi, że wysoka wartość wskaźnika odpowiada rynkowi malejącemu, natomiast niska – rosnącemu. W pierwszym przypadku przewaga osób kupujących opcje sprzedaży wiąże się z oczekiwaniem spadku cen. Zajęcie pozycji przez znaczną część inwestorów w opcjach kupna wskazuje z kolei na obawę przed wzrostem cen. Thomas Mayers w opracowaniu z 1989 roku podaje, że sygnał kupna będzie generowany przy wartości wskaźnika powyżej 0,55<sup>9</sup>.

Interpretując wskaźnik zgodnie z teorią kontrariańską sytuacja będzie odwrotna. Wysoka wartość będzie świadczyła o przyszłym wzroście cen, natomiast niska – o spadku.

### **Badanie empiryczne**

Badanie nastrojów inwestorów przeprowadzone zostanie w oparciu o opcje na WIG20 notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, których serie rozpoczęły notowania we wrześniu i grudniu 2007 roku. Dane empi-

<sup>7</sup> Por. J. J. Murphy, *Analiza techniczna rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa 1999, s. 142-158.

<sup>8</sup> Por. R.W. Arms, *Znaczenie wolumenu*, WIG Press, Warszawa 1997, s. 158-159.

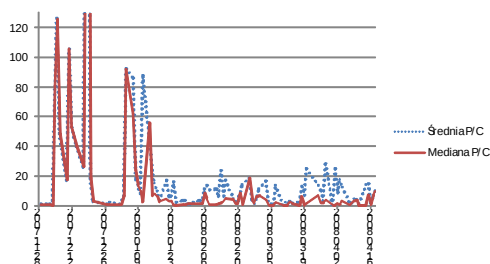
<sup>9</sup> H. Shefrin, *Beyond Greed and Fear*, Oxford University Press 2002, s. 286.

ryczne obejmowały okres od września 2007 roku do 18 kwietnia 2008 roku. W badaniu uwzględniono opcje kupna i sprzedaży notowane w ustalonym okresie, dla których wystąpiły takie same ceny wykonania. Wpłynęło to na ograniczenie liczby obserwacji, ponieważ dla Zgodnie z podanym kryterium wyodrębniono następujące opcje:

- pięć serii opcji kupna i sprzedaży wygasających w marcu, dla których ceny wykonania wyniosły: 2700 pkt, 2800 pkt, 2900 pkt, 3000 pkt, 3100 pkt;
- czternaście serii opcji kupna i sprzedaży wygasających w czerwcu, dla których ceny wykonania wyniosły: 2400 pkt, 2500 pkt, 2600 pkt, 2700 pkt, 2800 pkt, 2900 pkt, 3000 pkt, 3100 pkt, 3200 pkt, 3300 pkt, 3400 pkt, 3500 pkt, 3600 pkt, 4300 pkt.

Baza danych objęła zatem notowania 19 opcji kupna oraz 19 opcji sprzedaży.

Dla podanych opcji na podstawie wolumenu obrotu wyznaczono wartości wskaźnika Put-Call Ratio. Ze względu na możliwość wystąpienia dla danego dnia od 1 do kilkunastu obserwacji, wyznaczono wartości średnie oraz medianę. Na początku analizowanego okresu wystąpił obrót tylko dla opcji z kursem wykonania 3100 pkt, stąd pokrywanie się obu linii. Kształtowanie się wskaźnika Put-Call Ratio przedstawiono na rys. 1.



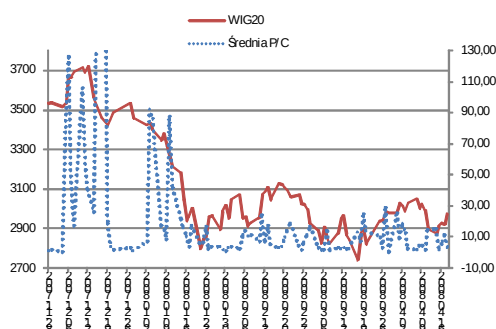
Rys. 1. Kształtowanie się wskaźnika P-C Ratio.

Źródło: opracowanie własne.

Rys. 2 uwzględnia dodatkowo wartości WIG20. Na obu wykresach w celu bardziej czytelnej prezentacji uzyskanych wartości, z uwagi na wysoką wartość wskaźnika dla 17 grudnia 2007 roku ( $P/C \text{ Ratio} = 433$ ) ograniczono skalę do 120 jednostek. W większości analizowanych przypadków inwestorzy chętniej nabywali opcje sprzedaży (wskaźnik  $P/C \text{ Ratio}$  znacznie przewyższał wartość 1). W 95,7% przypadków wolumen dla opcji sprzedaży był wyższy od wolumenu dla opcji kupna. Szczególnie wysokie wartości wystąpiły na początku

badanego okresu. Zgodnie z klasycznym podejściem wskazuje to, że inwestorzy oczekują spadku cen. Analizując rys. 2 można zauważyć kształtowanie się wysokich wartości wskaźnika w trakcie silnego trendu malejącego dla WIG-u 20. Inwestorzy słusznie przewidywali zatem spadek cen.

Druga część wykresu (od 18 stycznia 2008 roku) może świadczyć o zmianie sygnałów generowanych przez wskaźnik P/C Ratio. Do powyższej sesji można było korzystać z klasycznej analizy technicznej. W kolejnym okresie inwestorzy dalej przewidywali spadek cen waloru bazowego, natomiast jego notowania w krótkim okresie podlegały nieznacznym trendom rosnącym, w długim zaś można je opisać za pomocą trendu horyzontalnego. Powyższa sytuacja skłania do wykorzystywania koncepcji kontrariańskiej.



Rys. 2. Kształtowanie się wskaźnika P-C Ratio na tle WIG20.

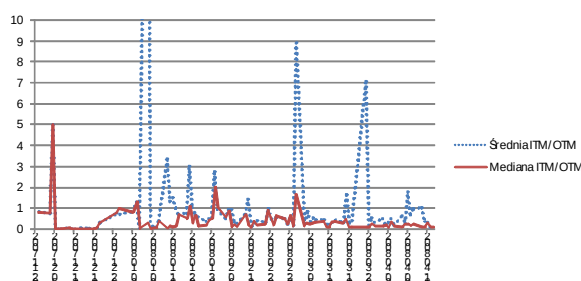
Źródło: opracowanie własne

Oprócz wskaźnika Put-Call Ratio wyznaczono również wskaźnik ITM/OTM jako inną miarę wskazującą na emocjonalność inwestorów na rynku. Konstrukcja tego wskaźnika bierze pod uwagę stosunek wolumenu obrotów dla opcji *in-the-money* do wolumenu obrotu dla opcji *out-of-the-money*. Bezpośrednio można tłumaczyć ten wskaźnik jako siłę nabywców opcji, które opłaca się zrealizować do siły inwestorów działających pod wpływem innych (często emocjonalnych) czynników. Rys. 3 przedstawia wartości tego wskaźnika.

Analizując powyższy wykres można zauważyć, że w większości przypadków wskaźnik ITM/OTM przyjmuje wartości poniżej 1 (w 85% obserwacji). Świadczy to o dominacji na rynku zachowań inwestorów opartych na emocjach, które mogą być wynikiem działań o charakterze spekulacyjnym. Mniej istotnym wydaje się fakt, czy opcję opłaca się zrealizować, ważniejsze okazuje się, że opcja w krótkim okresie przyjmie cenę satysfakcjonującą spekulującego. Na



rynku takie reakcje występują wówczas, gdy kierują nim inwestorzy, którzy uruchamiają swoje środki w sytuacji możliwości osiągnięcia szybkiego zysku. Rynek instrumentów pochodnych w związku z występowaniem dźwigni finansowej jest szczególnie podatny na działania spekulantów, zatem wskazuje na momenty koncentrowania przez nich kapitału na rynku. Wykorzystując tą wiedzę, posługując się trudną w realizacji postawą kontrariańską, można zajmować pozycje przeciwne na rynku byka, nie emocjonując się spadkami na rynku niedźwiedzia.



Rys. 3. Kształtowanie się wskaźnika ITM/OTM  
Źródło: opracowanie własne

### Podsumowanie

W odniesieniu do interpretacji wskaźnika P/C Ratio można wykorzystywać dwa podejścia. Niektórzy analitycy stosują podejście klasyczne, dla którego wzrost wartości wskaźnika oznaczać będzie spadek cen. W podejściu nieklasycznym, zauważając taką zależność, zalecana będzie strategia przeciwna. W artykule wykazano, że oba prezentowane podejścia można zaobserwować wśród graczy na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Z powodu przeanalizowania zbyt krótkiego okresu, można domniemywać, że najprawdopodobniej w odczytywaniu sygnałów generowanych przez wskaźnik P-C Ratio w czasie wyraźnego trendu, można stosować się do podejścia klasycznego (na rys. 1 – okres do 18.01.2008). W przypadkach, gdy nie ma możliwości ustalenia zdecydowanej tendencji cen instrumentu bazowego znaczącą rolę może odgrywać odczytywanie sygnałów w sposób kontrariański.

Własności predyktywne w podejściu nieklasycznym może prezentować wskaźnik ITM/OTM. Ma on jednak zastosowanie tylko w trakcie trendu hory-

zontalnego lub krótkookresowych trendów rosnących lub malejących. Dwa silne „wybicia” wskaźnika w trendzie horyzontalnym wskazują na istotność zapowiadanych zmian. W badanym okresie w większości przypadków, dla tego wskaźnika występowała spekulacja wzrostu cen (w 48% analizowanych wyników). Spekulacja ich spadku stanowiła natomiast 37% przypadków. Jedynie w 15% nie odnotowano zachowań spekulacyjnych.

Zwykle, wskaźniki sentymentu stanowią narzędzie podejmowania decyzji w strategiach kontrariańskich. Innymi słowy kiedy uczestnicy rynku prezentują skłonność do stosowania strategii byka, zwykle sprzyjają pojawianiu się spadków, natomiast dla rynkowych niedźwiedzi - rynek wykazuje tendencje horyzontalne (powraca do średniej).

Wskaźniki nastroju oprócz waloru informacyjnego mają także walor prognostyczny. W niniejszym badaniu weryfikowano jego możliwości.

#### **Literatura**

1. Arms R.W., *Znaczenie wolumenu*, WIG Press, Warszawa 1997.
2. Murphy J.J., *Analiza techniczna rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa 1999.
3. H. B. Neill, *The Art Of Contrary Thinking*, Caxton Press, Idaho 2001.
4. Shefrin H., *Beyond Greed and Fear*, Oxford University Press, 2002.
5. *VIX® CBOE Volatility Index*, Chicago Board Options Exchange, Inc. 2003.
6. [www.aaii.com](http://www.aaii.com)
7. [www.cboe.com](http://www.cboe.com)
8. [www.investorsintelligence.com](http://www.investorsintelligence.com)
9. [www.marketvane.net](http://www.marketvane.net)

#### **STRESZCZENIE**

Artykuł ma na celu analizę oczekiwań inwestorów na podstawie opcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

## USING OPTIONS MARKET TO MEASURING INVESTOR'S SENTIMENT

### SUMMARY

The main goal of this article is using options market to measuring investor's sentiments.

*Translated by A. Majewska*

*Dr Agnieszka Majewska*  
Uniwersytet Szczeciński  
magnes@wneiz.pl



SEBASTIAN MAJEWSKI

**EMPIRYCZNE ROZWAŻANIA O WPŁYWIE DYWIDENDY NA  
WARTOŚĆ AKCJI NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH  
W WARSZAWIE**

**Wstęp**

Istnieje szereg teorii mówiących o zasadach jakie kierują wyborem akcji przez inwestora w nawiązaniu do dywidendy wypłacanej przez spółki. Jedna z nich na przykład głosi, że inwestor będzie przedkładać akcje spółek płacących dywidendę nad tymi, które jej nie wypłacają. A zatem wybierze te walory, które w jego ocenie w dłuższej perspektywie przyniosą mu większe korzyści. Druga z teorii głosi, że inwestorzy będą wybierać częściej dochód gotówkowy (pochodzący z transakcji akcjami) niż dochód w postaci dywidendy. To jest wspólne w obu tych teoria to fakt, że zakładają one, że wypłata dywidendy wpływa na wartość akcji spółki giełdowej, niezależnie od tego w jaki sposób.

Artykuł ma na celu przeprowadzenie analizy wpływu dywidendy na wartość rynkową akcji i ustalenie czy można doszukiwać się powiązań między potencjalną możliwością uzyskiwania dochodów z transakcji kupna-sprzedaży a wypłacaniem dywidendy przez spółki giełdowe. W prosty sposób dzieląc walory (wypłacające dywidendę) na te, które przynoszą ponadnormatywne korzyści (potencjalnie są źródłem spekulacyjnych działań inwestorów na rynku) oraz na te, które są bezpieczne i nie gwarantują ponadnormatywnych stóp zwrotu, uzyska się grupy aktywów, dla których powinny istnieć związki między wskaźnikiem zysku z zainwestowanego na giełdzie kapitału a możliwością partycypowania w zyskach przedsiębiorstwa.

W badaniu posłużono się danymi z Rocznika Giełdowego 2008, wskazującymi spółki płacące dywidendę wraz z podstawowymi danymi rynkowymi

(PBV, PER, udział w obrocie giełdowym) oraz notowaniami tych spółek z 2007 roku. Badanie oparto na podziale spółek z wykorzystaniem metody k-średnich oraz statystycznych metod podziału zbiorowości, opartych na podstawowych statystykach stóp zwrotu z akcji.

### Dywidenda a wartość rynkowa akcji – przegląd zagadnień

Omawiając znaczenie dywidendy w wycenie rynkowej papierów wartościowych należy rozpocząć od modelu wyceny Earnings Multiplier Model<sup>1</sup>, według jego koncepcji wartość inwestycji jest bieżącą wartością przyszłych zwrotów, które w przypadku akcji zwykłych stanowią zyski netto firmy. Obliczając wartość mnożnika zysków (PER – *price earning ratio*) należy uwzględnić następujące zmienne:

- wskaźnik oczekiwanych płatności dywidend – dywidendy podzielone przez zyski ( $D_1/E_1$ );
- oczekiwana stopa zwrotu z akcji ( $k$ );
- oczekiwana stała stopa wzrostu dywidend akcji ( $g$ ).

Przekształcając model otrzymuje się prostą zależność między oczekiwaną stopą zwrotu z akcji a wskaźnikiem oczekiwanych płatności dywidend<sup>2</sup>:

$$k = \frac{D_1/E_1}{\text{PER}} + g.$$

Wynika stąd, że im wyższa stopa dywidendy tym wyższa wartość akcji. Należy jednak podkreślić, że wycena przeprowadzona w ten sposób może istotnie różnić się od wyceny rynkowej. Często w takich właśnie sytuacjach mówi się o niedowartościowaniu bądź przewartościowaniu cen akcji na rynku, co z kolei może stanowić ważny sygnał do podjęcia decyzji o zakupie bądź sprzedaży waloru.

Można zastanawiać się nad tym od czego zależy rozbieżność w wycenie rynkowej i sporządzonej metodą mnożnika zysków. Należy w tym miejscu rozpatrzeć dwa znaczące aspekty. Pierwszy z nich można określić mianem kwalifikowalności spółek do grona defensywnych, procyklicznych lub spekulacyj-

<sup>1</sup> F.K. Reilly, K.C. Brown, *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem* vol. I, PWE, Warszawa 2001, s. 600-601

<sup>2</sup> Na podstawie F.K. Reilly, K.C. Brown, *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem* vol. I, PWE, Warszawa 2001, s. 600-601

nych<sup>3</sup>. Drugi, związany bardziej z psychologią graczy, określa się mianem znaczenia marki bądź nieznajomości spółki (z tym wiąże się niepewność zachowań cen akcji na giełdzie).

Spółki defensywne są to takie, których przyszłe zyski z dużym prawdopodobieństwem nie spadną w razie pogorszenia się sytuacji na giełdzie. Takie spółki charakteryzuje z reguły małe ryzyko. W tym przypadku istnieją dwie zbliżone koncepcje dotyczące stóp zwrotu z akcji takich spółek, których konkluzja mówi o tym, że w okresach załamywania się rynku ceny takich akcji nie powinny spadać lub mogą spadać bardzo wolno.

Spółki procykliczne są mocno uzależnione od całej gospodarki. W okresach boomu szybko rosną ich ceny, a zatem stopy zwrotu są wysokie. W okresach spadków poddają się ogólnej koniunkturze i spadają bardzo szybko. Zmienność stóp zwrotu z cen takich walorów jest większa od przeciętnej na giełdzie.

Trzecią grupę spółek stanowią spółki spekulacyjne, które charakteryzują się wysokim ryzykiem, zyskowością i wysoką zmiennością stóp zwrotu. Co jednak jest zrozumiałe akcje takie charakteryzuje również prawdopodobieństwo osiągnięcia niskich lub nawet negatywnych stóp zwrotu. A w odniesieniu do modelu mnożnika zysków są najczęściej przewartościowane.

Drugi omawiany aspekt również można podzielić na części. Pierwsza z nich dotyczy optymizmu analityków w procesie prognozowania zysków przedsiębiorstwa. Druga celowości sporządzania rekomendacji spółek. Trzecia piramidy ryzyka i znaczenia marki w procesie podejmowania decyzji inwestycyjnych.

W swojej pracy H. Shefrin<sup>4</sup> w części piątej *The Interface between Corporate Finance and Investment* podkreśla znaczenie optymizmu czy też pesymizmu analityków przygotowujących prognozy zysków. Píše on, że w wielu przypadkach analitycy wykazują skłonność do nadmiernie popadania w optymizm lub pesymizm w założeniach do prowadzonych prognoz. Na podstawie badań przeprowadzonych w latach 1980 – 1991 przez R. Hansena i A. Sarin stwierdzono,

---

<sup>3</sup> Na podstawie F.K. Reilly, K.C. Brown, *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem* vol. II, PWE, Warszawa 2001, s. 315

<sup>4</sup> Shefrin H., *Beyond greed and fear. Understanding behavioral finance and the psychology of investing*, Oxford University Press 2002, s. 257

że w tym okresie analitycy zwykli zawyżać swoje oczekiwania co do zysków o około 2%.

W przypadku znaczenia rekomendacji w procesie podejmowania decyzji inwestycyjnych badania prowadzono również w Polsce<sup>5</sup>. Rekomendacje są formą informacji mającej na celu poszerzenie wiedzy inwestora o danym walorze. Informacje takie powstają w zespołach analityków giełdowych przy bankach, domach inwestycyjnych i biurach maklerskich. Analizujący wskazuje inwestorom optymalną strategię jaką należy przyjąć w świetle przeprowadzanych przez niego rozważań. U podstaw prawidłowo przeprowadzonej analizy, która kończy się wskazaniem ceny, leży rzetelna ocena wyników finansowych przedsiębiorstwa, co skutkuje podaniem właściwej ceny docelowej. Do analiz wybierane są te spółki, które w danym okresie budzą największe zainteresowanie inwestorów giełdowych. Można zatem uznać, że takie analizy są solidną przesłanką do podejmowania decyzji inwestycyjnych. Jakkolwiek analizy przeprowadzane są przez ludzi, którzy oprócz metod o charakterze ilościowym mogą stosować również metody jakościowe. Te ostatnie oparte są o własne doświadczenie analityka i są subiektywne. Często bowiem nawet najbardziej wytrawnego analityka zawodzi intuicja gracza i może popełnić błąd niewłaściwej oceny zjawiska. Ciekawą sytuacją są sprzeczne oceny dokonywane tego samego dnia przez różnych analityków dla tego samego waloru. Przykładem takiej sytuacji mogą być rekomendacje wystawione akcjom Ceramiki Nowa Gała przez dwa różne biura: KBCS wystawiło rekomendację „trzymaj” z ceną docelową 4,50 zł, natomiast CDM Pekao S.A. – „redukuj” z ceną 4,25. Trudno jest zatem ocenić, która z rekomendacji jest tą właściwą jeżeli obecna cena waloru wynosiła 4,85 zł. W takiej sytuacji, jeśli ceny docelowe zostały ustalone rzetelnie, w obu przypadkach należałoby raczej rekomendować „sprzedaż” ze względu na możliwość odwrócenia trendu, bądź też przeszacować cenę docelową, ponieważ mogło nastąpić przełamanie linii oporu. W trakcie badań próbowano odnaleźć choćby drobne przesłanki przemawiające za ustaleniem strategii w rekomendacji. Umiarkowany związek odnaleziono w tym badaniu między rodzajem strategii a wielkością odchylenia rekomendowanej ceny od ceny bieżącej.

Trzecim czynnikiem jest piramida ryzyka, która stanowi jeden z elementów teorii behawioralnych. Teoria Behawioralnego Portfela papierów warto-

<sup>5</sup> Majewski S., *Analiza powiązań rekomendacji analityków giełdowych z wybranymi czynnikami ekonomiczno-finansowymi spółek giełdowych*, ZN US (w druku)

ściowych (BPT) została stworzona przez H. Shefrin'a i M. Statmana i opublikowana w 2000 roku<sup>6</sup> na gruncie teorii SP/A (zabezpieczenie, pragnienie bogactwa/ aspiracje) L. Lopes (1987) oraz teorii projekcji Kahneman'a i Tversky'ego (1979). Zakłada ona, że inwestorzy podejmując decyzje inwestycyjne na rynku nie zawsze (prawie nigdy) nie zachowują się racjonalnie. Stąd też nie może być mowy o spełnianiu założeń wielu modeli finansowych.

Teorie te wyrosły na gruncie finansów behawioralnych, które próbują wyjaśnić zdarzenia rynkowe przez pryzmat zachowań uczestników rynku. Przez lata w trakcie badań okazało się, że rynek kapitałowy jest ciężki do przewidzenia, a prognozy bardzo często mijają się z rzeczywistością. Fenomeny finansowe można wyjaśnić w podejściu behawioralnym przy wykorzystaniu modeli, w których uczestnicy rynku nie są w pełni racjonalni<sup>7</sup>. Psychologowie podłoże nieracjonalności upatrują w ufności inwestorów oraz w ich preferencjach. To właśnie te dwa czynniki decydują o tym, że skład portfela nie odpowiada optymalnemu portfelowi z punktu widzenia tradycyjnych finansów. Ma na to wpływ tak zwana księgowość umysłowa, która w podświadomości każdego inwestora, każe rozpatrywać każdy składnik portfela oddzielnie<sup>8</sup>. Każdy inwestor decydując się na wybór określonych aktywów do portfela określa z góry przeznaczenie inwestycji, pomijając tak ważny czynnik jak korelacje pomiędzy stopami zwrotu ze składników portfela.

Naprzeciw temu wychodzą portfele proponowane przez fundusze inwestycyjne<sup>9</sup>, które oferują inwestorowi, poprzez nazwy, proste opcje wyboru (fundusze agresywne, zrównoważone, bezpieczne). Konstrukcja takich portfeli nie opiera się jednak na tradycyjnych modelach, lecz na zapewnieniu oczekiwań potencjalnych klientów funduszu. Taki sposób konstruowania portfela w przypomina piramidę niezależnych aktywów. Każdy poziom piramidy pozostaje pod wpływem dwóch emocji: strachu i nadziei. Przy podstawie piramidy znajdują

<sup>6</sup> Shefrin H., Statman M., *Behavioral portfolio theory*, Journal of Financial Quantitative Analysis, Vol. 35, No. 2 June 2000s. 127

<sup>7</sup> Barberis N., Thaler R., *A Survey of Behavioral Finance*, Handbook of the Economics of Finance, September 2002, s. 2

<sup>8</sup> Thaler R.H., *Mental Accounting Matters*, Journal of Behavioral Decision Making 12, 183-206 (1999), Zaleśkiewicz T., *Psychologia inwestora giełdowego. Wprowadzenie do behawioralnych finansów*, GWP, Gdańsk 2003, s. 131

<sup>9</sup> Majewski S., *Piramidalna struktura portfeli funduszy inwestycyjnych akcji*, ZN US Nr 413, Szczecin 2005, s. 97-107



się walory zapewniające poziom bezpieczeństwa, na szczycie zaś walory będące potencjałem zysków inwestora<sup>10</sup>.

### **Metodologia i badanie empiryczne**

Algorytmy  $k$ -optymalizacyjne składają się z trzech podstawowych etapów: wyznaczenia  $k$  początkowych skupień przez badacza, przydzielenie obiektów do najbliższych im skupień oraz iteracyjnie powtarzane przenoszenie obiektów między skupieniami tak, aby uzyskać najlepszy podział na grupy. Proces optymalizacji trwa dopóki nie zostanie przekroczona ustalona z góry, maksymalna liczba iteracji lub nastąpi stabilizacja struktury klas. Klasyczną metodą tego typu jest metoda  $k$ -średnich J. McQueena. W metodzie tej obiekt jest przydzielony do skupienia, którego środek ciężkości leży najbliżej w sensie odległości euklidesowej. Kryterium oceny jakości podziału serii obiektów na grupy jest funkcja podziału, mająca zwykle postać sumy odległości euklidesowych obiektów od środków ciężkości właściwych im grup.

Niniejsze badanie oparto na założeniu, że inwestorzy, w zależności od stopnia rozwoju rynku czy też nastrojów społecznych przyjmują inne postawy – strategie decydujące o inwestowaniu. W przypadku giełd rozwijających się i młodych, jak Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, gdzie większość inwestorów nastawia się na szybki i duży zysk, dywidenda odgrywa raczej znaczenie marginalne. Natomiast dla giełd dojrzałych i stabilnych, dywidenda może stanowić o podejmowaniu decyzji o inwestycji w dany walor.

W artykule zdecydowano się skorzystać z metody  $k$ -średnich dla danych zestandaryzowanych klasyczną formułą, po to, żeby wyodrębnić walory podobne ze względu na wybrane cechy: udział w rynku, PER, PBV, stopa dywidendy, stopa zwrotu w skali roku i dywidenda na jedną akcję.

Ze względu na fakt, że w badaniu poszukiwane mają być schematy postępowania inwestorów indywidualnych na rynku, posłużono się najprostszymi dostępnymi zmiennymi, z których mogą korzystać wszyscy uczestnicy rynku. Przemawia z tym fakt, że inwestorzy w praktyce nie posługują się wysublimowanymi narzędziami i zmiennymi w celu zbudowania własnej strategii inwesty-

---

<sup>10</sup> Zaleśkiewicz T., *Psychologia inwestora giełdowego. Wprowadzenie do behawioralnych finansów*, GWP, Gdańsk 2003, s.147

cyjnej, można nawet zauważyć, że część z nich wykorzystuje sygnały intuicyjne.

Na początku badania podzielono akcje na dwie części: te które osiągnęły ujemne stopy zwrotu oraz te które osiągnęły dodatnie stopy zwrotu. W tych grupach nie osiągnięto żadnych istotnych współczynników korelacji między stopą dywidendy a stopą zwrotu czy też między dywidendą na jedną akcję a stopą zwrotu. Okazuje się, że taki prosty podział nie uwzględnia żadnych strategii podejmowania decyzji inwestycyjnych.

Stąd też kolejny podział wykorzystał metodę k-średnich. Przeprowadzano podziały kolejno opierające się o 2, 3 i 4 klasy. Dzieliąc wszystkie biorące udział w badaniu 83 spółki uzyskano dwa klastry z istotnymi powiązaniami między dywidendą a stopą zwrotu, gdzie korelacja była silna ujemna (dla Pekao, PKO, CEZ, BACA, MOL, ASSECO SLO) lub umiarkowana ujemna.

Przy rozróżnieniu grup wejściowych przez optymalizację na ujemne i dodatnie stopy zwrotu, otrzymano słabsze wyniki, przy czym istotna korelacja dla spółek ze stopą zwrotu większą od 0, okazała się dodatnia (dla PKO, Żywiec, CEZ, BACA, MOL, ASSECO SLO), a dla spółek o stopie zwrotu mniejszej od zera ujemna (Świecie, ATM, DGA). W związku z tym zdecydowano się na podziały oparte o typowy obszar zmienności dla mediany a następnie dla średniej arytmetycznej. Te dwa podziały się najciekawsze i te zostaną poddane analizie i interpretacji.

Wymienione podziały wraz z obszarami zmienności zawiera tabela 1.

Tabela 1. Wyodrębnione klastry akcji według stopy zwrotu.

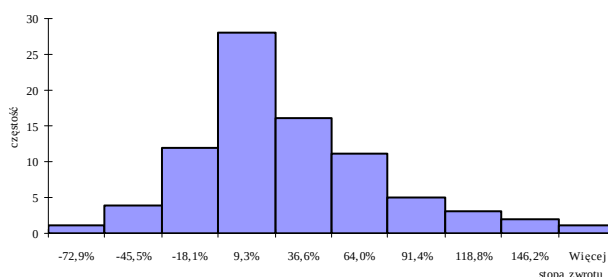
| Grupa   | obszar zmienności | ilość spółek |                                             |
|---------|-------------------|--------------|---------------------------------------------|
| typowe  | -17% - 30,9%      | 39           | podział<br>dla mediany<br>i odchylenia ćw.  |
| wysokie | powyżej 30,9%     | 26           |                                             |
| niskie  | poniżej -17%      | 14           |                                             |
| typowe  | -30,3% - 62,4%    | 58           | podział<br>dla średniej<br>i odchylenia st. |
| wysokie | powyżej 62,4%     | 11           |                                             |
| niskie  | poniżej -30,3%    | 10           |                                             |

Źródło: obliczenia własne

Należy zauważyć, że badana zbiorowość charakteryzowała się niewielką prawostronną asymetrią (czego dowodem jest histogram, przedstawiony poniżej). W związku z tym, że rozstęp między najwyższą a najniższą stopą zwrotu był duży i wyniósł 246,6%, istotną różnicę zauważono między średnią a medianą. Dodatkowo współczynniki zmienności w obu zbiorowościach przekroczyły 250% (dla mediany 346%, a dla średniej prawie 290%). Wydaje się zatem, że

podział zbiorowości na bardziej jednorodne podgrupy jest niezbędny. Oczywiście najlepszy byłby taki podział, który powodowany byłby ważną z punktu widzenia badania cechą o charakterze jakościowym. Zaproponowany powyżej podział w pewnej części jedynie spełnia kryteria, o których była mowa. W związku z tym, że wyodrębnienie klastrów ponadnormatywnych stóp zwrotu dodatnich i ujemnych, spełnia kryteria emocjonalnego zaangażowania inwestorów – można traktować takie akcje, jako te które poddawane były działaniom spekulacyjnym, te dwie grupy można uznać za logicznie jednolite. W obu tych grupach współczynnik zmienności wynosił około 30%.

W gorszej sytuacji stawiane są grupy typowe, gdzie zmienność w dalszym ciągu jest bardzo wysoka ( $V_s$  około 200%). Sytuację w takim przypadku mogłoby ratować rozdzielenie spółek na te o dodatnich i ujemnych stopach zwrotu. Jednak po pierwsze zmienność w dalszym ciągu była wysoka ( $V_s$  około 70%), a uzyskane w późniejszym badaniu współczynniki korelacji w dalszym ciągu były nieistotne statystycznie, bardzo bliskie 0 i w jednym wypadku dodatnie.



Rys. 1. Rozkład stóp zwrotu z akcji badanych spółek giełdowych

Źródło: obliczenia własne

W związku z tym, że w badaniu najciekawsze wyniki uzyskano dla spółek o dużej zmienności cen w trakcie roku, w dalszej części w tabelach znajdować się będą tylko obliczenia zawierające najistotniejsze współczynniki korelacji między analizowanymi zmiennymi.

Dla tak wyodrębnionych spółek uzyskano umiarkowaną ujemną korelację między stopą zwrotu a stopą dywidendy. Oznacza to, że dla badanych przypadków wzrost stopy dywidendy oznaczał ujemne oddziaływanie na cenę waloru, choć siła tego związku nie była wielka. Dodatkowo dla tych spółek uzyskano umiarkowany dodatni związek między stopą zwrotu a wskaźnikiem cena do wartości księgowej (PBV). Między wskaźnikiem cena do zysku na jedną akcję

(PER) a stopą dywidendy wykryta zależność miała charakter ujemny umiarkowany. Niestety wykryte zależności nie mogą przesądzać o tym, że w całej badanej grupie rzeczywiście można mówić o ujemnej zależności stopy zwrotu od stopy dywidendy. Oczywiście wykrycie takiego charakteru związku mogłoby oznaczać, że pojawianie się dywidendy w przypadku takiej spółki będzie skutkowało zaniżaniem stopy zwrotu.

Tabela 2. Współczynniki korelacji między stopą zwrotu (RR) a czynnikami ekonomicznymi dla spółek typowych (stopa zwrotu w przedziale powyżej 30,9%).

|     | udział w obrocie | PBV    | PER    | d      | RR     | DPS    |
|-----|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| d   | 0,067            | -0,206 | -0,427 | 1,000  | -0,382 | 0,437  |
| DPS | 0,037            | 0,280  | -0,223 | 0,437  | -0,245 | 1,000  |
| RR  | -0,269           | 0,489  | 0,160  | -0,382 | 1,000  | -0,245 |

Źródło: obliczenia własne

W przypadku spółek, które odnotowały niską roczną stopę zwrotu wynik był bardziej przejrzysty. Współczynnik korelacji również wskazywał na ujemną zależność między stopą zwrotu a stopą dywidendy (d) z tą tylko różnicą, że tym razem była ona silna. Silny związek wykryto również dla zależności stopy zwrotu i wskaźnika PER (0,757) oraz między stopą dywidendy a PER (-0,656). Umiarkowane dodatnie korelacje zaobserwowano dla relacji dywidendy na jedną akcję (DPS) i udziału w obrocie giełdowym oraz stopy zwrotu ze wskaźnikiem PBV. To czego nie udało się zauważyć w poprzedniej grupie było już wykrywalne w kolejnej.

Tabela 3. Współczynniki korelacji między stopą zwrotu (RR) a czynnikami ekonomicznymi dla spółek typowych (stopa zwrotu w przedziale poniżej -17,0%).

|     | udział w obrocie | PBV    | PER    | D      | RR     | DPS    |
|-----|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| d   | 0,157            | -0,346 | -0,656 | 1,000  | -0,714 | 0,682  |
| DPS | 0,406            | 0,038  | -0,320 | 0,682  | -0,234 | 1,000  |
| RR  | 0,191            | 0,486  | 0,757  | -0,714 | 1,000  | -0,234 |

Źródło: obliczenia własne

Zdecydowanie w tym przypadku można już wnioskować, że dla spółek, które odnotowały stopę zwrotu poniżej -17%, występuje silna ujemna zależność stopy zwrotu od stopy dywidendy. A zatem zwiększanie przez spółki stopy dywidendy zdecydowanie skutkuje spadkiem stopy zwrotu. Dodatkowo w tej grupie zauważa się silny dodatni związek stopy zwrotu ze wskaźnikami PBV i PER – może to być skutkiem posługiwania się tymi wskaźnikami w procesie

podejmowania decyzji inwestycyjnych przez inwestorów indywidualnych, choć teza ta na tym poziomie nie jest do udowodnienia.

Można w tym miejscu pokusić się o eksperyment polegający na połączeniu obu badanych grup (ujemnych stóp zwrotu z dodatnimi) w celu stworzenia grupy spółek, których stopy zwrotu znajdowałyby się poza obszarem zmienności. W takiej sytuacji najciekawszymi wynikami uzyskanymi w trakcie badania byłyby następujące wartości współczynników korelacji dla związków stóp zwrotu: z PBV (0,649) z PER (0,429) i d (-0,461). Niestety otrzymane wyniki nie wskazują na szczególnie silne zależności. W przypadku spółek, które charakteryzowały się większą od innych zmiennością cen, co oznacza, że prawdopodobnie miały charakter spekulacyjny, wysokość stopy dywidendy wpływa negatywnie na wysokość stopy zwrotu, choć wniosek ten nie jest jednoznaczny. Wydawać się może, że takie spółki, które wypłacają wysokie dywidendy postrzegane są jako mniej atrakcyjne dla celów spekulacyjnych. Należy jednak podkreślić, że na tym etapie formułowanie bardziej radykalnych wniosków jest nieuzasadnione.

W przypadku gdy wprowadzi się bardziej restrykcyjną selekcję (tj. z użyciem średniej i odchylenia standardowego) uzyskane wyniki są podobne. Tabela 4 zawiera wartości dla spółek, które uzyskały dodatnie stopy zwrotu.

Tabela 4. Współczynniki korelacji między stopą zwrotu (RR) a czynnikami ekonomicznymi dla spółek typowych (stopa zwrotu w przedziale poniżej -30,3%).

|     | udział w obrocie | PBV    | PER    | d      | RR     | DPS    |
|-----|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| d   | 0,096            | -0,337 | -0,677 | 1,000  | -0,686 | 0,712  |
| DPS | 0,328            | 0,086  | -0,243 | 0,712  | -0,274 | 1,000  |
| RR  | 0,339            | 0,650  | 0,735  | -0,686 | 1,000  | -0,274 |

Źródło: obliczenia własne

W tym wypadku poprawie uległa jedynie wartość współczynnika korelacji między RR i PBV (z umiarkowanej na silną), natomiast pogorszyły się wartości dla RR i PER oraz RR i d. Choć interpretacja ekonomiczna nie uległa zmianie i zaobserwowane wcześniej prawidłowości w dalszym ciągu znajdowały swoje potwierdzenie w liczbach. Oznacza to, że podobnie jak w poprzednim przypadku (wykorzystującym podział opierający się na medianie i odchyleniu ćwiartkowym) zauważa się, że pojawianie się wyższych wartości stopy dywidendy skutkuje występowaniem niskich i bardzo niskich (ujemnych) stóp zwrotu.

Tabela 5. Współczynniki korelacji między stopą zwrotu (RR) a czynnikami ekonomicznymi dla spółek typowych (stopa zwrotu w przedziale powyżej 62,4%).

|     | udział w obrocie | PBV    | PER    | d      | RR     | DPS    |
|-----|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| d   | 0,310            | -0,559 | -0,594 | 1,000  | -0,293 | 0,628  |
| DPS | 0,523            | -0,419 | -0,121 | 0,628  | -0,582 | 1,000  |
| RR  | -0,180           | 0,600  | -0,041 | -0,293 | 1,000  | -0,582 |

Źródło: obliczenia własne

Gorszy, chociaż interpretacyjnie zbieżny z poprzednimi wynik otrzymano dla spółek, które odnotowały bardzo wysokie roczne stopy zwrotu. Korelacja między stopą dywidendy (d) a stopą zwrotu z akcji nie była statystycznie istotna, natomiast istotną umiarkowaną zależność odnotowano dla stopy zwrotu i dywidendy wypłacanej na jedną akcję (w tym wypadku związek był również ujemny). Zbieżność interpretacyjna polega tu na wychwyceniu istotnego, silnego i dodatniego związku między d i DPS. Innymi istotnymi związkami, które zaobserwowano były zależności między RR i PBV (silny dodatni związek) oraz między d i PER (ujemny związek).

Może to oznaczać, że grupa spółek o wysokich stopach zwrotu nie jest jednorodna. Zarówno w poprzednim badaniu jak i w bieżącym zaobserwowano pogarszanie się wartości współczynników korelacji w odniesieniu do grupy spółek o zdecydowanie niskich stopach zwrotu.

Dla porównania stworzono analogicznie jak w poprzednim przypadku grupę spółek o stopach zwrotu znajdujących się poza typowym obszarem zmienności, to dla stopy zwrotu odnotowano by następujące współczynniki korelacji: z PBV (0,721) z PER (0,627) i z d (-0,583). W tym wypadku zmniejszenie grup (zaostrenie kryterium) spowodowało poprawę (zwiększenie wartości bezwzględnych) współczynników korelacji. To co udało się ustalić w trakcie badania to fakt, że dla spółek, które można podejrzewać o to, że stanowią źródło alokacji zasobów dla inwestorów spekulacyjnych, można zauważyć silny ujemny wpływ stopy dywidendy na stopę zwrotu z tych akcji.

### Wnioski końcowe

W artykule badano związki między stopami zwrotu a czynnikami ekonomicznymi, choć głównie koncentrowano się na relacji na linii stopa zwrotu – dywidenda (stopa dywidendy). Dokonywane podziały za pomocą metody k-średnich nie dały satysfakcjonujących wyników, choć w jednym przypadku (dla

spółek PKO, Żywiec, CEZ, BACA, MOL, ASSECO SLO) występowanie dodatniej korelacji między stopą zwrotu a stopą dywidendy - niestety jednak nieistotnej statystycznie.

Zdecydowanie lepsze wyniki otrzymano po zastosowaniu podziału spółek według kryterium stopy zwrotu z wykorzystaniem podstawowych relacji statystycznych. W tym wypadku dla spółek o wysokich i niskich (ponad- lub poniżej- normatywnych) stopach zwrotu uzyskano wyraźny negatywny związek ze stopą dywidendy. A zatem można domniemywać, że dla spółek spekulacyjnych dywidenda działa ujemnie na wysokość osiągniętych stóp zwrotu.

Niestety akcje spółek tworzące typowy obszar zmienności nie reprezentowały jednolitego związku stopy zwrotu z dywidendą. Nie wiadomo, zatem czy można w tym wypadku mówić o spółkach defensywnych, dla których takich związków nie powinno się obserwować, ze względu na stosunkowo dużą niejednorodność zbiorowości. Dodatkowo przy rozdzieleniu spółek o typowych stopach zwrotu na te z dodatnimi i te z ujemnymi stopami zwrotu. Uzyskane wyniki nie są jednoznaczne – akcje o dodatnich stopach zwrotu wykazywały bliski zeru ujemny związek ze stopą dywidendy, natomiast akcje o ujemnych stopach zwrotu – dodatni bliski zeru. Można powołując się na podział spółek w punkcie 1 spróbować określić, te pierwsze jako defensywne (np. PKO, KGHM, PGNiG), natomiast drugie jako procykliczne (Pekao, ING, BZWBK, Prokom, TVN).

Można zatem przypuszczać, że w rzeczywistych warunkach gry giełdowej, rzadko dochodzi do kalkulacji przez uczestników rynku, które z czynników ekonomicznych stanowią o atrakcyjności aktywów na rynku. Wydaje się, że częściej wybierane są spółki rokujące dużą zmienność cen, a zatem decydują względy możliwości spekulacyjnych, a związki *ex post* mają charakter przypadkowy.

#### Literatura

1. Barberis N., Thaler R., *A Survey of Behavioral Finance*, Handbook of the Economics of Finance, September 2002.
2. Majewski S., *Analiza powiązań rekomendacji analityków giełdowych z wybranymi czynnikami ekonomiczno-finansowymi spółek giełdowych*, ZN US (w druku).
3. Majewski S., *Piramidalna struktura portfeli funduszy inwestycyjnych akcji*, ZN US Nr 413, Szczecin 2005.

4. F.K. Reilly, K.C. Brown, *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem* vol. I, PWE, Warszawa 2001.
5. Shefrin H., *Beyond greed and fear. Understanding behavioral finance and the psychology of investing*, Oxford University Press 2002.
6. Shefrin H., Statman M., *Behavioral portfolio theory*, Journal of Financial Quantitative Analysis, Vol. 35, No. 2 June 2000.
7. Thaler R.H., *Mental Accounting Matters*, Journal of Behavioral Decision Making 12, 183-206/ 1999.
8. Zaleśkiewicz T., *Psychologia inwestora giełdowego. Wprowadzenie do behawioralnych finansów*, GWP, Gdańsk 2003.

### STRESZCZENIE

Artykuł ma na celu przeprowadzenie analizy wpływu dywidendy na wartość rynkową akcji i ustalenie czy można doszukiwać się powiązań między potencjalną możliwością uzyskiwania dochodów z transakcji kupna-sprzedaży a wypłacaniem dywidendy przez spółki giełdowe. W prosty sposób dzieląc walory (wypłacające dywidendę) na te, które przynoszą ponadnormatywne korzyści (potencjalnie są źródłem spekulacyjnych działań inwestorów na rynku) oraz na te, które są bezpieczne i nie gwarantują ponadnormatywnych stóp zwrotu, uzyska się grupy aktywów, dla których powinny istnieć związki między wskaźnikiem zysku z zainwestowanego na giełdzie kapitału a możliwością partycypowania w zyskach przedsiębiorstwa.

W badaniu posłużono się danymi z Rocznika Giełdowego 2008, wskaźującymi spółki płacące dywidendę wraz z podstawowymi danymi rynkowymi (PBV, PER, udział w obrocie giełdowym) oraz notowaniami tych spółek z 2007 roku. Badanie oparto na podziale spółek z wykorzystaniem metody k-średnich oraz statystycznych metod podziału zbiorowości, opartych na podstawowych statystykach stóp zwrotu z akcji.

### EMPIRICAL DISCUSSION ABOUT THE INFLUENCE OF DIVIDEND TO MARKET VALUE OF SHARES QUOTED ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE

### SUMMARY

The main goal of this article is to provide an analysis of influence of dividend to market value of quoted shares. This subject is close tied with some classical and behav-



journal theories in finance. This research is a trial of measuring of relationships between major market factors such as PER, PBV, Rate of Return and dividend yield.

*Translated by S. Majewski*

*Dr Sebastian Majewski*  
Uniwersytet Szczeciński  
fisherman@autograf.pl



STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 10

KONRAD MARCHLEWSKI

## **GLOBALIZACJA RYNKU FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH NIERUCHOMOŚCI TYPU REIT**

### **Wstęp**

Pierwsze organizacje wspólnego inwestowania na rynku nieruchomości powstały w latach 80-tych XIX wieku w Stanach Zjednoczonych. Ich cechą charakterystyczną było zwolnienie z podatku od dochodu, pod warunkiem wypłaty zysku w postaci dywidendy. Z punktu widzenia uczestnika funduszu są one zatem „transparentne podatkowo”. Zwolnienie z podatku dochodowego zostało zniesione w latach 30-tych, a następnie przywrócone przez Prezydenta Eisenhowera w roku 1960 w ramach reformy rynku nieruchomości. Od tego okresu datuje się powstanie współczesnego rynku REIT (*Real Estate Investment Trusts*). Mimo, iż pierwsze współczesne fundusze „transparentne podatkowo” powstały w Nowej Zelandii w 1956 roku, to właśnie Stany Zjednoczone są uważane za ojczyznę koncepcji REIT.

Światowy rozwój funduszy inwestycyjnych typu REIT uległ przyspieszeniu w ostatnich latach. Obecnie większość funduszy nieruchomości wybiera strukturę typu REIT. Nie można jednak pominąć faktu, iż na tle gospodarki światowej, rozwój funduszy europejskich rozpoczął się stosunkowo późno. Na obszarze Europy Środkowej, jedynie w Bułgarii powstały i znacząco rozwinęły się struktury typu REIT. W Polsce dotychczas nie rozpoczęto prac nad implementacją tej koncepcji.

### Doświadczenia amerykańskiego rynku REIT

Rozwój amerykańskiego rynku REIT był stymulowany zmianami prawa. W roku 1960 weszła w życie ustawa Real Estate Investment Trust Act. Celem regulacji był rozwój amerykańskiego rynku nieruchomości, poprzez zwiększenie dostępu do funduszy rynku kapitałowego

Zgodnie z prawem możliwe było stworzenie funduszy:

- kapitałowych (*equity* REIT): posiadających bezpośrednio nieruchomości przynoszące dochody (wyróżnić tu można różne podtypy: rezydencjonalne, handlowe, przemysłowe, logistyczne itd.),
- hipotecznych (*mortgage* REIT): pożyczających środki na inwestycje nieruchomościowe zabezpieczone hipotekami, lub kupujące papiery wartościowe zabezpieczone hipotekami. Dochód akcjonariuszy pochodzi z odsetek oraz zmian rynkowej stopy,
- hybrydowych (*hybrid* REIT): posiadających mieszany skład portfela, składający się zarówno z aktywów typu *equity* oraz typu *mortgage*.



Rys. 1. Udział funduszy typu REIT w kapitalizacji rynku funduszy inwestujących w nieruchomości.

Źródło: The BEVAK in an international environment, Hans Veld, Brussel 2007.

Biorąc pod uwagę sposób emisji wyróżnić można:

- REIT Publiczne, zarejestrowane w *Security and Exchange Commission* (SEC), których akcje/udziały są notowane na rynku publicznym i podlegają przepisom SEC. Fundusze publiczne posiadają co najmniej połowę niezależnych (od właścicieli REIT) członków zarządu i rady nadzorczej, powołują niezależny komitet ds. wyceny, mają obowiązek przestrzegania reguł nadzoru korporacyjnego i audytu wewnętrznego.
- REIT Prywatne (niepubliczne). W ich przypadku nie ma wymagań typowych dla rynku publicznego, wymogi informacyjne i koszty funkcjo-

nowania są znacznie niższe. Prywatne fundusze REIT są zwykle organizowane dla konkretnych inwestorów instytucjonalnych.

Powołanie funduszu typu REIT związane było uzyskaniem istotnych korzyści podatkowych, fundusze zwolnione były bowiem z podatku dochodowego, obowiązywał jedynie podatek od dywidend, które zgodnie z prawem REIT musiały wypłacać w wysokości co najmniej 95% zysku. Jednocześnie jednak wprowadzono szereg ograniczeń dotyczących ich działalności. Do najważniejszych zaliczyć trzeba brak możliwości zarządzania posiadanymi nieruchomościami.

Aby fundusz został uznany jako REIT, i korzystać ze zwolnienia podatkowego, musi spełniać następujące warunki<sup>1</sup>:

- Forma prawna korporacji lub funduszu inwestycyjnego z niezależnym zarządem
- Akcje (świadczenia) nie powinny mieć żadnych ograniczeń w sprzedaży,
- Posiadać co najmniej 100 akcjonariuszy / udziałowców;
- Przeznaczać na dywidendę co najmniej 95% dochodu do opodatkowania, poza dochodami ze wzrostu wartości aktywów
- Co najmniej 75% aktywów stanowić winny nieruchomości lub papiery wartościowe zabezpieczone hipotekami, gotówka,
- Najwyżej 5% aktywów mogą stanowić papiery wartościowe emitentów innych niż skarby państwa.
- Co najmniej 75% dochodów pochodzić winno z czynszów, odsetek od wierzytelności hipotecznych, dochodów ze sprzedaży nieruchomości lub wierzytelności hipotecznych,
- Nie więcej niż 50% akcji/świadczeń może być własnością pięciu lub mniej akcjonariuszy, w ciągu co najmniej połowy ostatniego roku podatkowego,
- Posiadać nie więcej niż 10% głosów z akcji dowolnego emitenta, poza aktywami wymienionymi w par. 8 powyżej.

Opisane warunki w dość restrykcyjny sposób ograniczały działalność REIT. Jednocześnie w przypadku nie spełnienia jakiegokolwiek z wymienio-

---

<sup>1</sup> Internal Revenue Code, art 856.

nych warunków, REIT groziła sankcja w postaci utraty zwolnienia podatkowego.

Pierwszy fundusz REIT powstał w 1961 roku (Bradley Real Estate Investors). 14 czerwca 1964 pierwszy REIT wkroczył na rynek giełdowy (notowany na giełdzie nowojorskiej Continental Mortgage). Kolejne lata to dość powolny wzrost rynku, głównie segmentu REIT hipotecznych. Dopiero pod koniec lat 60-tych rynek zaczął rozwijać się szybciej, w miarę rosnącej koniunktury na amerykańskim rynku nieruchomości. Okres od roku 1969, aż do kryzysu naftowego (1974) to boom na rynku, aktywa REIT wzrosły w tym okresie 21-krotnie<sup>2</sup>.

Istotna zmiana prawa nastąpiła w 1986 roku (Reforma Podatkowa Prezydenta R. Reagana, Tax Reform Act of 1986). Na mocy ustawy, REIT otrzymały prawo do zarządzania nieruchomościami, które były w ich posiadaniu.

Następnie, w pakiecie ustaw podatkowych Prezydenta B. Clintona (*Omni-bus Budget Reconciliation Act*, OBRA), pojawia się zmiana regulacji dotyczących rozproszenia akcjonariuszy REITS. Zniesiono wówczas ograniczenia w inwestowaniu funduszy wspólnego inwestowania (w szczególności emerytalnych) w REIT.<sup>3</sup>, co w efekcie spowodowało znaczny napływ środków finansowych na rynek REIT.

W 1997 dokonano kolejnej zmiany prawa (w ramach *TaxPayer Relief Act* uchwalono *REIT Simplification Act of 1997*). Na jego mocy, fundusze uzyskały możliwość świadczenia dodatkowych („nie zwyczajowych”) usług związanych z nieruchomościami swoim najemcom. W 1997 dokonano również zmiany opodatkowania nierezydentów, umożliwiając pobieranie jedynie 15% podatku od dywidend. Otworzyło to sektorowi drogę do pozyskiwania międzynarodowych kapitałów.

### **Efekty finansowe**

Fundusze REIT stanowią obecnie istotny segment rynku finansowego, zarówno z punktu widzenia wyników inwestycyjnych jak i możliwości pozyskania środków. Przykładowo, w USA latach 2000-2005 łącznie dokonano 624

<sup>2</sup> Ambrose B.W, Linneman P.D. *Old and New REIT's*, Zell/Lurie Center Working Papers, University of Pennsylvania, 1998.

<sup>3</sup> Decker M.O., *The modern Real Estate Investment Trust Industry, an Overview*, Real Estate Investment Trusts, New York, McGraw-Hill, 1998.

emisji akcji funduszy REIT na kwotę 52,9 mld USD, oraz 506 emisji długu REIT na kwotę 83 mld USD (w tym ok. 10 mld USD długu zabezpieczonego, pozostałe emisje niezabezpieczone). Ponadto przeprowadzono 51 emisji typu IPO (Initial Private Offer) na kwotę 15 mld USD<sup>4</sup>.

Jednocześnie efektywność lokat w fundusze typu REIT niejednokrotnie przewyższa wyniki indeksów giełdowych. Łączna (uwzględniająca również wypłacane dywidendy) stopa zwrotu w inwestycje w REIT w okresie 1972-2005 wyniosła 3504%, przy czym

- 8248 % dla funduszy kapitałowych (Equity REIT),
- 968 % dla hipotecznych (Mortgage REIT),
- 1669 % dla hybrydowych (Hybryd REIT).

Średnia roczna stopa zwrotu wyniosła (bez uwzględnienia kapitalizacji) wyniosła w tym okresie dla poszczególnych rodzajów funduszy 13,9% dla kapitałowych, 8,7% dla hipotecznych, 10,06 dla hybrydowych. Dla porównania, w tym samym czasie średnia stopa zwrotu dla indeksu giełdowego Dow Jones wyniosła 8,53%, zaś po uwzględnieniu dywidend ok. 11,6%.

Fundusze charakteryzują się wysoką stopą dywidendy. Wynika to bezpośrednio z wymogów prawnych przekazywania co najmniej 95% zysku w postaci dywidendy. W analizowanym okresie (1972-2005) średnia stopa dywidendy wyniosła 8,51%, przy czym 7,59 % dla funduszy kapitałowych (equity REIT), 11,13 % dla hipotecznych (mortgage REIT), 9,15% dla hybrydowych (Hybryd REIT). W tym samym okresie stopa dywidendy dla akcji z indeksu S&P500 wyniosła jedynie 3,1%.

Poza korzyściami w zakresie dywidend i wysokiej rentowności, fundusze mają istotne znaczenie w dywersyfikacji portfeli inwestycyjnych. Wyniki badań nad korelacją stóp zwrotu rynku REIT oraz rynku akcji i obligacji wskazują na znaczną zmienność korelacji w zależności od okresu badań. Tabela 1 przedstawia wyniki badań głównych światowych rynków dla różnych okresów analizy.

W analizowanym okresie korelacja z rynkiem akcji miała tendencje malejącą. W przypadku obligacji, we wszystkich krajach poza Australią, korelacja stóp zwrotu obligacji oraz indeksów rynku REIT była nieznaczna, w niektórych przypadkach ujemna.

<sup>4</sup> Źródło: National Association of Real Estate Trusts. [www.nareit.com](http://www.nareit.com).

Dzięki nieznacznej korelacji ze stopami zwrotu innych instrumentów rynku kapitałowego, włączenie do portfela funduszy REIT obniża jego ryzyko<sup>5</sup>. Badaniami w tym zakresie zajmuje się m.in. Ibboston Associates. Na podstawie danych historycznych analizowano wpływ dodania REIT na wyniki inwestycyjne portfeli inwestycyjnych różnych rodzajów.

Tabela 1. Korelacja pomiędzy rynkiem funduszy inwestujących w nieruchomości a rynkiem akcji i obligacji w wybranych krajach.

|           | US    | CA*  | AU   | JP    | NL    | BE   | FR    | GE    | GE**  |
|-----------|-------|------|------|-------|-------|------|-------|-------|-------|
| Akcje     |       |      |      |       |       |      |       |       |       |
| 1990-2004 | 0.34  | 0.37 | 0.59 | 0.74  | 0.51  | 0.45 | 0.45  | 0.42  | 0.26  |
| 1990-1995 | 0.51  |      | 0.66 | 0.90  | 0.50  | 0.63 | 0.60  | 0.48  | 0.25  |
| 1996-2000 | 0.23  | 0.42 | 0.62 | 0.54  | 0.61  | 0.46 | 0.28  | 0.33  | 0.03  |
| 2001-2004 | 0.36  | 0.25 | 0.38 | 0.55  | 0.58  | 0.28 | 0.46  | 0.47  | 0.49  |
| Obligacje |       |      |      |       |       |      |       |       |       |
| 1990-2004 | 0.14  | 0.18 | 0.44 | -0.03 | 0.10  | 0.27 | 0.26  | -0.01 | -0.10 |
| 1990-1995 | 0.38  |      | 0.58 | 0.11  | 0.34  | 0.35 | 0.55  | 0.21  | 0.19  |
| 1996-2000 | 0.06  | 0.24 | 0.48 | -0.14 | 0.08  | 0.31 | -0.07 | -0.25 | -0.28 |
| 2001-2004 | -0.02 | 0.06 | 0.07 | -0.32 | -0.14 | 0.03 | -0.03 | 0.03  | -0.19 |

\* Dane dostępne dla okresu 1997-2004, \*\* Indeks EPRA.

Źródło: Westerheide P., *Cointegration of Real Estate Stocks and REITs with Common Stocks, Bonds and Consumer Price Inflation - an International Comparison*, Centre for European Economic Research (ZEW), August 2006.

Tabela 2. Wpływ dodania funduszy REIT do portfela inwestycyjnego.

| Portfel*                                            | Stopa zwrotu | Ryzyko | Średnia korelacja |
|-----------------------------------------------------|--------------|--------|-------------------|
| Akcje- 50 %, Bony -10 %, Obligacje- 40 %            | 10,9 %       | 10,6   | 0,44              |
| Akcje- 45 %, Bony - 10 % Obligacje- 35 % REIT- 10 % | 11,2 %       | 10,3   | 0,49              |
| Akcje- 40 % Bony - 10 % Obligacje- 30 % REIT- 20 %  | 11,6 %       | 10,1 % | 0,53              |
| Bony - 10 % Obligacje- 90 %                         | 9,2 %        | 10,4   | 0,29              |
| Bony - 10 % Obligacje- 80 % REIT- 10 %              | 9,7          | 9,7    | 0,36              |
| Bony - 10 % Obligacje- 70 % REIT- 20 %              | 10,2 %       | 9,2 %  | 0,44              |

Źródło: NAREIT. Bony skarbowe – 30-dniowe bony skarbowe, obligacje – 20-letnie rządowe obligacje, Akcje – Standard & Poor's 500.

<sup>5</sup> Gyourko J. Keim D., *What does the stock market tell us about real estate returns*, Journal of American Real Estate and Urban Economics Association, 20:3, 457.

### Rozwój instytucjonalny rynku

Wraz z pojawieniem się nowego segmentu rynku finansowego, nastąpił jego rozwój instytucjonalny. W 1960 roku powstało NAREIT (National Association of Real Estate Investment Trusts), stowarzyszenie reprezentujące fundusze inwestycyjne, pełniące rolę organizatora rynku, oraz reprezentujące sektor wobec instytucji zewnętrznych (Tabela 3 przedstawia rozwój rynku funduszy inwestycyjnych typu REIT na świecie).

Tabela 3. Rozwój światowego rynku REIT.

| Kraj             | Data wprowadzenia regulacji | Nazwa struktury                                |
|------------------|-----------------------------|------------------------------------------------|
| Nowa Zelandia    | 1956                        | Property Trust                                 |
| USA              | 1960                        | Real Estate Investment Trust                   |
| Holandia         | 1970                        | Fiscale Beleggingsinstelling                   |
| Australia        | 1971                        | Listed Property Trust                          |
| RPA              | 1981                        | Property Unit Trust                            |
| Brazylia         | 1993                        | Fundos de Investimento Imobiliario             |
| Malezja          | 1993                        | Real Estate Investment Trust                   |
| Kanada           | 1994                        | Real Estate Investment Trust                   |
| Włochy           | 1994/2006                   | Fondi di Investimento Immobiliare              |
| Belgia           | 1995                        | Societe d'Investissement a capital fixe        |
| Turcja           | 1998                        | Gayrimenkul Yat                                |
| Singapur         | 1999                        | Singapore Real Estate Investment Trust         |
| Japonia          | 2000                        | Japanese Real Estate Investment Trust          |
| Korea Południowa | 2001                        | Korean Real Estate Investment Trust            |
| Austria          | 2003                        | Immobilien-Investmentfonds[gesetz] (ImmoInvFG) |
| Francja          | 2003                        | Societe d'Investissements immobiliers cotees   |
| Hong Kong        | 2003                        | Hong Kong Real Estate Investment Trust         |
| Tajwan           | 2003                        | Real Estate Investment Trust                   |
| Bułgaria         | 2003                        | BG-REIT                                        |
| Puerto Rico      | 1972/2000                   | Real Estate Investment Trust                   |
| Wielka Brytania  | 2007                        | UK Real Estate Investment Trust                |
| Niemcy           | 2007                        | German Real Estate Investment Trust            |

Źródło: The BEVAK in an international environment, Hans Veld, Brussels 2007.

W 1999 roku NAREIT wprowadził pierwszy indeks rynku nieruchomości on-line oraz indeksy sektorowe. W tym samym roku NAREIT, EPRA i EURONEXT tworzą Global Real Estate Index. Wkrótce powstają indeksy nieruchomościowe DowJones, FTSE, S&P. Ostatecznie, w kwietniu 2004 uruchomiono wersję Real-time indeksu Global Real Estate Index.

Doświadczenia amerykańskiego rynku REIT wywołały zainteresowanie innych krajów. Na skutek globalizacji i znoszenia barier inwestycyjnych, amerykańskie rozwiązania zostały asymilowane na innych rynkach finansowych. W 1999 roku powołano odpowiednik NAREIT w Europie: European Public Real



Estate Organization (EPRA). W roku 1999 powstaje jednocześnie pierwszy europejski indeks rynku nieruchomości. W czerwcu 2005 działalność rozpoczęła organizacja APREA (Asian Public Real Estate Association), organizująca rynek Azji i Pacyfiku. W Wielkiej Brytanii powstała Reita – organizacja zajmująca się rynkiem funduszy UK-REIT. Organizacja, powstała z inicjatywy IPF, BPF, RICS oraz London Stock Exchange, zajmuje się publiczną dystrybucją informacji dotyczących funduszy, doradztwem finansowych, reprezentuje inwestorów oraz sektor w relacjach z instytucjami rządowymi i giełdą.

### **Rozwój europejskiego rynku REIT**

Mimo dynamicznego rozwoju światowego rynku funduszy REIT, największe rynki europejskie wprowadziły odpowiednie regulacje dopiero w ostatnich latach. I tak dopiero w roku 2007 powstały fundusze na dwóch najważniejszych rynkach: brytyjskim i niemieckim. Poniższa tabela przedstawia najważniejsze cechy oraz różnice pomiędzy rozwiązaniami prawno-organizacyjnymi przyjętymi na europejskich rynkach kapitałowych.

Z punktu widzenia inwestorów, istotne są przede wszystkim regulacje dotyczące zasad opodatkowania dywidend oraz działalności kwalifikowanej. Poniżej przedstawiono podstawowe zasady obowiązujące na rynkach europejskich. Poza opisanymi rynkami rozwiniętymi, warto wspomnieć o Bułgarii, pierwszym kraju Europy Środkowej, który z sukcesem wprowadził instytucje zbiorowego inwestowania wzorowane na amerykańskich REITs. W roku 2003 ustawa o spółkach inwestycyjnych specjalnego przeznaczenia umożliwiła tworzenie struktur inwestycyjnych (BG-REIT), posiadających status spółek publicznych.

Działalność kwalifikowana funduszy nie jest opodatkowana podatkiem dochodowym. Fundusze muszą jednak dystrybuować zysk w postaci dywidendy oraz posiadać aktywa związane z nieruchomościami. Typową cechą bułgarskiego rynku są inwestycje w nieruchomości turystyczne. Rynek bułgarskich REIT rozwija się bardzo dynamicznie, dla przykładu w roku 2006 odnotowano 18, zaś w 2007 przeprowadzono 20 nowych emisji BG-REIT. Największy z bułgarskich funduszy, Singular REIT, rok 2007 zamknął kapitalizacją na poziomie 1,1 mld zł. Kilka lat po utworzeniu funduszy, 3 września 2007 roku, na podstawie

notowań 12 funduszy inwestycyjnych, giełda w Sofii wprowadziła indeks sektorowy BG-REIT.

| Kraj                                                                                                               | Wymogi prawne                                                                                                                                                                                          | Reguły koncentracji                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                            |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <b>Holandia</b> Fiscale Beleggingsinstelling (FBI)                                                                 | spółka z ograniczoną odpowiedzialnością (Besloten Vennootschap – BV) lub spółka akcyjna (Naamloze Vennootschap – NV) lub FJA (Fund for Joint Account). Nie ma wymogu, aby Fundusz był spółką publiczną | <i>Fundusze publiczne:</i> pojedynczy inwestor (poza innym funduszem FBI) nie może posiadać więcej niż 45% udziałów (akcji, jednostek) funduszu, inwestorzy indywidualni nie mogą przekraczać 25% udziałów (akcji, jednostek) funduszu. <i>Funduszy prywatne:</i> co najmniej 75% udziałów (akcji, jednostek) funduszu winno być w posiadaniu inwestorów indywidualnych lub innych FBI, pojedynczy inwestor nie może posiadać więcej niż 5% udziałów funduszu, |
| <b>Francja</b> Societes d'Investissements Immobiliers Cotees (SIIC). Obecnie obowiązują rozwiązania SIIC4 (2006)   | Siedziba we Francji, forma prawna spółki akcyjnej, spółka publiczna, notowana we Francji. Kapitał zakładowy wynoszący powyżej 15 mln EUR.                                                              | udział pojedynczego inwestora instytucjonalnego jest ograniczony do maksymalnie 60% akcji lub głosów,                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                          |
| <b>Włochy</b> SIIQ (Società di Investimento Immobiliare Quotata).                                                  | forma spółki akcyjnej (Società per Azioni - SpA), spółka publiczna, notowana na włoskiej giełdzie.                                                                                                     | pojedynczy inwestor nie może posiadać więcej niż 51% głosów na WZA, co najmniej 35% akcji musi być w posiadaniu drobnych inwestorów posiadających nie więcej niż 1% głosów na WZA                                                                                                                                                                                                                                                                              |
| Wielka Brytania UK-REIT                                                                                            | rezydencja podatkowa funduszu na terenie Wielkiej Brytanii,                                                                                                                                            | udział pojedynczego inwestora instytucjonalnego jest ograniczony do maksymalnie 10% akcji / głosów,                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                            |
| <b>Niemcy</b> G-REIT: (ustawa Gesetz zur Schaffung deutscher Immobilien-Aktiengesellschaften mit börsennotierten). | Forma prawna spółki akcyjnej Aktiengesellschaft, siedziba w Niemczech, Spółka publiczna, akcje notowane na terenie UE, Kapitał zakładowy co najmniej 15 mln EUR                                        | udział pojedynczego inwestora instytucjonalnego jest ograniczony do maksymalnie 10% głosów. co najmniej 15% akcji musi być przedmiotem obrotu giełdowego.                                                                                                                                                                                                                                                                                                      |

### Euro-REIT

Naturalną konsekwencją rozwoju struktur transparentnych podatkowo na rynkach krajów europejskich jest dyskusja na temat stworzenie instrumentu paneuropejskiego, opartego o odpowiednią dyrektywę Komisji Europejskiej<sup>6</sup>. Fundusze takie już obecnie określane są jako Euro-REIT, EU-REIT lub Pan-European REIT. Koncepcję wprowadzenia oraz zasad organizacji<sup>7</sup> UE-REIT opracowała EPRA (European Public Real Estate Association). Jest to największa w Europie organizacja zrzeszająca przedstawicieli sektora nieruchomości w krajach Unii Europejskiej.

<sup>6</sup> Brown E., *Investment fund vehicles for pan-European real estate: A technical and commercial review*, Briefings in real estate finance, vol 2 nr 4, pp 289-301, H Stewart Publications, 2003.

<sup>7</sup> European REIT regimes and the impact of the EC treaty freedoms, EPRA, August 2005.

|                 | Przychody i aktywa                                                                                                                                                                                                                                         | Zasady wypłaty dywidendy i opodatkowania                                                                                                                                                                                                                                   | Uwagi                                                                                                                                                                                 |
|-----------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Wielka Brytania | co najmniej 75% aktywów brutto związanych z nieruchomościami, co najmniej 75% przychodów kwalifik. co najmniej 3 nieruchomości w portfelu, udział pojedynczej inwestycji nie może przekraczać 40% wartości portfela.                                       | co najmniej 90% zysków wypłacane w postaci dywidendy, Przekształcenie spółki (zwykle tzw property company) w REIT jest opodatkowane w wysokości 2% wartości posiadanych nieruchomości.                                                                                     | Dodatkowo ograniczenie maksymalnego poziomu długu w sumie bilansowej.                                                                                                                 |
| Holandia        | przychody funduszu winny w większości pochodzić z działalności kwalifikowanej (związanej z wynajmem lub sprzedażą nieruchomości), aktywa funduszy winny być związane z nieruchomościami, pozostałe źródła przychodów są opodatkowane podatkiem dochodowym. | 100% zysku wypłacane w postaci dywidendy (poza zyskiem z tytułu sprzedaży aktywów, który może być reinwestowany), działalność kwalifikowana jest zwolniona z podatku dochodowego                                                                                           |                                                                                                                                                                                       |
| Francja         | co najmniej 75% aktywów brutto związanych z nieruchomościami, co najmniej 75% przychodów kwalifikowanych. Do 20% przychodów może pochodzić z przychodów niekwalifikowanych                                                                                 | co najmniej 85% zysków wypłacane w postaci dywidendy, przekształcenie istniejącej spółki w SIC jest opodatkowane w wysokości 16,5% od kwoty zatrzymanych zysków kapitałowych.                                                                                              | Istnieją fundusze na rynku prywatnym: OPCI (Organismes de Placement Collectif Immobilier, 2005). OPCI są zobowiązane do umarzania jednostek uczestnictwa                              |
| Włochy          | co najmniej 80% aktywów związanych z nieruchomościami, co najmniej 80% przychodów kwalifikowanych.                                                                                                                                                         | co najmniej 85% zysków wypłacane w postaci dywidendy, Działalność kwalifikowana jest zwolniona z podatku dochodowego (IRES) oraz regionalnego (IRAP), W przypadku przekształcenia istniejącej spółki w SIIQ odprowadzany jest podatek w wysokości 20% zysków zatrzymanych. | Od 1994 we Włoszech istnieją fundusze zbiorowego inwestowania w nieruchomości, jednak nie korzystające z tak szerokich zwolnień podatkowych (FII, (Fonii di Investimento Immobiliare) |
| Niemcy          | co najmniej 75% aktywów brutto związanych z nieruchomościami, co najmniej 75% przychodów kwalifik.,<br>Do 20% przychodów może pochodzić z usług (zarządzanie, administrowanie)<br>Do 50% udział krajowych nieruchomości mieszkaniowych.                    | co najmniej 90% zysków musi być wypłacane w postaci dywidendy. Do 50% zysków ze sprzedaży nieruchomości może być zatrzymane maksymalnie do 2 lat z przeznaczeniem na zakup nieruchomości.                                                                                  | Ponadto kapitał własny nie może być niższy niż 45% wartości portfela inwestycyjnego.                                                                                                  |

Ujednolicenie działalności REIT winno dotyczyć:

- formy prawnej,
- definicji i zakresu działalności kwalifikowanej, wymagań dotyczących aktywów i przychodów

- reguł dekoncentracji kapitału i operacji transgranicznych,
- zasad finansowania działalności (relacji długu do kapitału)
- ujednolicenia zasad opodatkowania i podziału zysku (dywidend).
- zasad opodatkowania funduszy przekształcających się w EU-REIT.

Wprowadzenie ujednoliconych struktur typu REIT na terenie Unii Europejskiej wydaje się jedynie kwestią czasu. Zalety jednolitego rozwiązania to przede wszystkim:

- poszerzenie rynku poprzez implementację w pozostałych krajach UE, wobec silnej konkurencji rynku amerykańskiego i krajów azjatyckich
- dalsza integracja sektora finansowego UE,
- poprawa przejrzystości rynku, niższe ryzyko z punktu widzenia inwestorów,
- zwiększenie płynności rynku,
- dostęp do źródeł finansowania na rynkach kapitałowych całej UE,
- budowa wydolnego mechanizmu transmisji środków finansowych na rynek nieruchomości.

### **Podsumowanie i wnioski**

Fundusze inwestycyjne typu REIT stają się powoli światowym standardem rynkowym. Stało się tak zarówno dzięki korzystnemu opodatkowaniu jak i osiąganym wynikom inwestycyjnym. Ich rozwój wpływa z jednej strony na zwiększenie strumienia finansowego płynącego do sektora nieruchomości, a z drugiej daje możliwości inwestowania w płynne i rentowne instrumenty finansowe związane z rynkiem nieruchomości.

Interesujące jest, iż kraje europejskie (poza Holandią) dołączyły do tego rynku stosunkowo późno, w obliczu silnej konkurencji ze strony rynków Ameryki i Azji.

Biorąc pod uwagę wyzwania stojące przed rodzimym rynkiem nieruchomości, rozważyć należy skorzystanie z doświadczeń zagranicznych, nie czekając na pojawienie się EU-REIT. Utworzenie (i przekształcenie istniejących) struktur typu REIT przyspieszyłoby i ustabilizowało napływ funduszy na rynek nieruchomości oraz ogólny rozwój infrastruktury w Polsce. Ma to niebagatelne znaczenie wobec pojawiających się sygnałów spadku koniunktury. Skuteczny i transparentny mechanizm transmisji środków na rynek nieruchomości może się okazać kluczowym dla jego ponownego wzrostu.

## Literatura

1. Ambrose B.W, Linneman P.D., *Old and New REIT's*, Zell/Lurie Center Working Papers, University of Pennsylvania, 1998.
2. Brown E., *Investment fund vehicles for pan-European real estate: A technical and commercial review*, Briefings in real estate finance, vol 2 nr 4, pp 289-301, H Stewart Publications, 2003.
3. Decker M.O., *The modern Real Estate Investment Trust Industry, an Overview*, Real Estate Investment Trusts, New York, McGraw-Hill, 1998.
4. *European REIT regimes and the impact of the EC treaty freedoms*, EPRA, August 2005.
5. Gyourko J. Keim D., *What does the stock market tell us about real estate returns*, Journal of American Real Estate and Urban Economics Association, 20:3, 457.
6. Maas S., Ebner F., May A., *Admission to listing of a German REIT for corporate real estate*, Lacer No 3 1., 1998,
7. Veld H., *The BEVAK in an international environment*, Brussels 2007.
8. Westerheide P., *Cointegration of Real Estate Stocks and REITs with Common Stocks, Bonds and Consumer Price Inflation - an International Comparison*, Centre for European Economic Research (ZEW), August 2006

## STRESZCZENIE

W pracy omówiono rynek amerykańskich i światowych funduszy inwestycyjnych nieruchomości typu REIT. Rynek ten, zapoczątkowany w USA w 1960 roku, obecnie stanowi istotny segment rynku finansowego, zarówno z punktu widzenia wyników inwestycyjnych jak i możliwości pozyskania środków finansowych na rozwój projektów nieruchomościowych. Ważną cechą funduszy REIT jest wypłacanie niemal całego zysku w postaci dywidendy, co wiąże się ze zwolnieniem podmiotowym z podatku dochodowego.

Z punktu widzenia inwestorów, fundusze nieruchomościowe umożliwiają inwestycje pośrednie w nieruchomości i dywersyfikację portfeli inwestycyjnych. Udział we wzroście wartości nieruchomości, transparentność podatkowa, relatywnie wysoka stopa dywidendy oraz niskie ryzyko są zachętą do inwestowania.

Biorąc pod uwagę wyzwania stojące przed rodzimym rynkiem nieruchomości, rozważyć należy skorzystanie z doświadczeń zagranicznych, nie czekając na pojawienie się EU-REIT. Utworzenie (i przekształcenie istniejących) struktur typu REIT przyspie-

szyłoby i ustabilizowało napływ funduszy na rynek nieruchomości oraz ogólny rozwój infrastruktury w Polsce. Ma to niebagatelne znaczenie wobec pojawiających się sygnałów spadku koniunktury. Skuteczny i transparentny mechanizm transmisji środków na rynek nieruchomości może się okazać kluczowym dla jego ponownego wzrostu.

## **GLOBALIZATION OF REIT-TYPE FUNDS**

### **SUMMARY**

The paper concerns an investment funds on real estate market (Real Estate Investment Trust). The REIT funds are tax transparent, which means that REIT's doesn't pay corporate income tax. Due to tax advantages and low correlation with other assets, REIT's are interesting and effective investment vehicles. The concept of REIT's funds expands from US market, to all main capital markets over the world. Nowadays, over 60% of all real estate investments funds are organized as a REIT. Several main European capital markets has implemented REIT structures, but the question of the future of polish REIT market is still open.

*Translated by K. Marchlewski*

*Dr Konrad Marchlewski*  
Uniwersytet Łódzki  
kmar@gazeta.pl

JERZY MARCINKOWSKI

## **RYZYSKO SEKWENCYJNYCH TRANSAKCJI FINANSOWYCH**

### **Wstęp**

Ryzyko związane z inwestycją w instrument finansowy utożsamia się z nieprzewidywalnością jego ceny lub stopy zwrotu. Stopień nieprzewidywalności ocenia się analizując wartości statystycznych miar zmienności rozkładu empirycznego wyznaczanego na podstawie finansowego szeregu czasowego. Do najczęściej wykorzystywanych miar należą odchylenie standardowe i wariancja. Warunkiem wiarygodnej oceny stopnia nieprzewidywalności jest niezmienniczość względem czasu procesu stochastycznego opisującego ewolucję w czasie wartości lub stopy zwrotu instrumentu finansowego, którego obserwowany szereg jest realizacją.

W analizie portfelowej zakłada się, że ryzyko inwestycji w instrument finansowy jest jednoznacznie określone przez własności szeregu notowań tego instrumentu. Założenie to nie jest uzasadnione w przypadku zdecydowanej większości transakcji finansowych. Po pierwsze, transakcje kupna/sprzedaży dokonywane są wielokrotnie. Pokażemy, że w takim przypadku empiryczne rozkłady ceny instrumentu finansowego oraz średniej ceny transakcji są różne. Oznacza to, że statystyczne miary zmienności szeregu nie pozwalają na prawidłowe oszacowanie ryzyka związanego z sekwencją transakcji. Po drugie, w większości przypadków inwestor dysponuje swobodą momentu zawierania transakcji, co pozwala na zmniejszenie zmienności średniej ceny sekwencji transakcji w porównaniu z pojedynczą transakcją. W artykule ograniczymy się do rozpatrzenia pierwszego przypadku, zakładając, że transakcje są dokonywane ze z góry określoną częstotliwością. Pokażemy, że dla prawidłowej oceny wielkości ryzyka niezbędna jest znajomość wybranych charakterystyk szeregu

czasowego cen instrumentu finansowego oraz niezmienniczość w czasie procesu, którego szeregiem jest realizacja.

### **Pomiar ryzyka dla sekwencji transakcji**

W klasycznej analizie ryzyka pomija się możliwość zastąpienia jednej transakcji ich ciągiem oraz nie rozważa się wpływu takiego zabiegu na ryzyko związane z rozłożoną w czasie transakcją. Pokażemy, że taka operacja może przyczynić się do redukcji ryzyka. W wielu przypadkach zabieg ten jest zresztą niezbędny, gdyż ograniczona płynność rynku sprawia, że dokonanie jednej dużej transakcji jest niecelowe lub niewykonalne. Niecelowość wynika z faktu podwyższania ceny instrumentu finansowego przy zakupie i obniżaniu przy sprzedaży w warunkach małej płynności, co obniża zyskowność operacji, często podważając jej sens.

Przez sekwencję transakcji będziemy rozumieć ciąg transakcji przeprowadzanych w kolejnych momentach  $1, 2, \dots$ . Analizując konsekwencje zastąpienia jednej transakcji ich ciągiem najpierw rozważymy przypadek, kiedy ceny instrumentu finansowego dane są przez zależność deterministyczną, uogólniając następnie wyniki na przypadek, kiedy są one dane przez pewną klasę procesów stochastycznych<sup>1</sup>.

### ***Przypadek deterministyczny***

Analizę przeprowadzimy dla trendu deterministycznego, procesu autoregresyjnego oraz wahań sezonowych danych przez sinusoidę, rozważając zachowanie się procesu w momentach  $t+1, \dots, t+k$ , co pozwala na porównanie własności jednej transakcji z ciągiem  $k$  transakcji, następujących w kolejnych momentach czasu. Będziemy zakładać, że w ramach każdej z  $k$  transakcji częściowych dokonujemy zakupu tej samej liczby jednostek instrumentu finansowego<sup>2</sup>. Przyjęcie tego założenia sprawia, że własności statystyczne, takie jak średnia cena sekwencji transakcji oraz jej odchylenie standardowe, zależą wy-

---

<sup>1</sup> Procesem stochastycznym nazywamy zbiór  $\{X_t, t \in T\}$  zmiennych losowych indeksowany przez zbiór  $T, T \subseteq R$ . Zbiór  $T$  określa przedział czasu, dlatego zmienna  $t$  nazywana jest zmienną czasową. Jeżeli  $t$  może przyjmować tylko wartości całkowite, to proces stochastyczny jest określany mianem procesu dyskretnego, natomiast gdy  $t$  przyjmuje dowolne wartości ze zbioru  $T$  - procesem ciągłym. Szeregi czasowe traktujemy jako realizacje procesu stochastycznego.

<sup>2</sup> Uzyskane wyniki można zastosować do sekwencji transakcji sprzedaży.



łącznie od własności procesu generującego przebieg ceny, a nie od struktury (wielkości) transakcji cząstkowych.

Niech  $X_t = \alpha t + \beta$ , gdzie  $X_t$  oznacza cenę instrumentu finansowego w momencie  $t$ . Średnia cena sekwencji transakcji zawieranych w momentach  $t + 1$ , ...,  $t+k$  jest równa:

$$\bar{x} = \frac{\alpha(t+1) + \beta + \alpha(t+k) + \beta}{2} = \alpha \left( t + \frac{k+1}{2} \right) + \beta, \quad (1)$$

a wariancja (będąca swego rodzaju artefaktem):

$$\begin{aligned} D^2(X) &= \frac{1}{k-1} \sum_{j=t+1}^{t+k} (X_j - \bar{x})^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{j=t+1}^{t+k} \left( \alpha \cdot j + \beta - \alpha \cdot \left( t + \frac{k+1}{2} \right) - \beta \right)^2 = \\ &= \frac{\alpha^2}{k-1} \cdot \sum_{j=t+1}^{t+k} \left( j - t - \frac{k+1}{2} \right)^2. \end{aligned} \quad (2)$$

Zmienność ceny dla transakcji sekwencyjnej (ale nie średniej ceny dla sekwencji, która jest zdeterminowana) wynika z własności procesu i nie stanowi konsekwencji oddziaływania zmiennej losowej<sup>3</sup>. Wariancja cen transakcji cząstkowych dana przez (2) jest rosnącą funkcją  $k$ . Wzory na średnią i wariancję można łatwo wyprowadzić dla innych, najczęściej spotykanych funkcji trendu. Ponieważ nie wnosi to nic istotnego w sensie metodycznym do naszych rozważań, zagadnienie to pomijamy.

Dla procesu deterministycznego  $X_t = \rho X_{t-1}$ , średnia i wariancja są odpowiednio równe<sup>4</sup>:

$$\bar{x} = \sum_{j=t+1}^{t+k} X_j = \frac{1}{k} \sum_{j=t}^k \rho^j X_t = \frac{\rho(1-\rho^k)}{\rho \cdot k} X_t \quad (3)$$

<sup>3</sup> Wynika stąd, że należy dokładnie odróżniać zmienność od nieprzewidywalności. Zmienność implikuje nieprzewidywalność w przypadku procesów stochastycznych. W rozpatrywanym przypadku zmienność nie implikuje nieprzewidywalności (ryzyka). Historyczna zmienność w prawidłowy sposób mierzy zmienność, jeżeli proces cen jest stacjonarny w średniej. Proces stochastyczny jest stacjonarny w średniej, jeżeli  $E(X_t) = m$ ,  $t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ . W przypadku relatywnie krótkich przedziałów czasowych przyjmuje się, że procesy stopy zwrotu akcji są stacjonarne w średniej, co oznacza, że ich ceny rosną w przybliżeniu wykładniczo. Dla szeregów stóp zwrotu o dużej częstotliwości (w szczególności notowań śróddziennych), nie udaje się odrzucić hipotezy o stacjonarności szeregu stóp zwrotu w średniej. Za stacjonarność przemawiają także względy merytoryczne. Za powstawanie trendów odpowiedzialne są czynniki oddziałujące przez dłuższe okresy. W przypadku stosunkowo krótkich przedziałów czasu ich oddziaływanie można uznać za zanedbywalnie małe.

<sup>4</sup> Zapis ten ukazuje mechanizm powrotu procesu do średniej. Jeżeli  $|\rho| < 1$ , to dla  $|X_{t-1}| > 0$ ,  $|X_t| < |X_{t-1}|$ , co oznacza, że  $X_t$  dąży w zależności od znaku  $\rho$ , monotonicznie lub oscylując do 0.

$$D^2(X) = \frac{1}{k-1} \sum_{j=t}^k \left( \rho^j X_t - \frac{\rho(1-\rho^k)}{\rho \cdot k} X_t \right)^2 = \frac{X_t^2}{k-1} \sum_{j=t}^k \left( \rho^j - \frac{\rho(1-\rho^k)}{\rho \cdot k} \right). \quad (4)$$

Dla  $|\rho| < 1$   $\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\rho(1-\rho^k)}{\rho \cdot k} X_t = 0$ , z czego wynika że w granicy (4) jest równe

$$\frac{X_t^2}{(k-1) \cdot (1-\rho)}.$$

W przypadku zmian okresowych  $X_t = \sin(\omega t)$ ,  $\omega = \frac{2\pi}{T}$ , gdzie  $T$  oznacza okres, średnia i wariancja są równe

$$\bar{x} = \frac{1}{k} \sum_{j=t+1}^{t+k} \sin(\omega \cdot j) \quad (5)$$

$$D^2(X) = \frac{1}{k-1} \sum_{j=t}^k \left( \sin(\omega(t+j)) - \frac{1}{k} \sum_{j=t+1}^{t+k} \sin(\omega \cdot j) \right)^2 \quad (6)$$

Niewłaściwe dobrane odstępy między transakcjami mogą niepotrzebnie obniżać średnią cenę transakcji<sup>6</sup>, a odpowiednio dobrana częstotliwość transakcji zmniejsza wariancję do 0.

### **Przypadek stochastyczny**

Rozważmy obecnie stochastyczną wersję rozpatrywanych procesów deterministycznych. Niech  $X_t = \alpha t + \beta + \varepsilon_t$ . Średnia cena jest równa:

$$\bar{x} = \frac{\alpha(t+1) + \beta + \alpha(t+k) + \beta}{2} + \frac{1}{k} \sum_{j=t+1}^{t+k} \varepsilon_j = \alpha \left( t + \frac{k+1}{2} \right) + \beta + \frac{1}{k} \sum_{j=t+1}^{t+k} \varepsilon_j \quad (7)$$

a wariancja ceny sekwencji transakcji (nieuwzględniająca struktury kowariancyjnej szeregu):

<sup>5</sup> Dla  $|\rho| < 1$   $X_t = \rho X_{t-1}$  dąży do 0 dla  $t \rightarrow \infty$ . Dla  $-1 < \rho < 0$  proces przyjmuje wartości ujemne. Jeżeli proces ma opisywać ewolucję ceny w czasie wystarczy przyjąć, że rozpatrywany proces jest indukowany przez proces  $Y_t = \rho Y_{t-1}$ , gdzie  $E(Y_t) = m > 0$ ,  $t = 1, \dots$ , gdzie  $m$  jest wystarczająco dużą liczbą dodatnią.

<sup>6</sup> Uzasadnia to próby identyfikacji okresowych zmian cen za pomocą analizy widmowej. Badania empiryczne przeprowadzone na polskim rynku kapitałowym wskazują na ograniczone możliwości zmniejszenia ryzyka w oparciu o wyniki analizy spektralnej. Wynika to z nieistnienia dobrze wyrażonych składowych okresowych. Na periodogramach cen i stóp zwrotu większości akcji widoczne są jedynie słabe wyrażone i dość rozmyte maksima mocy widma, zob. [3; 4].

$$D^2(X) = \frac{1}{k-1} \sum_{j=t+1}^{t+k} (X_j - \bar{X})^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{j=t+1}^{t+k} \left( \alpha \cdot j + \beta + \varepsilon_j - \alpha \cdot \left( t + \frac{k+1}{2} \right) - \beta - \frac{1}{k} \sum_{j=t+1}^{t+k} \varepsilon_j \right)^2 = \quad (8)$$

$$= \frac{1}{k-1} \sum_{j=t+1}^{t+k} \left( \alpha \left( j - t - \frac{k+1}{2} \right) + \varepsilon_j - \frac{1}{k} \left( \sum_{j=t+1}^{t+k} \varepsilon_j \right) \right)^2.$$

Ze wzoru (7) wynika, że rozkład średniej ceny transakcji w przypadku niezależności zmiennych  $\varepsilon_t$  będzie na mocy twierdzenia Lindeberga-Levy'ego dążył do rozkładu normalnego. Z (8) wynika, że wariancja ceny transakcji cząstkowych zależy od stopnia skorelowania zmiennych losowych  $\varepsilon_t$  i jest podobnie jak w przypadku deterministycznym rosnącą funkcją  $k$ <sup>7</sup>. Przy założeniu, że  $\varepsilon_t$  mają rozkład normalny  $N(0, \sigma)$ , średnie odchylenie od trendu ma rozkład normalny, którego odchylenie standardowe jest równe  $k \cdot \sqrt{\sigma}$ , a więc jest mniejsze od warunkowego odchylenia standardowego od trendu  $D(X_{t+1} / X_t)$  równego  $\sigma$ . W przypadku skorelowania zmiennych zmniejszenie odchylenia będzie mniejsze. Jeżeli  $\alpha$  przyjmuje wartość ujemną, zastąpienie jednej transakcji ich ciągiem powoduje obniżenie przeciętnej ceny<sup>8</sup>.

Rozważmy teraz proces  $X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$ . Wartości procesu w kolejnych momentach czasu wyrażają się wzorami:

$$\begin{aligned} X_{t+1} &= \rho X_t + \varepsilon_{t+1}, \\ X_{t+2} &= \rho(\rho X_t + \varepsilon_{t+1}) + \varepsilon_{t+2} = \rho^2 X_t + \rho \varepsilon_{t+1} + \varepsilon_{t+2}, \\ &\dots\dots\dots \\ &\dots\dots\dots \\ X_{t+k} &= \rho(\rho X_{t+k-1} + \varepsilon_{t+k-1}) + \varepsilon_{t+k} = \rho^k X_t + \rho^{k-1} \varepsilon_{t+1} + \rho^{k-2} \varepsilon_{t+2} + \dots + \varepsilon_{t+k}. \end{aligned}$$

Średnia procesu jest równa:

$$\bar{X} = \frac{X_t}{k} \sum_{j=t+1}^{t+k} \rho^j + \frac{1}{k} \left( \sum_{j=t+2}^{t+k} \rho^{k-j} \varepsilon_j + \sum_{j=t+3}^{t+k} \rho^{k-j} \varepsilon_j + \dots + \varepsilon_{t+k} \right) \quad (9)$$

<sup>7</sup> Ujmując rzecz bardziej precyzyjnie wraz ze wzrostem  $k$  wzrasta tylko część wariancji, za którą odpowiedzialny jest trend deterministyczny. Wariancja będąca efektem oddziaływania składnika losowego maleje. Tylko ta część transakcji jest miarą nieprzewidywalności. Możliwości zmniejszania ryzyka są ograniczone nie tyle przez wpływ składnika losowego ale brak niezmienniczości w czasie procesu opisującego ewolucję w czasie wartości instrumentu finansowego.

<sup>8</sup> Ryzyko związane z przeprowadzeniem ciągu transakcji utożsamiamy z odchyleniem standardowym średniego odchylenia od trendu, a nie odchyleniem standardowym wartości procesu od wartości średniej procesu w rozpatrywanym przedziale. Pomiar ryzyka nie uwzględniający struktury procesu, tj. polegający na wyznaczeniu odchylenia standardowego na podstawie odchyleń od średniej, a nie od trendu, prowadzi do niemożności prawidłowej oceny korzyści wynikających z zastąpienia jednej transakcji ich ciągiem. W przypadku trendu deterministycznego tak rozumiane ryzyko jest rosnącą funkcją liczby transakcji.

z czego wynika, że rozbieżność transakcji na ciąg transakcji powoduje spadek ryzyka, gdyż odchylenie standardowe średniej procesu maleje ze wzrostem  $k$ , i to tym szybciej, im składniki losowe są mniej skorelowane<sup>9</sup>. Jest więc ono mniejsze od ryzyka pojedynczej transakcji. Zwiększenie odstępów między transakcjami, wpływając na zmniejszenie skorelowania zmiennych, umożliwia uzyskanie większego spadku ryzyka transakcji sekwencyjnej w porównaniu z transakcją pojedynczą (o ile proces jest niezmienniczy względem czasu w przedziale o wystarczającej długości)<sup>10</sup>. Przy wyznaczaniu odchylenia standardowego średniej znajduje zastosowanie uwaga odnosząca się do wyznaczaniu tych wielkości w przypadku trendu.

Największe korzyści z zastąpienia jednej transakcji ich ciągiem odnosimy w przypadku, gdy składniki resztowe nie są skorelowane. W przypadku skorelowania zmiennych ich średnia będzie cechować się większym od  $\sigma/\sqrt{k}$  odchyleniem standardowym.

Rozłożenie transakcji w czasie sprawia, że jej średnia cena będzie bardziej skupiona wokół średniej ceny instrumentu, niż cena tego instrumentu w przypadku dowolnego, wystarczająco skupionego wokół średniej rozkładu<sup>11</sup>. Największe zmniejszenie dyspersji uzyskamy dla niezależnych cen. Wynika to bezpośrednio ze słabego prawa wielkich liczb. Istotnie, dla dowolnych dodatnich liczb  $\varepsilon$  i  $\delta$  istnieje taka liczba naturalna  $N$ , że dla każdego  $n \geq N$

$$P\left(\left|\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - m\right| < \varepsilon\right) > 1 - \delta. \quad (10)$$

Z nierówności tej wynika, że dla dostatecznie dużej liczby składników losowych możemy wartość oczekiwaną  $m$  oszacować przez średnią arytmetyczną wartości tych składników z prawdopodobieństwem bliskim jedności (większym niż  $1 - \delta$ ) tak, że błąd oszacowania będzie mniejszy od  $\varepsilon$ . Kolejną korzyścią jest asymptotyczna zbieżność rozkładu średniej ceny transakcji niezależnie od rozkładów  $\varepsilon_t$  do rozkładu normalnego (jeżeli spełniony jest warunek Lindeber-

<sup>9</sup> W przypadku braku skorelowania składników losowych

<sup>10</sup> W praktyce istotne jest znalezienie kompromisu między ilością transakcji a częstotliwością ich dokonywania. Intuicja podpowiada, że procesy opisujące ewolucję wartości instrumentów finansowych można uznać za niezmiennicze w czasie tylko w pewnych przedziałach; nie można więc dowolnie zmniejszać częstotliwości transakcji w celu zmniejszenia ich skorelowania, gdyż prowadzi to do zmniejszenia ich liczby.

<sup>11</sup> Rozkład musi być wystarczająco skupiony wokół średniej z uwagi na konieczność spełnienia warunku Lindenberga, zob. 1; 2].

ga<sup>12</sup>). Rozkład średniej ceny transakcji (zarówno dla procesu  $X_t = \alpha t + \beta + \varepsilon_t$  w przypadku niezależności  $\varepsilon_t$  jak i procesu  $X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$  dla  $\rho = 0$ ) będzie więc bardziej symetryczny niż rozkład ceny instrumentu finansowego, co jest istotne dla adekwatnego pomiaru ryzyka. Jeżeli przedział czasu, w którym dokonujemy ciągu transakcji jest pomijalnie krótki w porównaniu z okresem inwestycji, to stopa zwrotu z inwestycji będzie asymptotycznie dążyć do rozkładu logarymiczno-normalnego.

W przypadku zmian okresowych  $X_t = \sin(\omega t) + \varepsilon_t$ ,  $\omega = \frac{2\pi}{T}$ , średnia i wariancja są równe:

$$\bar{x} = \frac{1}{k} \sum_{j=t+1}^{t+k} (\sin(\omega \cdot j) + \varepsilon_j) \quad (11)$$

$$D^2(X) = \frac{1}{k-1} \sum_{j=t+1}^{t+k} \left( \sin(\omega \cdot j) + \varepsilon_j - \frac{1}{k} \sum_{j=t+1}^{t+k} (\sin(\omega \cdot j) + \varepsilon_j) \right)^2 \quad (12)$$

### Ryzyko akcji a ryzyko transakcji

Oznaczmy przez  $s_A$  i  $s_B$  ryzyko akcji A i B mierzone odchyleniem standardowym składnika losowego ceny każdej z akcji. Niech  $\bar{s}_A$  i  $\bar{s}_B$  oznaczają ryzyko transakcji sekwencyjnej mierzone odchyleniem standardowym średniej ceny transakcji. Dla transakcji jednokrotnej ryzyko mierzone odchyleniem standardowym ceny jest określone przez  $s_A$  i  $s_B$ . Jeżeli procesy opisujące ewolucję w czasie cen akcji są stacjonarne w średniej, to dla każdej z akcji oczekiwane ceny transakcji jednokrotnej i sekwencyjnej będą równe. Relacja między ryzykiem akcji (równym ryzyku transakcji jednokrotnej) a ryzykiem transakcji sekwencyjnej zależy od długości sekwencji, schematu autokorelacji oraz wartości współczynników autokorelacji. W ogólnym przypadku nie zachodzi więc implikacja  $s_A < \bar{s}_A \rightarrow s_B < \bar{s}_B$ , gdyż szybkość spadku odchylenia standardowego średniej ceny w funkcji  $k$  zależy od wartości współczynnika autokorelacji.

Jeżeli założenie o stacjonarności ceny w średniej nie jest spełnione, to porównywanie akcji (portfeli) nie jest możliwe na podstawie jednego kryterium, tj. kryterium minimalizacji ryzyka stopy zwrotu<sup>13</sup>. W celu porównania, która z akcji jest "lepsz" w przypadku transakcji jednokrotnej, a która transakcji se-

<sup>12</sup> Zob. [1; 2].

<sup>13</sup> Jeżeli przedział czasowy jest krótki w stosunku do czasu inwestycji, to wpływ wydłużenia czasu trwania inwestycji na stopę zwrotu możemy pominąć.

kwencyjnej, konieczne jest posłużenie się dwuczynnikową funkcją użyteczności, której argumentami są stopa zwrotu i ryzyko. Dla procesów niestacjonarnych w średniej, oczekiwane ceny dla transakcji jednokrotnej i sekwencyjnej są różne, różne zatem będą też stopy zwrotu.

Zmniejszenie odchylenia standardowego ceny transakcji wpływa na obniżenie odchylenia standardowego stopy zwrotu z inwestycji. Jeżeli stopa zwrotu wyznaczana jest według wzoru:

$$P_1 = P_0(1+r)^t \quad (13)$$

to jest ona równa

$$r = \frac{P_1}{P_0}^{1/t} - 1 \quad (14)$$

gdzie  $P_0$  i  $P_1$  oznaczają ceny akcji na początku i końcu inwestycji. Jeżeli przyjmiemy założenie, że czas realizacji sekwencji inwestycji jest (bardzo) krótki w porównaniu z czasem trwania inwestycji, to stosując (14) łatwo możemy – w przypadku stacjonarności w średniej zmian ceny – ocenić wpływ rozłożenia transakcji w czasie na ryzyko inwestycji mierzone odchyleniem standardowym stopy zwrotu.

### Podsumowanie

Z przeprowadzonych rozważań wynika, że rozkład ceny instrumentu finansowego różni się od rozkładu średniej ceny sekwencji transakcji. Z punktu widzenia inwestora nie wszystkie własności szeregów cen instrumentów finansowych są równie istotne. Najpoważniejszym problemem wydaje się autokorelacja, w szczególności, jeżeli zanika ona wolno w funkcji czasu. Wówczas zastąpienie jednej transakcji ich sekwencją jest nie tylko mało efektywne z punktu widzenia zmniejszenia wariancji, ale nie prowadzi także do otrzymywania rozkładów średniej ceny transakcji o pożądanych własnościach, w szczególności cechujących się symetrią. Jeżeli autokorelacja szybko zanika w funkcji czasu, to nawet asymetria rozkładu cen, czy też zgrupowania zmienności, nie wydają się być istotnym problemem. Analiza dokonana w pkt. 3 wskazuje, badanie jakich własności cen instrumentów finansowych jest istotne z punktu widzenia inwestora, który dysponuje swobodą wyboru momentu zawierania transakcji kupna i sprzedaży i może zastąpić jedną transakcję ich sekwencją. Najistotniejsza jest

stacjonarność w średniej ceny instrumentu finansowego oraz szybkości zaniku autokorelacji w funkcji czasu.

Dla minimalizacji ryzyka związanego z inwestycją w instrument finansowy nie są konieczne efektywne procedury prognozowania, jeżeli tylko istnieje możliwość zastąpienia jednej transakcji ich sekwencją. Dla inwestora bardziej niebezpieczny jest brak niezmienniczości procesu opisującego ewolucję w czasie wartości instrumentu finansowego, niż brak precyzyjnych prognoz<sup>14</sup>.

### Literatura

1. Fisz M., *Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna*, PWN, Warszawa 1969.
2. Jakubowski J., Sztencel R., *Wstęp do teorii prawdopodobieństwa*, SCRIPT, Warszawa 2001.
3. Marcinkowski J., *Analiza spektralna szeregów czasowych wartości wybranych indeksów na GPW w Warszawie*, [w:] Trzaskalik T. [red.], *Modelowanie preferencji a ryzyko '02*, Akademia Ekonomiczna w Katowicach, Katowice, 2002, ss. 241 - 256.
4. Siemieniuk N., *Fraktalne własności polskiego rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku, Białystok 2001.

### STRESZCZENIE

Przedmiotem analizy jest ryzyko sekwencyjnych strategii finansowych. Ryzyko finansowe zazwyczaj utożsamia się ze zmiennością historyczną szeregu czasowego cen lub stóp zwrotu instrumentu finansowego. Warunkiem właściwego pomiaru wielkości ryzyka jest stacjonarność w średniej procesu opisującego ewolucję wartości instrumentu finansowego w czasie. Nawet wtedy utożsamianie ryzyka rozumianego jako nieprzewidywalność ze zmiennością szeregu w większości przypadków nie jest zasadne, gdyż transakcje finansowe mają z reguły charakter sekwencyjny. Rozkład średniej ceny sekwencji transakcji odbiega od rozkładu ceny pojedynczej transakcji. Ryzyko sekwencji transakcji jest różne od ryzyka pojedynczej transakcji. Dowodzi się, że dla oceny wielkości ryzyka podstawowe znaczenie ma typ procesu stochastycznego a ryzyko wiąże się

<sup>14</sup> Analiza ryzyka w przypadku portfela wykracza poza ramy artykułu.

przede wszystkim z brakiem niezmienniczości tego procesu w czasie, a nie z ograniczonymi możliwościami prognozowania.

## **RISK OF SEQUENTIAL FINANCIAL STRATEGIES**

### **SUMMARY**

In the paper risk of sequential financial strategies is investigated. Financial risk is usually identified with historical volatility of a time series of prices or returns. The stochastic process describing evolution in time of prices or returns should be stationary in the mean. Even then identifying the risk understood as a lack of predictability with volatility of a time series is not justified because financial transactions are sequential by nature. The average price of a sequence of transactions has a distribution which differs from that of a transaction price. As a result the risk of a sequence of transactions is different from that of a single transaction. It is proved that for assessing the risk it is important that the type of a stochastic process is time invariant. Limited prediction ability is of lesser importance.

*Translated by J. Marcinkowski*

*Dr Jerzy Marcinkowski*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
j.marcinkowski@ae.poznan.pl



IWONA MARKOWICZ

## **RYZIKO LIKWIDACJI FIRMY W PIERWSZYM ROKU DZIAŁALNOŚCI**

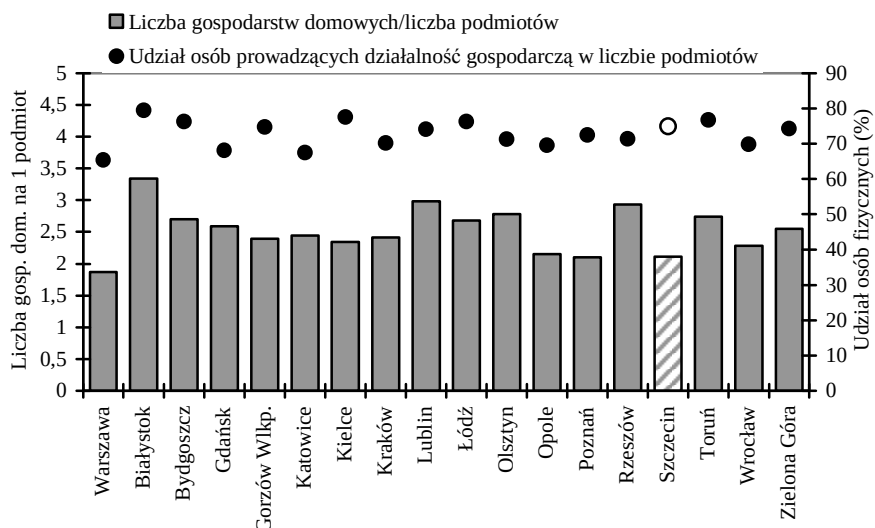
### **Wstęp**

W artykule zostanie przedstawiona analiza ryzyka likwidacji firmy w pierwszym roku działalności przy wykorzystaniu regresji logistycznej. Analiza przeprowadzona zostanie na przykładzie podmiotów gospodarczych powstałych w Szczecinie w latach 1990-1999 i obserwowanych przez pierwsze 12 miesięcy działalności na rynku.

J. Hozer w pracach [Hozer J. (1991), Hozer J. (1997), Hozer J., Markowicz I. (2002)] podkreśla, że dla sprawnego działania gospodarki potrzebna jest odpowiednia liczba firm. Zarówno ich zbyt mała jak i zbyt duża liczba może mieć niekorzystny wpływ na sprawnie funkcjonujący rynek. Autor ten zwracał uwagę, że liczba firm w Polsce w latach 80-tych była zbyt mała. Optymalną ich liczbę wyznaczył jako stosunek liczby gospodarstw domowych do liczby podmiotów gospodarczych, który powinien oscylować wokół liczby 5. Wskaźnik ten w latach 80-tych ubiegłego wieku był w Polsce dużo wyższy i począwszy od 1990 roku ulegał obniżeniu, nawet spadł poniżej omawianej wartości. Spowodował to wzrost liczby zakładanych firm, szczególnie prowadzonych przez osoby fizyczne.

Przeprowadzona w artykule analiza dotyczy Szczecina, dla którego wyznaczono wskaźniki: liczba gospodarstw domowych/liczba podmiotów gospodarczych i udział osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą w liczbie podmiotów ogółem w 2006 roku i porównano je ze wskaźnikami dla miast wojewódzkich (siedziba wojewody i/lub sejmiku wojewódzkiego). Omawiane wskaźniki zaprezentowano na rysunku 1. Wskaźnik mówiący o liczbie gospodarstw domowych przypadających na jedną firmę terytorialnie może być zróż-

nicowany i oczywiste jest, że w dużych miastach może być niższy niż na pozostałych terenach kraju. W związku z tym wartości przedstawione na rys. 1 są niższe od 5. W Szczecinie stosunek liczby gospodarstw domowych do liczby firm wyniósł 2,11. Mniejszą wartość tego wskaźnika odnotowano tylko w Warszawie i Poznaniu. Można, więc stwierdzić, że w Szczecinie liczba podmiotów zarejestrowanych w rejestrze jest stosunkowo wysoka i znaczną przewagę stanowią podmioty osób fizycznych. Ich udział w liczbie podmiotów ogółem wynosi 74,96 % i wyższy jest w pięciu miastach.



Rys. 1. Wskaźniki: liczba gospodarstw domowych/liczba podmiotów gospodarczych i udział osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą w liczbie podmiotów ogółem w Szczecinie na tle miast wojewódzkich (siedziba wojewody i/lub sejmiku wojewódzkiego) w 2006 roku.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: „Miasta wojewódzkie” (2007).

### Regresja logistyczna

Model regresji logistycznej po raz pierwszy został zastosowany do modelowania wzrostu populacji, ale obecnie jest stosowany w wielu dziedzinach nauki, np. w demografii, medycynie, epidemiologii, psychologii a także ekonomii.

Funkcję logistyczną można zapisać w postaci:

$$P(Z) = \frac{\exp Z}{1 + \exp Z} \quad (1)$$

Przyjmuje ona wartości od 0 do 1 i może wyrażać prawdopodobieństwo określone jako ryzyko lub szansa wystąpienia określonego zdarzenia.

Dla dychotomicznej zmiennej zależnej logistyczny model regresji można zapisać:

$$P(Y=1 | x_1, x_2, \dots, x_k) = \frac{\exp(\alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_i)}{1 + \exp(\alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_i)} \quad (2)$$

gdzie:

$Y$  – dychotomiczna zmienna zależna,

$x_1, x_2, \dots, x_k$  – zmienne niezależne,  $\alpha$  – współczynniki regresji.

W artykule wykorzystany zostanie model regresji logistycznej dla zmiennej dychotomicznej – firma została zlikwidowana lub nie do momentu kończącego obserwację<sup>1</sup>. Do szacowania parametrów regresji logistycznej, ze względu na nie spełnienie założeń, zamiast metody najmniejszych kwadratów stosuje się metodę największej wiarygodności. Zapis  $p = P(Y = 1)$  określa prawdopodobieństwo porażki (lub sukcesu), wyrażenie  $\frac{p}{1-p}$  oznacza ryzyko (lub szansę)

wystąpienia określonego zdarzenia. Regresję logistyczną stosuje się zamiast regresji liniowej w celu uniknięcia sytuacji, w której prawdopodobieństwo nie mieściłoby się w przedziale  $[0; 1]$ . Wyrażenie  $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$  zapisuje się jako  $\text{logit}(p)$  i stosuje w zapisie modelu logitowego (przekształcone równanie liniowe):

$$\text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_i. \quad (3)$$

Im większa wartość współczynnika regresji  $\alpha_i$  tym większy wpływ zmiennej objaśniającej na prawdopodobieństwo porażki (lub sukcesu). Jednak do interpretacji wykorzystuje się najczęściej iloraz ryzyka (lub szans), czyli  $e^{\alpha_i}$ .

W artykule wyznaczony zostanie to iloraz ryzyka (RR *risk ratio*) przy zmianie jednej ze zmiennych objaśniających  $x_i$  o jednostkę (pozostałe zmienne objaśniające pozostają bez zmian) przy zastosowaniu wzorów:

<sup>1</sup> W literaturze spotkać można również zastosowanie modelu logistycznego dla danych kategoryalnych [np. Kozyra (2005), s. 319-329].

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_i \Rightarrow \frac{p}{1-p} = \exp\left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_i\right) = e^{\alpha_0} \cdot e^{\sum_{i=1}^k \alpha_i x_i} \quad (4)$$

$$\frac{P(x_{j+1})}{1-P(x_{j+1})} \div \frac{P(x_j)}{1-P(x_j)} = \frac{e^{\alpha_0} \cdot e^{\alpha_i x_{j+1}}}{e^{\alpha_0} \cdot e^{\alpha_i x_j}} = e^{\alpha_i (x_{j+1} - x_j)} = e^{\alpha_i \cdot 1} = e^{\alpha_i}$$

Iloraz ryzyka (RR) przy zmianie zmiennej objaśniającej o jednostkę nazwiemy ilorazem jednostkowym i oznaczymy  $RR_u$  (*unit risk ratio*). Można go również wyznaczyć dla zmiany innej niż jednostkowa i wówczas zapisujemy:

$$RR = e^{\alpha_i (x_{j+q} - x_j)} = e^{\alpha_i \cdot q} = RR_u^q. \quad (5)$$

#### Dane statystyczne i ich kodowanie

W przeprowadzonej analizie wykorzystano dane statystyczne zakupione w Urzędzie Statystycznym w Szczecinie. Dane pochodzą z rejestru REGON i dotyczą podmiotów gospodarczych powstających w Szczecinie w latach 1990-1999. Obserwację zakończono 31 grudnia 2000 roku. Zdarzeniem będącym przedmiotem badania jest wyrejestrowanie firmy przed upływem 12 miesięcy działalności. Zostało ono zakodowane jako 1, zerem natomiast zakodowano firmy, które prowadziły działalność gospodarczą ponad 1 rok. Strukturę badanych jednostek prezentuje Tabela 1.

Do badania ryzyka likwidacji firmy przed upływem pierwszego roku działalności zastosowano dwa sposoby kodowania zmiennych objaśniających: kodowanie 0-1-2-3-4-5-6-7-8-9 (odpowiednio dla lat 1990-1999) i kodowanie 0-1 umożliwiające zamianę zmiennej wielowariantowej na zmienne dichotomiczne.

#### Ryzyko likwidacji w pierwszym roku działalności

Szacując model regresji logistycznej zależności likwidacji firmy przed upływem pierwszego roku działalności gospodarczej firmy od zmiennej wielowariantowej – rok założenia, wyznaczono iloraz ryzyka (tabela 2), który informuje o tym, że wraz z założeniem firmy o rok później ryzyko jej likwidacji rośnie średnio o 12,10 %. Jest to jednak miara uśredniona, nie wskazująca na różnice występujące w czasie.

Na jej podstawie możliwe jest również wyznaczenie ilorazów ryzyka porównujących dany rok założenia firmy w stosunku do 1990 roku (tabela 3). Wynik ostatni to tzw. iloraz zakresowy. Dokładniejsze wyniki można uzyskać zamieniając zmienną objaśniającą wielowariantową na zmienne dichotomiczne

poprzez zastosowanie kodowania 0-1. Rok 1990 został przyjęty za bazowy i w stosunku do tego właśnie roku badany jest wzrost lub spadek ryzyka likwidacji firm założonych w kolejnych analizowanych latach (tabela 4).

Tabela 1. Liczba firm powstałych w Szczecinie w latach 1990-1999 oraz liczba zlikwidowanych firm (kod 1) w pierwszym roku prowadzenia działalności.

| Rok powstania firmy | Liczba powstałych firm | Firmy zlikwidowane w pierwszym roku działalności |         |
|---------------------|------------------------|--------------------------------------------------|---------|
|                     |                        | liczba                                           | odsetek |
| 1990                | 4399                   | 343                                              | 7,80    |
| 1991                | 5832                   | 284                                              | 4,87    |
| 1992                | 7237                   | 161                                              | 2,22    |
| 1993                | 5993                   | 433                                              | 7,23    |
| 1994                | 5021                   | 527                                              | 10,50   |
| 1995                | 6862                   | 929                                              | 13,54   |
| 1996                | 7081                   | 1100                                             | 15,53   |
| 1997                | 7859                   | 1213                                             | 15,43   |
| 1998                | 7815                   | 967                                              | 12,37   |
| 1999                | 5994                   | 471                                              | 7,86    |
| Suma                | 64093                  | 6428                                             | 10,03   |

Źródło: badania własne.

Tabela 2. Wyniki szacowania regresji logistycznej likwidacji firmy w zależności od roku jej założenia dla firm powstałych w Szczecinie w latach 1990-1999, obserwowanych przez pierwszy rok działalności (zmienna zależna – dychotomiczna, zmienna niezależna - wielowariantowa).

| Zmienna niezależna  | Estymator współczynnika regresji | Błąd standardowy | p        | Iloraz ryzyka | Przedział ufności 95% |
|---------------------|----------------------------------|------------------|----------|---------------|-----------------------|
| Rok powstania firmy | 0,114216                         | 0,004961         | 0,000000 | 1,120994      | (1,110142-1,131953)   |

Źródło: obliczenia własne – program STATISTICA PL.

Rys. 2 prezentuje drugie podejście do kodowania zmiennej niezależnej. Przedstawiono na nim iloraz ryzyka likwidacji w pierwszym roku działalności wraz z 95% przedziałem ufności dla firm założonych w latach 1991-1999 w Szczecinie w stosunku do firm założonych w 1990 roku. Okazuje się, że dla firm założonych w latach 1991, 1992 i 1993 iloraz ten był mniejszy niż firm powstałych w 1990 roku, czyli na początku okresu rozwoju przedsiębiorczości w Polsce. W kolejnych latach ryzyko likwidacji było większe, ale w 1999 roku

niemal wyrównane z ryzykiem, jakie towarzyszyło działalności firm zakładanych w 1990 roku.

Tabela 3. Zmiana ilorazu ryzyka likwidacji firmy założonej w poszczególnych latach w stosunku do ryzyka likwidacji firmy założonej w 1990 roku.

| Porównywane lata założenia firmy | Zmiana ilorazu ryzyka |
|----------------------------------|-----------------------|
| 90                               | 1,000000              |
| 91/90                            | 1,120994              |
| 92/90                            | 1,256628              |
| 93/90                            | 1,408672              |
| 94/90                            | 1,579113              |
| 95/90                            | 1,770176              |
| 96/90                            | 1,984357              |
| 97/90                            | 2,224452              |
| 98/90                            | 2,493597              |
| 99/90                            | 2,795308              |

Źródło: obliczenia własne – program *STATISTICA PL*.

Tabela 4. Wyniki szacowania regresji logistycznej likwidacji firmy w zależności od roku jej założenia dla firm powstałych w Szczecinie w latach 1990-1999, obserwowanych przez pierwszy rok działalności (zmienne: zależna i niezależne – dychotomiczne).

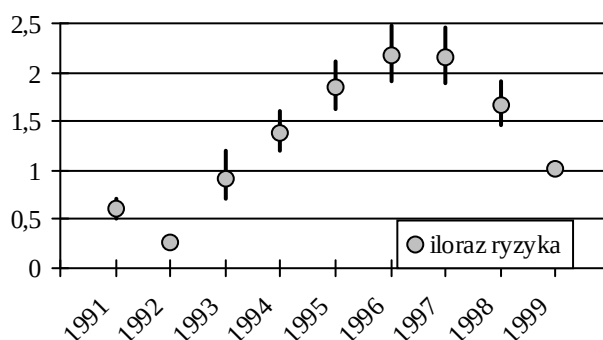
| Zmienna niezależna (rok powstania firmy) | Estymator współczynnika regresji | Błąd standardowy | p        | Iloraz ryzyka | Przedział ufności 95% |
|------------------------------------------|----------------------------------|------------------|----------|---------------|-----------------------|
| Rok 1990                                 |                                  |                  |          | 1,000000      |                       |
| Rok 1991                                 | -0,501994                        | 0,084070         | 0,000000 | 0,605323      | (0,513325-0,713808)   |
| Rok 1992                                 | -1,312835                        | 0,098280         | 0,000000 | 0,269056      | (0,221895-0,326241)   |
| Rok 1993                                 | -0,082391                        | 0,134742         | 0,540888 | 0,920911      | (0,707084-1,199401)   |
| Rok 1994                                 | 0,326927                         | 0,073201         | 0,000008 | 1,386701      | (1,201280-1,600741)   |
| Rok 1995                                 | 0,616049                         | 0,068211         | 0,000000 | 1,851597      | (1,619787-2,116582)   |
| Rok 1996                                 | 0,776947                         | 0,066186         | 0,000000 | 2,174822      | (1,910114-2,476214)   |
| Rok 1997                                 | 0,769306                         | 0,065111         | 0,000000 | 2,158267      | (1,899573-2,452192)   |
| Rok 1998                                 | 0,512712                         | 0,066714         | 0,000000 | 1,669813      | (1,465055-1,903188)   |
| Rok 1999                                 | 0,008406                         | 0,012802         | 0,511430 | 1,008442      | (0,983441-1,034078)   |

Źródło: obliczenia własne – program *STATISTICA PL*.

Można stwierdzić, że wyznaczanie ilorazu ryzyka likwidacji firmy przed wpływem pierwszego roku działalności w oparciu o parametry regresji logistycznej daje ciekawe wyniki. Przy czym są one uzależnione w dużym stopniu od sposobu kodowania zmiennych niezależnych.

## Podsumowanie

W obecnej sytuacji gospodarczej Polski, szczególnie w obliczu dużego bezrobocia, ważna jest obserwacja warunków powstawania i rozwoju podmiotów gospodarczych, a także przyczyn ich upadania i okresu funkcjonowania. Zasadniczą barierą w prowadzeniu takich badań jest słaba dostępność danych. Rejestr REGON, pomimo pewnych niedoskonałości, jest jedynym względnie dostępnym i dobrze archiwizowanym źródłem potrzebnych informacji.



Rys. 2. Iloraz ryzyka likwidacji w pierwszym roku działalności wraz z 95% przedziałem ufności dla firm założonych w latach 1991-1999 w Szczecinie w stosunku do firm założonych w 1990 roku.

Źródło: obliczenia własne.

Podmioty gospodarcze mogą stanowić populacje, analogicznie do populacji ludzi, i w prowadzonych badaniach można wykorzystywać metody analizy historii zdarzeń. Zastosowanie tych metod jest przedmiotem realizowanego (2006-2009) projektu badawczego MNiSW N 111 011 31/1109 przez zespół: Hozer J., Markowicz I., Stolorz B.

Przedstawiona analiza retrospektywna wykazała, że dla firm założonych w latach 1991, 1992 i 1993 iloraz ryzyka likwidacji był mniejszy niż firm powstałych w 1990 roku, czyli na początku okresu rozwoju przedsiębiorczości w Polsce. W kolejnych latach ryzyko likwidacji było większe, ale w 1999 roku niemal wyrównane z ryzykiem, jakie towarzyszyło działalności firm zakładanych w 1990 roku.

**Literatura**

1. Hozer J., *Rozkład wielkości firm według liczby zatrudnionych a prawo dostosowania struktur po stronie podaży do struktur po stronie popytu*. Przegląd Statystyczny, 1991, z. 3-4.
2. Hozer J. [red.], *Badanie rentowności i żywotności małych firm w województwie szczecińskim*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 1997.
3. Hozer J., Markowicz I., *Małe firmy. Analizy i diagnozy*. Rozprawy i Studia t. 437, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2002.
4. Kozyra C., *Zastosowanie regresji logistycznej do analizy danych wielomianowych dotyczących samooceny zdrowia*, Taksonomia 12, Prace Naukowe AE we Wrocławiu nr 1076, Wrocław 2005.
5. Markowicz I. Stolorz B., *Analysis of the Survival Function of Firms*, [w:] Batóg J [red.], *Baltic Business Development. Regional Development SME Management and Entrepreneurship*. Faculty of Economics and Management, University of Szczecin, Szczecin 2006.
6. Markowicz I. Stolorz B., *Tables of Vitality of Firms: Construction and Application*. „Folia Oeconomica Stetinensia”, No. 5(13)/2006, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2007.
7. *Miasta wojewódzkie. Podstawowe dane statystyczne*. GUS, Warszawa 2007, nr 13.

**STRESZCZENIE**

Lata 90-te XX w. w Polsce to okres rozwoju przedsiębiorczości. Swoboda zakładania i prowadzenia działalności gospodarczej przyczyniła się do powstawania nowych, głównie małych, firm. Nie wszystkim przedsiębiorcom udaje się jednak utrzymać działalność w dłuższym czasie. Celem artykułu jest analiza ryzyka likwidacji firmy oraz różnic dla firm założonych w różnych latach. Zastosowano model regresji logistycznej dla dychotomicznej zmiennej zależnej.



## **RISK OF LIQUIDATION OF THE FIRMS IN THE FIRST YEAR OF THE ACTIVITY**

### **SUMMARY**

The 90's of the 20th century in Poland it's a period of economic development. Freedom of establishing and carrying on a business caused rising many new, mostly small firms. Yet not all entrepreneurs were able to run their businesses for a longer period of time. The purpose of the paper is to analysis of risk of liquidation of firms and to analysis differences between firms established in different years. Logistic regression model for dichotomous dependent variable will be used.

*Translated by I. Markowicz*

*Dr Iwona Markowicz*  
Uniwersytet Szczeciński  
iwmar@szafir.univ.szczecin.pl



JAKUB MARSZAŁEK

**WYKORZYSTANIE OBLIGACJI ZAMIENNYCH DO  
OBNIŻANIA KOSZTU KAPITAŁU – WYBRANE PRZYKŁADY  
SPÓŁEK NOTOWANYCH NA STUTTGARCKIEJ GPW**

**Wstęp**

Jednym z najistotniejszych problemów zarządzania finansami przedsiębiorstwa jest wybór optymalnej strategii finansowania. Oznacza to nieustanne analizowanie płynności, zdolności do zadłużania czy rentowności. Podstawowy wybór odbywa się między dwoma formami kapitału – własną i obcą, i polega na ustaleniu proporcji między nimi. Mimo wieloletnich prac badawczych poświęconych problemom finansowania, nie opracowano reguł dotyczących optymalnej struktury kapitałowej. Wykorzystanie kapitału własnego pozwala na uniknięcie wydatków o charakterze gotówkowym, przez co nie obciąża się finansowo realizowanych projektów inwestycyjnych. Jednak to źródło kapitału, jeśli ma zewnętrzne pochodzenie, wpływa na zmianę struktury własności, co nie jest obojętne dla zarządzania spółką i może ograniczać korzyści realizowanej inwestycji. Z kolei dług wykorzystywany jako zasób kapitału finansujący działalność przedsiębiorstwa oznacza konieczność okresowego regulowania płatności odsetkowych oraz zwrócenia całości pożyczonego kapitału z chwilą jego wymagalności. Może to znacząco wpływać na bieżącą płynność finansową spółki ograniczając czasem ekspansję gospodarczą, a w skrajnym przypadku przyczynić się w do bankructwa.

Kolejnym istotnym dylematem dotyczącym wykorzystania źródła kapitału jest wymagana stopa zwrotu. Ze względu na ryzyko płynności spółki bezpieczne jest wykorzystanie kapitału własnego. Jednak ryzyko, jakie ponosi potencjalny nabywca udziałów podwyższa wymaganą stopę zwrotu. Można oczywiście lekceważyć te oczekiwania, lecz wiąże się to z prawdopodobieństwem

niskiej wyceny spółki lub trudności w dalszym pozyskiwaniu kapitału. Ponadto pewną niedogodnością finansowania kapitałem własnym jest zmienność kosztu kapitału, spowodowana zmianami stóp zwrotu na rynku kapitałowym. W przypadku wykorzystania kapitału obcego nie ma problemu wysokiej stopy zwrotu. Koszt kapitału jest precyzyjnie określony, a jego poziom, z uwagi na niższe ryzyko kapitałodawcy, jest na ogół niższy od kosztu kapitału własnego. Brak też jest tak licznej grupy czynników determinujących zmienność oczekiwanej stopy zwrotu. Jednak wymienione zalety długu w porównaniu z kapitałem własnym mogą okazać się nieistotne z powodu wydatków pieniężnych koniecznych przy finansowaniu kapitałem obcym.

Podjmując zatem nieustannie decyzję dotyczącą struktury kapitału, zarządzający stoją przed następującym dylematem: czy finansować działalność z tańszego długu ryzykując utratę płynności, czy też skorzystać z bezpieczniejszego kapitału własnego ryzykując wycofanie kapitału przez niezadowolonych udziałowców. W pewnych warunkach, instrumentem, który mógłby ułatwić zarządzanie finansami jest obligacja zamienna, mająca cechy zarówno długu jak i kapitału własnego. Wykorzystując hybrydową naturę tego instrumentu finansowego przedsiębiorstwo, obserwując kształtowanie się kosztu kapitału na rynku, może dostosować finansowanie do planowanej płynności finansowej i możliwej do osiągnięcia stopy zwrotu z kapitału.

Poniższy artykuł poświęcono analizie wybranych przypadków obligacji zamiennych notowanych na stuttgarckim rynku kapitałowym. Szczególną uwagę zwrócono na zastosowane oprocentowanie obligacji zamiennych w porównaniu do zwykłych obligacji kuponowych wyemitowanych przez te same podmioty. Przeprowadzona analiza ma na celu wskazanie możliwości obniżania kosztu kapitału poprzez wykorzystanie obligacji zamiennych, oraz wskazanie jak duże zmiany oprocentowania długu mogą towarzyszyć takim działaniom.

### **Charakterystyka obligacji zamiennych**

Obligacja zamienna jest papierem wartościowym, który uprawnia inwestora do wymiany obligacji na określoną liczbę akcji emitenta<sup>1</sup>. Jest zatem połączeniem klasycznej obligacji kuponowej z opcją wymiany (nie zakupu) na ak-

<sup>1</sup> A. Duliniec, *Obligacje zamienne – hybrydowy instrument finansowania*, Rynek Terminowy 4/2003, s. 6.

cje<sup>2</sup>. Oznacza to, że obligacja zamienna, przynajmniej na samym początku istnienia ma cechy typowe dla obligacji, czyli wartość nominalną (kwotę zobowiązania emitenta na jaką opiewa dana obligacja), określone oprocentowanie (wartość należnych posiadaczowi odsetek od użyczonego kapitału) oraz termin wykupu (czas na jaki emitent zaciągnął pożyczkę obligacyjną i po jakim jest zobowiązany do wykupienia obligacji). Dodanie opcji wymiany na akcje emitenta do obligacji zwiększa jednocześnie liczbę charakteryzujących ją parametrów, wśród których należy wymienić:

- współczynnik konwersji, określający liczbę akcji uzyskanych po wymianie obligacji na akcje,
- czas konwersji, wskazujący na okres w którym możliwe jest dokonanie konwersji (zarówno z powodów prawnych jak i ekonomicznych)
- wartość konwersji (parytet), wyznaczający rynkową wartość pakietu akcji uzyskanych po wymianie (jest to iloczyn współczynnika konwersji i rynkowej wartości jednej akcji emitenta).

Jeśli przyjąć, że najistotniejszymi parametrami obligacji kuponowej determinującymi atrakcyjność inwestycyjną lub warunki finansowania są oprocentowanie i termin wykupu, to w przypadku obligacji zamiennych dodanie opcji zamiany powoduje zwiększenie możliwości kształtowania relacji między emitentem obligacji a inwestorem. Dzięki zwiększeniu atrakcyjności praw dodatknych przedsiębiorstwo może obniżyć koszt kapitału obcego, jaki musiałoby ponieść w porównaniu z tradycyjnymi obligacjami,

Określony poziom współczynnika konwersji wpływa na liczbę akcji możliwych do uzyskania przez inwestora. Można zauważyć, że parametr ten ma cechy dźwigni. Wysoki współczynnik konwersji to dla inwestora możliwość uzyskania znacznej liczby akcji i tym samym wysokich profitów z wymiany. Jednocześnie wysoki współczynnik konwersji to racjonalne uzasadnienie dla wysokiej ceny emisyjnej obligacji zamiennej lub niskiego oprocentowania. Sukces emisji zależy przecież od przekonania inwestora o wzroście wyceny rynkowej akcji możliwych do pozyskania, bo tylko w ten sposób będzie on skłonny po-

---

<sup>2</sup> ibidem oraz S. Buczek, *Obligacje zamienne – podstawowe parametry i rodzaje*, Rynek Kapitałowy, 4/1999, s. 37.

nieść dodatkowe ryzyko w nadziei na większy zysk kapitałowy<sup>3</sup>. Dużo większe możliwości w zakresie kształtowania pożądanej struktury kapitałowej emitenta ma czas konwersji. Może on wynikać z warunków ekonomicznych, gdy cena rynkowa akcji przekroczy cenę emisyjną akcji, wynikającą z ceny emisyjnej obligacji zamiennej lub może być określony przez emitenta. Poprzez ustalenie przedziału czasowego, w jakim możliwa jest konwersja, dłużnik może z pewnym prawdopodobieństwem zdecydować czy chce dokonać zmian w strukturze kapitału własnego czy też nie. Skracając okres konwersji zmniejsza prawdopodobieństwo wymiany obligacji na akcje, ponieważ kurs rynkowy akcji może nie zdążyć wystarczająco wzrosnąć w tym czasie. W przypadku, gdy spółka nie planuje wykupu wyemitowanych obligacji może ustalić dłuższy czas konwersji od okresu planowanej realizacji inwestycji finansowanych obligacjami. Sukces przedsięwzięcia może wówczas zwiększyć jej wycenę rynkową emitenta powodując konwersję. Łatwo zatem zauważyć, że dostatecznie długi czas konwersji pozwala na obniżenie oprocentowania obligacji zamiennych, zwiększa bowiem prawdopodobieństwo zysków kapitałowych inwestora<sup>4</sup>. Jednocześnie długi czas konwersji, przy zakładanym niższym oprocentowaniu korzystnie wpływa na płynność emitenta, gdyż ten nie wykupi obligacji lub zrobi to później, co zmniejsza realny koszt kapitału. Trzecim parametrem mogącym istotnie kształtować opłacalność emisji obligacji zamiennych jest wartość konwersji. Emitent może wpływać na prawdopodobieństwo konwersji posługując się dwoma narzędziami: czasem i wartością konwersji. Mogą się one wzajemnie wzmacniać, znosić lub być swoimi substytutami. Wysoka wartość konwersji jest mało prawdopodobna, lecz prawdopodobieństwo to wzrasta wraz z czasem konwersji. Ponieważ oprocentowanie obligacji zamiennej zależy od możliwości jej zyskowego przekonwertowania na akcje, można zauważyć, że spółka może obniżyć koszt własnego długu w dwojaki sposób: wydłużając czas konwersji lub obniżając cenę konwersji (cenę, po której opłacalna jest konwersja). Pierwsza strategia wydaje się mieć uzasadnienie w przypadku finansowania długotrwałego lub ryzykownego projektu inwestycyjnego. Dzięki temu emitent będzie miał dość czasu na zwiększenie własnej wyceny rynkowej lub zdąży zgro-

<sup>3</sup> Ryzyko to jest zresztą ograniczone dzięki zabezpieczeniu inwestycji wartością bieżącą obligacji zwykłej, szerzej: J.F. Fabozzi, *Rynki obligacji. Analiza i strategie*, WIG-PRESS, Warszawa 2000, s. 456-458.

<sup>4</sup> I. Nelken, *Handbook of hybrid instruments*, John Wiley & Sons Ltd, Chichester 2000, s. 3.

madzić środki na ewentualny wykup obligacji, gdy te nie zostaną wymienione. Długi czas konwersji powinien być także ustalony przy emisji obligacji o wysokiej cenie konwersji. Obniżanie ceny konwersji wydaje się uzasadnione w warunkach giełdowej dekonunktury lub krótkiego (narzuconego umową obligacyjną) czasu konwersji<sup>5</sup>.

Celem obu strategii jest osiągnięcie premii konwersji, którą najczęściej przypisuje się jedynie inwestorowi. Jest on bowiem skłonny nabyć akcje drożej niż wynosi ich aktualny kurs rynkowy, jedynie w przypadku wiary w ich późniejszy, zawarty w okresie czasu konwersji, wzrost. Dodatkowym bodźcem do zaangażowania kapitałowego może się okazać niższe ryzyko inwestycyjne. Zaangażowane środki mogą być przecież powiększone przynajmniej o wartość odsetek, a sam kapitał jest do końca trwania inwestycji chroniony umową obligacyjną lub premią konwersji. Warto zauważyć też premię, jaką uzyskuje emitent obligacji zamiennych. Pozyskuje on przecież kapitał o charakterze własnym w wyższej kwocie od tej, jaką mógłby uzyskać przy tradycyjnym podwyższeniu kapitału własnego w danych warunkach. Ta nadwyżka oczywiście znika z chwilą konwersji, ale nie zmienia to faktu korzystania z kapitału od emisji do konwersji. W tym czasie ma on co prawda postać długu, ale jego parametry odbiegają od rynkowych właśnie za sprawą możliwości konwersji.

Jednocześnie można zauważyć, że wykorzystywanie kapitału własnego w procesie rozwoju przedsiębiorstwa podwyższa koszt kapitału, co może prowadzić do spadku wartości wskaźnika EPS oraz najczęściej zmienia strukturę własnościową spółki. Trudności te wydają się szczególnie dotkliwe w warunkach niskiej wyceny rynkowej podmiotu. Małe przychody z emisji akcji mogą ograniczyć zamierzenia rozwoju spółki utrudniając osiągnięcie określonej stopy zwrotu i tym samym przyczynić się problemów z dalszym finansowaniem. Emisja obligacji zamiennych oddala moment podwyższenia kapitału, a uzyskane wcześniej środki mogą być wykorzystane do podniesienia rentowności spółki. Niższe oprocentowanie długu do momentu konwersji także pozytywnie wpływa na finanse emitenta. Może to się okazać szczególnie istotne w warun-

<sup>5</sup> E. Brigham, L. Gapenski uważają jednak, że czas konwersji nie powinien być zbyt krótki. W przeciwnym razie należałoby bowiem wyemitować akcje, gdy wzrost ich cen tak szybko umożliwia konwersję. Sugeruje się nawet, by w obliczu wzrostu cen akcji zaciągać tradycyjny dług, by potem spłacić go planowaną emisją akcji; szerzej: E. Brigham, L. Gapenski, *Zarządzanie finansami*, PWE, Warszawa 2000, T1, s. 764-765.

kach rosnących stóp procentowych lub wysokiego stanu zadłużenia spółki. Dlatego możliwość łącznego zarządzania negatywnymi aspektami finansowania kapitałem własnym bądź obcym, a przez to ograniczenie kosztów finansowych, wydaje się podstawową zaletą obligacji zamiennych<sup>6</sup>.

#### **Charakterystyka obligacji zamiennych notowanych na stuttgarckiej giełdzie papierów wartościowych – wartość konwersji i oprocentowanie**

Przedstawiona powyżej charakterystyka obligacji zamiennych wskazuje na ich duże możliwości obniżania oprocentowania długu. Można sobie w tym miejscu postawić pytanie o zakres tych możliwości. Ile może kosztować koszt kapitału obligacji zamiennych w porównaniu z tradycyjnymi obligacjami kuponowymi emitowanymi przez tego samego emitenta? Czy pozostałe parametry obligacji zamiennej, takie jak czas konwersji lub premia konwersji może mieć wpływ na ustaloną wysokość odsetek od obligacji? Czy oprocentowanie obligacji zamiennych w danych warunkach rynkowych znacząco odbiega od innych rodzajów obligacji? Odpowiedź na postawione pytania pozwoli określić jak duże oszczędności kosztu kapitału mogą osiągnąć spółki emitujące obligacje zamienne.

W celu zbadania przedstawionych problemów dokonano analizy wszystkich obligacji zamiennych notowanych na stuttgarckiej giełdzie papierów wartościowych (Börse Stuttgart) w pierwszym kwartale 2008 roku. Giełda w Stuttgarcie jest jednym z najważniejszych rynków papierów wartościowych w Niemczech, specjalizującym się w hybrydowych instrumentach finansowych<sup>7</sup>. Pełni ona rolę rynku uzupełniającego dla największej giełdy niemieckiej we Frankfurcie. Z tego powodu badane instrumenty finansowej są jednocześnie notowane na obu parkietach.

W badanym okresie na giełdzie w Stuttgarcie notowanych było 28 obligacji zamiennych 25 emitentów. W tej grupie tylko 5 przedsiębiorstw posiadało jednocześnie obligacje zamienne i kuponowe notowane w tym samym czasie na giełdzie w Stuttgarcie. Te właśnie spółki wybrano do analizy porównawczej parametrów obu rodzajów wyemitowanych obligacji, ze szczególnym uwzględ-

<sup>6</sup> S. Das, *Structured products & hybrid securities*, John Wiley & Sons (Asia) Ltd, Singapore 2001, s. 402

<sup>7</sup> Na koniec 2007 roku na giełdzie stuttgarckiej dokonano 39% całego obrotu akcjami na wszystkich giełdach w Niemczech. Patrz: [www.boerse-stuttgart.de](http://www.boerse-stuttgart.de).

nieniem kosztu kapitału. Celem tego badania jest wskazanie różnic w notowanych instrumentach finansowych oraz próba ich wyjaśnienia i uzasadnienia.

W tabeli 1 zaprezentowano podstawowe parametry obligacji zamiennych notowanych na giełdzie w Stuttgarcie wybranych do badania emitentów. Pierwszym spostrzeżeniem jakie można poczynić jest brak premii konwersji możliwej do realizacji w danym momencie. Jedynie obligacje wyemitowane przez Linde posiadają niższą cenę konwersji od bieżącej ceny akcji. Warto też zauważyć, że również jedynie te obligacje mają narzucony przez emitenta czas konwersji, co w praktyce oznacza ograniczenie czasowe, kiedy konwersja jest dopuszczalna.

Potwierdza to wcześniejsze sugestie o dwóch alternatywnych strategiach finansowania za pomocą obligacji zamiennych. Pierwszy sposób widoczny w przypadku obligacji Linde polega na ustaleniu niskiego poziomu ceny konwersji, dzięki czemu jest ona możliwa wcześniej. Narzędziem pozwalającym ograniczyć zbyt szybką konwersję jest odgórne wyznaczenie czasu konwersji. Przykład Linde potwierdza wykorzystanie takiego rozwiązania. Druga strategia emisji obligacji zamiennych polega na ustaleniu wysokiego poziomu ceny konwersji, przez co trudniej ją zrealizować wcześniej. Jednocześnie nie jest konieczne ograniczanie możliwości konwersji. Pozostałe badane przypadki wydają się potwierdzać stosowanie takiego rozwiązania.

Tabela 1. Charakterystyka wybranych obligacji zamiennych notowanych na Börse Stuttgart (stan na 31.03.2008 ).

| Emitent          | Odsetki (%) | Czas wykupu (lata) | Cena konwersji (EUR) | Bieżąca cena akcji (EUR) | Narzucony czas konwersji | Dzień wykupu |
|------------------|-------------|--------------------|----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------|
| Linde            | 1.250       | 5                  | 56.48                | 90.90                    | tak                      | 05/05/2009   |
| Lufthansa        | 1.250       | 10                 | 19.86                | 17.75                    | nie                      | 04/01/2012   |
| Portugal Telecom | 4.125       | 7                  | 13.98                | 7.76                     | nie                      | 28/02/2014   |
| Südzucker        | 3.000       | 5                  | 20.53                | 14.87                    | nie                      | 08/12/2008   |
| TUI              | 2.750       | 5                  | 27.68                | 17.58                    | nie                      | 01/09/2012   |
| TUI              | 4.000       | 5                  | 19.83                | 17.58                    | nie                      | 01/12/2008   |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ze spółek oraz Börse Stuttgart ([www.boerse-stuttgart.de](http://www.boerse-stuttgart.de); [www.telecom.pt](http://www.telecom.pt); [www.linde.com](http://www.linde.com); [www.suedzucker.de](http://www.suedzucker.de); [www.lufthansa-financials.de](http://www.lufthansa-financials.de); [www.tui-group.com](http://www.tui-group.com)).

Warto zauważyć, że obligacje Linde są także, obok długu Lufthansy, najniżej oprocentowanym papierem wartościowym, co z kolei potwierdzałoby możliwości znacznego obniżania kosztu kapitału obcego w zamian za korzyści



z konwersji. Przypadek niemieckich linii lotniczych należy tłumaczyć stosunkowo małą różnicą między ceną konwersji a bieżącym kursem akcji. Tu konwersja może być wkrótce możliwa, a czas konwersji jest jeszcze dostatecznie długi. Ciekawą sytuacją jest podobna relacja cen w przypadku drugiej serii obligacji zamiennych TUI. Należy jednak zauważyć, że możliwości czasowe konwersji są tu jednak dużo bardziej ograniczone i dlatego uzasadnionym wydaje wyższe oprocentowanie tych obligacji. Wydłużenie czasu konwersji w przypadku tego emitenta (pierwsza emisja) pozwoliła na znaczne obniżenie oprocentowania oraz podwyższenie ceny konwersji. Wyraźnie zatem zaznacza się strategia finansowania TUI. Spółka nie jest skłonna do podwyższania kapitału akcyjnego. Dąży jedynie do obniżenia kosztu długu. Jest to działanie przeciwne w stosunku do tego jaki zdaje się prezentować Linde czy Lufthansa. Podobne rozwiązanie można zaobserwować w przypadku Südzucker i Portugal Telecom. Pierwsza z wymienionych spółek zastosowała relatywnie wysokie oprocentowanie obligacji, ale jednocześnie ustaliła wysoką cenę konwersji, która przy takim poziomie cen akcji nie będzie możliwa. Służy temu krótki czas konwersji. Portugal Telecom wyemitował obligacje o wyższym oprocentowaniu, co należy tłumaczyć ich najkrótszą obecnością na rynku finansowym w czasie wzrostu stóp procentowych, ale jednocześnie ustalił bardzo wysoką cenę konwersji. Kurs akcji tej spółki musiałby wzrosnąć o ponad 80% w stosunku do dzisiejszego poziomu, aby konwersja była opłacalna.

Informacje zawarte w tabeli 1 wyraźnie wskazują na zależność między wartością oprocentowania obligacji zamiennych, ceną konwersji i czasem konwersji. Emitent może wpływać na koszt własnego długu za pomocą parametrów konwersji, obniżając oprocentowanie przy preferencyjnych warunkach wymiany obligacji na akcje. Może też ograniczać konwersję rekompensując to inwestorom wyższą stopą zwrotu z długu.

Przyjmując, że celem emitenta nie jest konwersja, a jedynie stworzenie jej potencjalnego zajścia, można sobie zadać pytanie, czy takie obligacje zamienne istotnie różnią się kosztem kapitału w porównaniu do zwykłych obligacji kuponowych. Dane zawarte w tabeli 2, gdzie przedstawiono parametry obligacji kuponowych, wyemitowanych przez opisane dotychczas podmioty wydają się potwierdzać taki stan. We wszystkich badanych emisjach, poza Portugal Telecom, można zaobserwować wyższy, lub znacznie wyższy koszt kapitału obligacji kuponowych w stosunku do oprocentowania obligacji zamiennych. Wskaza-

ny wyjątek, podobnie jak poprzednio, należy tłumaczyć czasem emisji obligacji zamiennych, znacznie późniejszym niż w przypadku obligacji zwykłych.

Nie można pominąć podczas analizy faktu, że część obligacji kuponowych posiada prawo umorzenia na wniosek emitenta, co z pewnością podnosi wartość oprocentowania. Jednak sugerowaną oszczędność kosztu kapitału, jaką daje emisja obligacji zamiennych, potwierdzają także odsetki obligacji kuponowych bez jakichkolwiek praw dodanych.

Tabela 2. Charakterystyka wybranych obligacji kuponowych notowanych na Börse Stuttgart (stan na 31.03.2008 ).

| Emitent          | Odsetki (%) | Czas wykupu (lata) | Dzień wykupu | Dodatkowe opcje |
|------------------|-------------|--------------------|--------------|-----------------|
| Linde            | 7.375       | 60                 | 14/07/2066   | callable        |
|                  | 4.375       | 5                  | 24/04/2012   | -               |
|                  | 5.750       | 7                  | 05/06/2008   | -               |
|                  | 6.000       | wieczne            | -            | callable        |
|                  | 4.750       | 10                 | 24/04/2017   | -               |
|                  | 5.250       | 7                  | 22/04/2009   | -               |
| Lufthansa        | 3.625       | 4                  | 03/05/2010   | -               |
|                  | 4.625       | 8                  | 06/05/2013   | -               |
| Portugal Telecom | 3.750       | 10                 | 26/03/2012   | -               |
|                  | 4.500       | 20                 | 16/06/2025   | -               |
|                  | 4.875       | 10                 | 07/04/2009   | -               |
| Südzucker        | 5.250       | wieczne            | -            | callable        |
|                  | 6.250       | 10                 | 08/06/2010   | -               |
|                  | 5.750       | 10                 | 27/02/2012   | -               |
| TUI              | 5.125       | 7                  | 10/12/2012   | -               |
|                  | 6.434       | 5                  | 10/12/2010   | -               |
|                  | 8.625       | wieczne            | -            | callable        |
|                  | 6.625       | 7                  | 16/05/2011   | -               |
|                  | 6.606       | 5                  | 17/08/2009   | -               |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ze spółek oraz Börse Stuttgart ([www.boerse-stuttgart.de](http://www.boerse-stuttgart.de); [www.suedzucker.de](http://www.suedzucker.de); [www.telecom.pt](http://www.telecom.pt); [www.tui-group.com](http://www.tui-group.com); [www.lufthansa-financials.de](http://www.lufthansa-financials.de); [www.linde.com](http://www.linde.com)).

Ciekawym spostrzeżeniem wydaje się także dłuższy czas wykupu obligacji kuponowych. Obligacje zamienne emitowane są na czas około 5 lat, podczas gdy obligacje kuponowe emitowane są na czas co najmniej 5 lat, często wielokrotnie dłuższy. Fakt ten wynikać może z dążenia emitentów obligacji zamien-

nych do optymalnego dopasowania kosztu kapitału do obowiązujących poziomów cen akcji i stóp procentowych. Elastyczna natura obligacji zamiennych pozwala, co już wykazano, na zarządzanie kosztem długu, ale należy pamiętać, że zawsze odbywa się w relacji do rynku akcji. Duża zmienność tej części rynku finansowego i jednocześnie parametru obligacji zamiennej nie pozwala na długoterminowe, i jednocześnie precyzyjne, planowanie gospodarcze, co wymusza na emitentach skracanie czasu wykupu obligacji zamiennych.

Trudno jednocześnie oczekiwać dużego zainteresowania takim długoterminowymi papierami wartościowymi na rynku. Inwestorzy oczekują wysokich stóp zwrotu z konwersji lub odsetek i nie przyjmą długiego czasu inwestycji przy zbyt niskim oprocentowaniu czy nierealnej prognozie konwersji. Z kolei celem emitentów nie jest podwyższanie kapitału własnego bez żadnych oszczędności kosztu kapitału.

## **Wnioski**

Przeprowadzona analiza wybranych przykładów obligacji zamiennych wskazuje na duże możliwości wpływania na koszt kapitału obcego przez emitentów. Oprocentowanie obligacji zamiennych istotnie różni się od obligacji kuponowych wyemitowanych przez te same podmioty. Jednocześnie można zaobserwować różnice kosztu kapitału w obrębie samej grupy obligacji zamiennych. Wnikliwa analiza parametrów konwersji wyraźnie uwidacznia jak duże możliwości w zakresie ustalania wysokości oprocentowania obligacji zamiennych ma emitent, gdy odpowiednio „ustawi” warunki konwersji obligacji na akcje. Kluczowymi narzędziami w procesie zarządzania kosztem kapitału obcego emitowanych obligacji zamiennych wydają się czas konwersji oraz cena konwersji. Dzięki nim możliwe jest zarządzanie prawdopodobieństwem konwersji i tym samym wymaganą przez inwestorów stopą zwrotu z obligacji, czyli także kosztu odsetek.

Zauważono także, że czas wykupu obligacji zamiennych jest krótszy od czasu wykupu obligacji kuponowych tego samego emitenta, co wytłumaczono trudnościami w określeniu prawdopodobieństwa konwersji i tym samym możliwości wymaganego oprocentowania obligacji zamiennej. Warto jednak w tym miejscu zauważyć, że krótki czas wykupu obligacji zamiennych wynika nie tyle trudności projekcji udziałowej części natury tych papierów wartościowych, co raczej z chęci oszczędności kosztów długu. Dużo prostszym rozwiązaniem wy-

daje się bowiem średnioterminowe prognozowanie cen własnych akcji i stóp procentowych, co pozwala na bieżące oszczędności odsetkowe niż odkładanie w czasie konwersji lub wykupu obligacji. Wzrost ryzyka inwestycyjnego nie pozwoli przecież na obniżenie oprocentowania obligacji zamiennej, zbliżając ją do zwykłej obligacji kuponowej. Dodatkowo pozostanie problem określenia właściwego poziomu cenowego konwersji. Można z tego wysnuć wniosek, że poprzez emisję obligacji zamiennych przedsiębiorstwo dąży przede wszystkim do obniżenia koszt kapitału obcego, a parametry konwersji mają jedynie wspomóc ten cel osiągnąć. Sprzyjające inwestorom warunki konwersji uzasadniają niskie oprocentowanie obligacji. Mniej korzystne parametry konwersji pociągają za sobą wyższe koszty długu. Przytoczone w opracowaniu przykłady dowodzą jednak, że mimo wszystko w obu możliwych strategiach emitenta obligacji zamiennych dochodzi do obniżenia kosztu kapitału obcego<sup>8</sup>.

#### Literatura

1. Brigham E., Gapenski, *Zarządzanie finansami*, PWE, Warszawa 2000.
2. Buczek S., *Obligacje zamienne – podstawowe parametry i rodzaje*, Rynek Kapitałowy, 4/1999.
3. Das S., *Structured products & hybrid securities*, John Wiley & Sons (Asia) Ltd, Singapore 2001.
4. Duliniec A., *Obligacje zamienne – hybrydowy instrument finansowania*, Rynek Terminowy 4/2003.
5. Fabozzi J.F., *Rynki obligacji. Analiza i strategię*, WIG-PRESS, Warszawa 2000.
6. Machała R., *Praktyczne zarządzanie finansami firmy*, PWN, Warszawa 2004.
7. Nelken I., *Handbook of hybrid instruments*, John Wiley & Sons Ltd, Chinchester 2000.
8. [www.boerse-stuttgart.de](http://www.boerse-stuttgart.de), [www.telecom.pt](http://www.telecom.pt),
9. [www.linde.com](http://www.linde.com), [www.suedzucker.de](http://www.suedzucker.de),
10. [www.lufthansa-financials.de](http://www.lufthansa-financials.de), [www.tui-group.com](http://www.tui-group.com).

<sup>8</sup> Stan ten można także uzasadnić istnieniem premii wartości wewnętrznej obligacji zamiennej w stosunku do analogicznego parametru obligacji kuponowej. Szerzej: Machała R., *Praktyczne zarządzanie finansami firmy*, PWN, Warszawa 2004, s. 250.

## STRESZCZENIE

Wykorzystanie obligacji zamiennych może znacząco poprawić efektywność zarządzania finansami przedsiębiorstwa. Obligacje te pozwalają na emisję „przyszłych” akcji po cenie wyższej od aktualnie dostępnej na rynku, a inwestorzy mają możliwość nabycia tych samych akcji taniej, gdy ich cena przekroczy cenę konwersji. Jednocześnie emitent, korzystając z możliwej do realizacji premii konwersji, może obniżyć oprocentowanie swoich obligacji, czyli koszt pozyskanego kapitału. Zaprezentowane w opracowaniu badania wskazują, że emitenci obligacji zamiennych mogą skutecznie obniżyć oprocentowanie obligacji dzięki umiejętnemu zarządzaniu parametrami konwersji. Czynnikiem decydującym o koszcie kapitału obcego jest prawdopodobieństwo dokonania wymiany obligacji na akcje na warunkach korzystnych dla inwestorów.

## POSSIBLE INTEREST REDUCTION OF CONVERTIBLE BONDS – SOME CASES FROM SECURITIES LISTED ON THE STUTTGART STOCK EXCHANGE

### SUMMARY

Financing new ventures by convertible bonds can be very effective for company's financial standing. Using this security the company can “issue” its shares for the better price and the investors can buy these shares cheaper if growth of the market price crosses the conversion price. Company, according to possible conversion premium, can also decrease its financial costs and make average cost of capital lower. The analysis in the article shows that convertible bonds issuers can effectively reduce bond's interest by skillful conversion parameters management. The most important factor which determines the cost of debt seems to be the probability of profitable conversion for bond investor.

*Translated by J. Marszałek*

*Dr Jakub Marszałek*  
Uniwersytet Łódzki  
j.marszalek@epf.pl

GRZEGORZ MENTEL

**VALUE AT RISK W UJĘCIU SEMIPARAMETRYCZNEJ METODY  
EKT**

Biorąc pod uwagę mnogość metod pomiaru ryzyka na giełdach papierów wartościowych całego świata warto przyrzeć się jednej z nich, a mianowicie *Value at Risk*. Jest to obecnie najbardziej powszechna metoda pomiaru niepewności, co do przyszłych stanów danego waloru. Istotne w jej wyznaczaniu jest to, iż można ją oszacować na kilka sposobów. Podstawowym podziałem, w tym zakresie, jest rozgraniczenie na metody parametryczne i nieparametryczne.

Pierwsza grupa oparta jest na różnego rodzaju modelach opisujących „zachowanie się” instrumentów finansowych w portfelu inwestycyjnym. Opracowaniem takich modeli zajmują się wielkie organizacje świata finansowego jak choćby grupa *RiskMetrics*<sup>TM</sup>, uznawana za największego eksperta w tej dziedzinie. Ta grupa metod obliczania *VaR* wykorzystuje założenie, że zwroty brane do analizy posiadają pewien rozkład prawdopodobieństwa.

Ponieważ założenie tego typu może okazać się czasem zgubne, gdyż często bardzo trudno jest dopasować jakiś rozkład, sięga się czasem po drugą grupę metod estymacji wartości zagrożonej, a mianowicie metody nieparametryczne.

Wypadkowym elementem w tym zakresie może okazać się kolejna, nie wyróżniana zasadniczo w literaturze przedmiotu, klasa metod a mianowicie semiparametrycznych. Grupa ta przeważnie jest zaliczana w poczet metod nieparametrycznych, stąd brak wyraźnego wyodrębnienia jej jako osobnej klasy. Reprezentantką tej grupy jest metoda *EKT* (S. Emmer, C. Klüppelberg, M. Trüstedt) i to ona właśnie stanowi podstawę niniejszego artykułu.

### Założenia

Praktyczne zastosowanie wyżej wspomnianej metody, a co ważniejsze zbadanie jej skuteczności, zostanie przeprowadzone na uśrednionym (teoretycznym) portfelu pięciu spółek<sup>1</sup> notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Wartość tak powstałego koszyka opisuje następująca formuła:

$$Y = \sum_{i=1}^N \omega_i \cdot Y_i, \quad (1)$$

gdzie:

$Y_i$  – kurs  $i$ -tej spółki w koszyku,

$\omega_i$  – waga kapitałowa  $i$ -tej spółki w koszyku,

$N$  – liczba walorów w koszyku.

Wartości poszczególnych wag kapitałowych z kolei ustala następująca zależność:

$$\omega_i = \frac{Y_i}{\sum_{i=1}^N Y_i}. \quad (2)$$

Ponieważ szacowanie wartości zagrożonej zostanie dokonane na logarytmicznych zwrotach tak powstałego portfela, warto przytoczyć formułę pozwalającą na wyznaczenie całkowitego zwrotu z portfela ( $r_p$ ) wybranych spółek. W jednostkowym czasie  $r_p$  wynosi:

$$r_p = \sum_{i=1}^N \omega_i \cdot r_i, \quad (3)$$

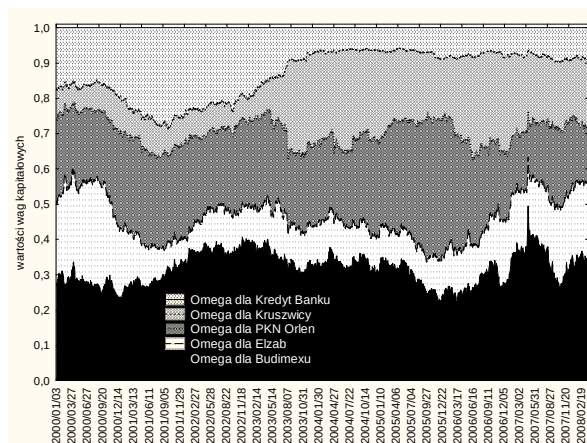
gdzie:

$r_i$  – logarytmiczny zwrot z  $i$ -tej spółki w portfelu w jednostkowym przedziale czasowym.

Wyznaczając wagi kapitałowe dla poszczególnych walorów tworzących omawiany portfel w okresie od stycznia 2000 roku do marca 2008 (w takim okresie przeprowadzono badania) otrzymano wartości przedstawione na rys. 1. Szybka jego analiza pozwala zauważyć znaczne dysproporcje jeśli chodzi o udział poszczególnych spółek w budowie portfela.

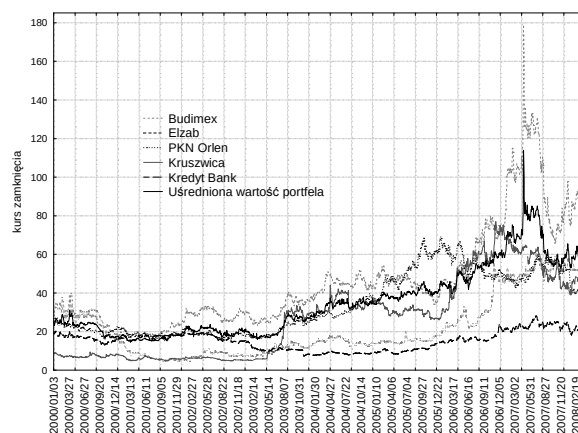
Taki stan rzeczy wynika głównie z dość znacznych różnic kursowych. Przedstawienie ich wartości, w omawianym horyzoncie czasowym, obrazuje rys. 2.

<sup>1</sup> W skład portfela wchodzi: Budimex, Elzab, PKN Orlen, Kruszwica i Kredyt Bank.



Rys. 1. Wartości wag kapitałowych dla poszczególnych walorów wchodzących w skład rozpatrywanego portfela w okresie od stycznia 2000 roku do marca 2008.

Źródło: Opracowanie własne.



Rys. 2. Kursy spółek wchodzących w skład badanego portfela i ich średni kurs w okresie od stycznia 2000 roku do marca 2008.

Źródło: Opracowanie własne.

Wyraźnie widoczna jest zmiana tendencji rynkowej dla wszystkich omawianych elementów w okresie od kwietnia 2007 roku. Związane jest to bezpośrednio z przełożeniem kiepskiej sytuacji rynkowej, głównie na rynku amerykańskim, na koniunkturę panującą na GPW w Warszawie. Jak widać parkiety giełdowe mimo znacznej odrębności odzwierciedlają zmiany w ogólnych ten-



dencjach światowych. Tym samym „globalne” trendy na rynkach papierów wartościowych znalazły odbicie również na naszym rodzimym rynku.

### Metoda semiparametryczna EKT

Metoda EKT jest modyfikacją metody historycznej. Jest to metoda bazująca na teorii wartości ekstremalnych zajmującej się rozkładami prawdopodobieństwa mającymi grube ogony<sup>2</sup>. Jest to dość istotne założenie, gdyż mimo powszechnie stosowanego podejścia, iż rozkłady stóp zwrotu instrumentów finansowych mają tzw. warunkowy rozkład normalny, w rzeczywistości obserwacje ekstremalne wykluczają tego typu założenia. W praktyce większe zastosowanie mają rozkłady bardziej wyłapujące obserwacje odstające niż czyni to wyżej wspomniany rozkład. Dużo lepsze bowiem w tym zakresie jest modelowanie stóp zwrotu chociażby rozkładem GARCH (1,1) czy też *t*-Student<sup>3</sup>.

W omawianej metodzie, zgodnie z definicją wartości zagrożonej, badamy lewy ogon rozkładu zwrotów z portfela, czyli wszystkie ujemne wartości zwrotów. Następnie wartości tych zwrotów mnożymy przez -1 otrzymując tym samym wartości dodatnie. Sortujemy wartości tych zwrotów:  $r_1 \geq r_2 \geq \dots \geq r_M \geq \dots \geq r_L$ , gdzie  $L$  jest ilością obserwacji z lewego ogona rozkładu zwrotów, natomiast  $M$  jest wskaźnikiem progowym, dla którego wszystkie wartości  $r_j$ ,  $j=M+1, \dots, L$  są o wiele mniejsze od pozostałych wartości  $r_j$ ,  $j=1, \dots, M$ <sup>4</sup>.

Wyznaczenia wartości progowej  $r_M$  dokonuje się za pomocą wykresu QQ-plot, który bardzo dobrze obrazuje, które obserwacje są powyżej, a które poniżej wartości progowej. W dniu 07.08.2000 r. QQ-plot dla koszyka badanych spółek przedstawia rys. 3. Na podstawie rys. 3. otrzymujemy wartość  $L=77$ , natomiast  $M=10$ .

Wzór na estymator dla ogona rozkładu jest następujący:

$$1 - p = \frac{M}{L} \left( \frac{r_{M+1}}{x} \right)^{\frac{1}{\alpha}}, x > r_{M+1} \quad (4)$$

gdzie:

<sup>2</sup> Emmer S., Klüppelberg C., Trüstedt M., *Var – a measure for the extreme risk*, Munich University of Technology, 1999.

<sup>33</sup> Mentel G., *Ocena skuteczności szacowania ryzyka za pomocą metod VaR na polskim rynku kapitałowym*, Praca doktorska, Uniwersytet Szczeciński, 2006.

<sup>4</sup> Talar P., Weron A., *Metody nieparametryczne obliczania VaR*, Rynek Terminowy, nr 14/4/01, s. 60 i dalsze.

$p$  – kwantyl rozkładu,

$\alpha$  – estymator Hilla określony następującym wzorem:

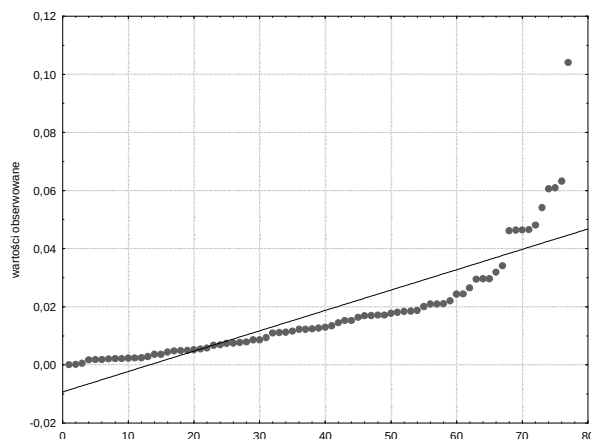
$$\alpha = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^{M-1} \ln r_i - \ln r_M \quad (5)$$

Z powyższego otrzymuje się wzór na wartość narażoną na ryzyko:

$$\text{VaR} = -r_{M+1} \cdot \left( \frac{M}{L(1-p)} \right)^\alpha \cdot \sqrt{T} \quad (6)$$

gdzie:

$T$  – czas w jakim decydujemy się trzymać nasz portfel<sup>5</sup>.



Rys. 3. Wykres QQ-plot dla zwrotów branych do wyliczenia VaR w dniu 07.08.2000 r.  
Źródło: Opracowanie własne.

### DETERMINANTY MODELI VALUE AT RISK

Istotnym faktem jaki należy rozpatrzyć przy wyznaczaniu VaR jest liczba obserwacji historycznych jakie powinno się wziąć pod uwagę. Jest to wielkość w znacznym stopniu, poza poziomem istotności, odpowiedzialna za szacunki VaR. Występuje bowiem potrzeba wyznaczenia minimalnej liczby obserwacji jaka jest konieczna do estymacji estymatora odchylenia standardowego dla dziennych logarytmicznych zwrotów cen badanego instrumentu. Korzystając w tym zakresie z zależności opracowanej przez *RiskMetrics*<sup>TM</sup>

<sup>5</sup> W przypadku rozpatrywanych badań wartość VaR była wyznaczana na jeden okres do przodu.

$$\sigma_t^2 = (1 - \lambda) \sum_{j=0}^n \lambda^j \cdot r_{t-1-j}^2 \quad (7)$$

można pokusić się o wyznaczenie efektywnej liczby obserwacji historycznych.

Generuje się ją tak, aby suma wag dla średniej ruchomej skończonej (równa  $1 - \lambda^n$ ) stanowiła odpowiednio duży procent:  $1 - \gamma_{tol}$  z sumy wag dla teoretycznej średniej ruchomej nieskończonej (która wynosi 1), gdzie:  $0 < \gamma_{tol} < 1$  – jest dostatecznie małym poziomem tolerancji. Otrzymujemy wówczas zależność wiążącą stałą wygładzania, poziom tolerancji oraz wymaganą liczbę historycznych obserwacji:

$$1 - \lambda^n = (1 - \gamma_{tol}) \quad (8)$$

Z zależności (8) wynika następujący wzór, pozwalający określić wymaganą ilość historycznych obserwacji w zależności od ustalonego poziomu tolerancji oraz przyjętej stałej wygładzania<sup>6, 7</sup>:

$$n = \frac{\ln(\gamma_{tol})}{\ln(\lambda)} \quad (9)$$

Wychodząc zatem z założenia, iż standardowa stała wygładzania  $\lambda$  przyjmowana przez *RiskMetrics*<sup>TM</sup> to 0,97 a  $\gamma_{tol}$  ustalono na poziomie 0,01 do dalszych analiz przyjęto  $n = 151$  obserwacji historycznych, jako liczbę pozwalającą efektywnie generować wartość zagrożoną.

Ponadto istotnym czynnikiem determinującym stopień oszacowań *VaR*, jest poziom istotności  $\alpha$ , jaki należy przyjąć przy jego estymacji. Zmiana poziomu istotności istotnie wpływa na wartość *Value at Risk*. Zwiększenie wartości  $\alpha$  powoduje zmniejszenie poziomu wartości zagrożonej, co jest poniekąd intuicyjne. W niniejszych rozważaniach przyjęto wartość poziomu istotności równą 0,05.

### EKT w relacji z innymi metodami

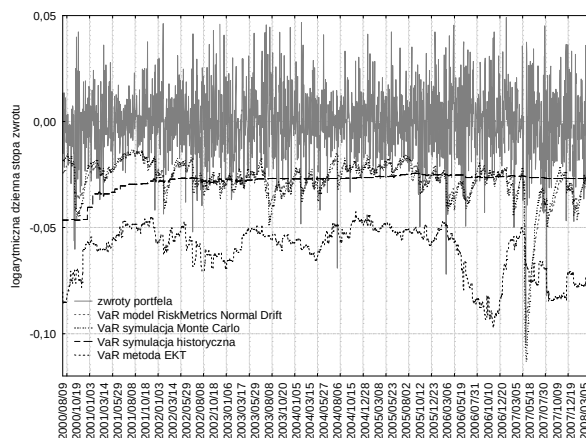
W niniejszych analizach ograniczono się do przedstawienia semiparametrycznej metody EKT w odniesieniu do trzech powszechnie stosowanych metod w analizie *VaR*. Tym samym wyznaczono wartość narażoną na ryzyko, dla omawianego portfela, metodami symulacji Monte Carlo, symulacji historycznej

<sup>6</sup> Jongwoo K., Mina J., *RiskGrades*<sup>TM</sup> Technical Document, Second edition, New York 2001, s. 14-15.

<sup>7</sup> Pisula T., Pisula J., *Jak efektywnie przewidywać ryzyko zmian kursów akcji spółek notowanych na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych*, Oficyna Wydawnicza Politechniki Rzeszowskiej, Rzeszów 2001, s. 155 i dalsze.

oraz metodą *RiskMetric NormalDrift* z zakłóceniami losowymi modelowanymi w tym wypadku rozkładem Normalnym. Otrzymane wyniki prezentuje rys. 4.

Mimo, iż metoda EKT, jak już wspomniano na wstępie, jest modyfikacją metody historycznej nie przypomina kształtem wykresu klasycznej metody symulacyjnej. Posiada wygląd bardziej skomplikowany. Tym samym upodabnia się do graficznych prezentacji metod symulacji Monte Carlo jak i modelu *RiskMetrics NormalDrift*. Widać wyraźnie, iż *VaR* wyznaczone metodą EKT podąża za zmianami stóp zwrotu, tym samym czyniąc metodę elastyczną. Reaguje bowiem na zmiany rynkowe bez większych opóźnień, co w przypadku metody symulacji historycznej nie ma jednak miejsca.



Rys. 4. Wartości Value at Risk dla zwrotów rozpatrywanego portfela w przekroju kilku metod.

Źródło: Opracowanie własne.

Zmiany wartości zagrożonej w przypadku metody historycznej nie są zbyt częste, a wynika to z faktu, że w dłuższych okresach czasu następowały niewielkie zmiany w rozkładzie zwrotów branych do obliczeń *VaR*. Chodzi tutaj oczywiście o zmiany w wartościach odpowiedniego kwantyla. Skoki natomiast wynikają ze zjawiska grubych ogonów oraz z powodu pojawienia się (skok w dół) bądź zniknięcia (skok w górę) dużego zwrotu (straty) o wartości wyraźnie odstającej od średniej zwrotów portfela (nastąpiła duża zmiana w portfelu).

Istotnym elementem powyższej prezentacji graficznej jest znaczna różnica we wskazaniach *VaR*. Jak widać oszacowania metodą EKT owszem wskazują na znaczną skuteczność metody, lecz poprzez zawyżanie wartości Value at Risk

przyczyniają się do znacznej awersji. Szacunki otrzymane pozostałymi metodami są bardziej wiarygodne, nawet jeśli weźmiemy pod uwagę symulację historyczną.

W granicach przyjętego poziomu istotności najlepiej spisują się metody symulacji Monte Carlo oraz *RiskMetrics NormalDrift*, które szybko reagują na rzeczywiste zmiany portfela a poza tym nie zawyżają nadmiernie rzeczywistych jego zmian, mieszcząc się w granicach przyjętego błędu.

Tabela 1. Procent poza granicę VaR dla poszczególnych metod.

| Metoda                   | EKT   | Symulacja historyczna | Symulacja Monte Carlo | RiskMetrics NormalDrift |
|--------------------------|-------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|
| Procent poza granicę VaR | 0,31% | 4,59%                 | 4,85%                 | 4,43%                   |

Źródło: Opracowanie własne.

Przechodząc stricte do analizy skuteczności metody EKT oraz pozostałych omówionych zaproponowano klasyczne podejście w tym zakresie, a mianowicie tzw. *backtesting*. Wskazania jakie otrzymano przedstawia tabela 1. Można by posłużyć się w tym zakresie testowaniem liczby przekroczeń chociażby za pomocą statystyki  $LR_{POF}$  (*Proportion of Failures Test - POF*), jednak przy tego typu analizach nie jest to do końca celowe.

## PODSUMOWANIE

Reasumując wszystkie dotychczasowe spostrzeżenia należy podkreślić kilka zasadniczych wniosków, a mianowicie:

- metoda EKT, jako podstawa rozważań, daje bardzo dobre rezultaty z punktu widzenia oceny skuteczności, analizowanej w oparciu o *backtesting* czyli powszechnie znane testowanie wsteczne,
- podkreślić również należy, iż mimo rewelacyjnych osiągnięć jeśli chodzi o dopuszczalny odsetek przekroczeń poza granicę *VaR*, metoda ta przeszacowuje wartości *Value at Risk*, przez co niektóre wskazania znacznie przekraczają rzeczywiście zaobserwowane wartości,
- korzystnym elementem metody semiparametrycznej jest także to, iż szybko reaguje na rzeczywiste zmiany zachodzące w portfelu, tym samym szacunki otrzymane tą metodą mimo znacznego przeszacowania, wskazują na ogólne tendencje jakie mają miejsce w przypadku przedmiotu badania,

- kształt wykresu dla metody EKT, wynika z faktu, iż wartość progowa, jaka w tym przypadku jest wyznaczana, zmienia się w przyjętych okresach czasowych,
- ponadto jest to metoda bardziej wrażliwa na historyczne zmiany w portfelu, nawet te bardzo małe, niż metoda symulacji historycznej, tym samym można więc przypuszczać, że wyniki otrzymane tą metodą są bardziej adekwatne do sytuacji panującej na danym rynku finansowym,
- metoda EKT nie potrafi przewidzieć poważnych wahań na rynku mających pokaźny wpływ na trzymany przez nas portfel inwestycyjny.

#### LITERATURA

1. Emmer S., Klüppelberg C., Trüstedt M., *VaR – a measure for the extreme risk*, Munich University of Technology, 1999.
2. Jongwoo K., Mina J., *RiskGrades™ Technical Document*, Second edition, New York 2001;
3. Mentel G., *Ocena skuteczności szacowania ryzyka za pomocą metod VaR na polskim rynku kapitałowym*, Praca doktorska, Uniwersytet Szczeciński, 2006.
4. Pisula T., Pisula J., *Jak efektywnie przewidywać ryzyko zmian kursów akcji spółek notowanych na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych*, Oficyna Wydawnicza Politechniki Rzeszowskiej, Rzeszów 2001;
5. Talar P., Weron A., *Metody nieparametryczne obliczania VaR*, Rynek Terminowy nr 14/4/01.

#### STRESZCZENIE

W artykule przedstawiono jedną z koncepcji (semiparametrycznej) wyznaczania *Value at Risk* w relacji z innymi powszechnie stosowanymi metodami jej estymacji (symulacja historyczna, Monte Carlo, metoda *RiskMetrics NormalDrift*). Obliczenia przedstawiono na przykładzie portfela instrumentów notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Poza metodologią metody EKT, bo o niej mowa, przedstawiono wyniki badań otrzymanych przy jej zastosowaniu, jak również wskazano w pewnym zakresie na stopień jej skuteczności. Ponadto poruszono aspekty przemawiające na jej korzyść jak i wykazano elementy budzące negatywne odczucia.

## VALUE AT RISK OF THE CONCEPTS SEMIAPARAMETRIC METHOD EKT

### SUMMARY

In the paper it has been featured one of the concepts (semiparametric) of determining *Value at Risk* in relation to other common methods of its estimation (historical simulation, Monte Carlo, *RiskMetrics NormalDrift* method). The calculations have been presented on the basis of the portfolio of instruments quoted on the Warsaw Stock Exchange. Apart from the EKT methodology there have been presented its research results and the level of its efficiency. Besides, the advantages of this method have been discussed as well as its negative elements.

*Translated by G. Mentel*

*Dr Grzegorz Mentel*  
Politechnika Rzeszowska  
gmentel@prz.rzeszow.pl

ZBIGNIEW MIKLEWICZ

ARTUR RZEMPAŁA

## **STOPA DYSKONTOWA DO TESTU NA UTRATĘ WARTOŚCI AKTYWÓW (MSR 36)**

### **Przesłanki utraty wartości**

Celem artykułu jest przedstawienie praktycznych uwarunkowań wdrożenia MSR 36 w przedsiębiorstwie przemysłowym ze szczególnym uwzględnieniem szacunku stopy dyskontowej. MSR 36 znajduje zastosowanie w praktyce do szacowania utraty wartości przede wszystkim środków trwałych oraz wartości niematerialnych i prawnych. Szereg aktywów zostało wyłączonych z tej metodyki oceny utraty wartości. Należy do nich zaliczyć: zapasy, kontrakty długoterminowe, aktywa z tytułu podatku odroczonego, aktywa finansowe, aktywa z tytułu świadczeń pracowniczych, nieruchomości inwestycyjne oraz aktywa biologiczne. Metody oceny wartości tych pozycji zostały zdefiniowane w osobnych standardach regulujących ich wycenę i ujęcie bilansowe.

Kluczowym znaczenie ma identyfikacja aktywów, które mogły utracić wartość ekonomiczną. Należy dokonać analizy przesłanek mogących świadczyć o możliwości utraty wartości przez poszczególne składniki aktywów. Jednostka gospodarcza powinna uwzględnić przynajmniej

#### **1. Przesłanki pochodzące z zewnętrznych źródeł informacji**

- utrata wartości rynkowej danego składnika aktywów odnotowana w ciągu okresu jest znacznie większa od utraty, której można było się spodziewać w wyniku upływu czasu i zwykłego użytkowania
- w ciągu okresu nastąpiły lub nastąpią w niedalekiej przyszłości znaczące i niekorzystne dla jednostki zmiany o charakterze technologicznym, rynkowym, gospodarczym lub prawnym w otoczeniu, w którym jed-



nostka prowadzi działalność lub też na rynkach, na które dany składnik aktywów jest przeznaczony

- w ciągu okresu nastąpił wzrost rynkowych stóp procentowych lub innych rynkowych stóp zwrotu z inwestycji i prawdopodobne jest, że wzrost ten wpłynie na stopę dyskontową stosowaną do wyliczenia wartości użytkowej danego składnika aktywów i istotnie obniży wartość odzyskiwalną składnika aktywów
- wartość bilansowa aktywów netto jednostki sporządzającej sprawozdanie finansowe jest wyższa od wartości ich rynkowej kapitalizacji.

## 2. Przesłanki pochodzące z wewnętrznych źródeł informacji

- dostępne są dowody na to, że nastąpiła utrata przydatności danego składnika aktywów lub jego fizyczne uszkodzenie.
- w ciągu okresu nastąpiły lub też prawdopodobne jest, że w niedalekiej przyszłości nastąpią, znaczące i niekorzystne dla jednostki zmiany dotyczące zakresu lub sposobu, w jaki dany składnik aktywów jest aktualnie użytkowany, lub, zgodnie z oczekiwaniami, będzie użytkowany (nie wykorzystywany składnika aktywów, plany zaniechania działalności lub restrukturyzacji działalności, do której dany składnik należy, lub plany zbycia tego składnika aktywów przed uprzednio przewidzianym terminem oraz zmiana oceny czasu użytkowania danego składnika aktywów z nieokreślonego na okres określony)
- dostępne są dowody pochodzące ze sprawozdawczości wewnętrznej świadczące o tym, że ekonomiczne wyniki uzyskiwane przez dany składnik aktywów są, lub w przyszłości będą, gorsze od oczekiwanych.

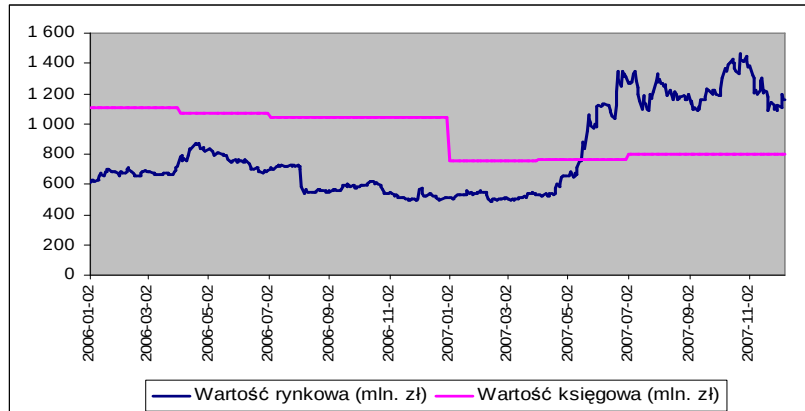
Zbadanie przedstawionych kryteriów stawia istotne wymagania merytoryczne związane z systemem monitoringu i raportowania w jednostce. Zbadania wymaga otoczenie rynkowe oraz technologia, efektywność procesów wewnętrznych.

Podstawową przesłanką budzącą obawy o utratę wartości aktywów w badanej jednostce była trwała ujemna różnica pomiędzy wartością rynkową a wartością księgową Spółki. Pierwsza z tych wielkości została obliczona jako iloczyn ilości i kursu akcji, a druga jako wartość aktywów netto według bilansu na koniec poszczególnych kwartałów. Na rysunku 1 przedstawiono wymienione wartości przed i po teście na 31.12.2006. Rysunek ilustruje znaczny spadek wartości księgowej po zaewidencjonowaniu wyniku testu na 31.12.2006. W

pierwszym półroczu 2007 na skutek poprawy wyników i wzrostu kursu akcji wartość rynkowa wzrosła w sposób trwały powyżej wartości księgowej.

Dalsza analiza wewnętrznych aspektów zarządzania pozwoliła na wskazanie dalszych istotnych przesłanek utraty wartości. Można do nich zaliczyć:

- trwałą tendencję do wzrostu cen podstawowych surowców w warunkach oligopolistycznych struktur rynków zaopatrzeniowych,
- niską siłę przetargową wobec odbiorców, a w konsekwencji ograniczone możliwości przeniesienia efektów wzrostu cen zaopatrzeniowych na ceny sprzedaży
- nadmierne moce produkcyjne w obszarze półproduktów i działalności pomocniczej
- brak skutecznych mechanizmów zarządzania ryzykiem rynkowym – cen surowców i wyrobów gotowych
- brak mechanizmów motywacyjnych w sferze zarządzania przychodami, kosztami i inwestycjami.



Rys. 1. Wartość rynkowa i księgowa Spółki

Źródło: Opracowanie własne

#### Istotne założenia metodyczne

##### ***Ośrodki wypracowujące środki pieniężne***

Identyfikacja i oszacowanie utraty wartości aktywów jest w istotny sposób utrudnione w jednostce realizującej wiele etapów przetwarzania oraz dysponującej szerokim zapleczem o charakterze infrastrukturalnym. Na skutek skali i

złożoności wewnętrznych przepływów materiałowych nie jest możliwe dokonanie oceny efektywności poszczególnych instalacji czy ciągów technologicznych. Specjalistyczny charakter urządzeń powoduje, że brak jest efektywnego rynku wtórnego pozwalającego na wycenę wartości rynkowej instalacji na bazie analogicznych transakcji rynkowych kupna i sprzedaży. Należy także zaznaczyć, że aktywa gospodarki pomocniczej (energetyka, logistyka, ochrona środowiska) nie generują bezpośrednio przychodu i zysku. Ich rolą jest obsługa działalności podstawowej.

Wspomniane powyżej okoliczności powodują, że jedynym podejściem metodycznym pozwalającym na oszacowanie utraty wartości aktywów jest wykorzystanie ośrodków wypracowujących środki pieniężne. Pod tym pojęciem należy rozumieć najmniejszy, możliwy do określenia zespół aktywów generujący wpływy pieniężne w znacznym stopniu niezależnie od wpływów pieniężnych pochodzących z innych aktywów lub grup aktywów. W omawianej jednostce wyodrębniono dwa ośrodki tożsame z segmentami działalności w rozumieniu MSR 14. Dzięki takiemu podejściu możliwe było odpowiednie przypisanie przychodów, kosztów i wyników do ośrodków i stworzenie podstaw ich wyceny.

### ***Alokacja środków trwałych***

Zastosowanie wyceny bazującej na ośrodkach wypracowujących środki pieniężne wymaga także odpowiedniego przypisania środków trwałych wykorzystywanych w obszarze działalności pomocniczej (infrastruktury), majątku wspólnego dla obydwu segmentów oraz rozwiązania problemu przepływów materiałowych półproduktów pomiędzy segmentami. W warunkach braku systemu wewnętrznych cen transferowych (wyceny równoległej) wykorzystano wewnętrzne klucze podziałowe na bazie technicznego kosztu wytworzenia. Dzięki takiemu podejściu możliwe jest nie tylko alokowanie środków trwałych, ale także sporządzenie rachunków zysków i strat oraz bilansów dla segmentów.

### ***Wolne przepływy pieniężne***

Podstawą oszacowania wartości segmentów jest suma przepływów pieniężnych z działalności operacyjnej i inwestycyjnej określona na podstawie planu wieloletniego. Istotnym elementem projekcji przepływów jest konieczność przeprowadzenia rachunku przy stałych kursach walutowych z dnia bilan-

sowego (dnia wyceny). Jednostka potraktowała wymóg stałego kursu w sposób rozszerzający i wykonała plan wieloletni w warunkach realnych. Uwzględniono cykle cenowe wyrobów gotowych oraz surowców, a także realny wzrost niektórych kosztów, takich jak: wynagrodzenia, remonty, koszty ochrony środowiska. W MSR 36 nie przewiduje się uwzględnienia efektów programów restrukturyzacyjnych. Podjęcie takich działań wymaga publicznego ogłoszone i utworzone na ten cel rezerw zgodnie z MSR 37. W obszarze przepływów inwestycyjnych sformułowano wymóg, aby uwzględnić jedynie nakłady niezbędne na odtworzenie mocy produkcyjnych. Tym samym plan nie zawiera wydatków inwestycyjnych o charakterze rozwojowym i modernizacyjnym, a co za tym idzie efektów projektów o takim charakterze. Reasumując należy stwierdzić, że w MSR 36 zdefiniowane są bardzo konserwatywne przesłanki wyceny biznesu w istniejących faktycznie warunkach na dzień wyceny.

#### ***Wartość rezydualna***

Wartość rezydualna została oszacowana na koniec projekcji planu wieloletniego w oparciu o wzór na rentę wieczystą. W przypadku jednego z segmentów zastosowano ujemną stopę wzrostu ze względu na ograniczenie czasowe działania tego obszaru w obecnym układzie technologicznym do 2025 roku. W tym roku zostanie zamknięte składowisko odpadów, a w konsekwencji produkowany na miejscu półfabrykat musi zostać zastąpiony importem. Przyjęta ujemna stopa wzrostu odpowiada wspomnianemu horyzontowi czasowemu. W drugim segmencie nie występują ograniczenia związane z okresem funkcjonowania instalacji. Tym samym nie istnieją ograniczenia o charakterze ekologicznym lub technologicznym dla tego segmentu. Stąd założono długookresową kontynuację tego biznesu. Wartość rezydualną ujęto w warunkach zdyskontowanych na dzień wyceny.

#### **Stopa dyskontowa**

Oszacowanie stopy dyskontowej dla potrzeb modelu DCF napotyka na istotne trudności ze względu na brak istotnych parametrów rynkowych dla Spółki ze względu na krótki okres notowań akcji. Dlatego podjęto próbę szacunku stopy na bazie danych branżowych. Uznano, że stopa będzie w takich warunkach odzwierciedlać średni wazony koszt kapitału branży chemicznej lub szeroko rozumianych aktywów chemicznych.

Ze względu na ujęcie planu finansowego w kategoriach realnych posłużono się także realną stopą dyskontową. Zgodnie z wymaganiami MSR 36 stopa została obliczona w ujęciu brutto (przed opodatkowaniem). Współczynnik ryzyka rynkowego (beta) został obliczony w oparciu o dane rynkowe europejskich spółek chemicznych DJ Chemicals z serwisu informacyjnego Bloomberg (indeksy benchmarkowe do jego wyliczenia przedstawiono w tabeli 1).

Tabela 1. Spółki branży chemicznej indeksu DJ Chemicals

| Nazwa spółki    | Benchmark |
|-----------------|-----------|
| AIR LIQUIDE     | CAC       |
| ARKEMA          | CAC       |
| BAYER AG        | DAX       |
| CLARIANT N      | SMI       |
| ICI             | FTSE1000  |
| K+S AG          | DAX       |
| LANXESS         | DAX       |
| LONZA GRP AG N  | SMI       |
| SOLVAY          | BEL20     |
| UMICORE         | BEL20     |
| AKZO NOBEL      | AEX       |
| BASF AG         | DAX       |
| CIBA SPECIAL N  | SMI       |
| GIVAUDAN N      | SMI       |
| JOHNSON MATTHEY | FTSE1000  |
| KONINKLIJKE DSM | AEX       |
| LINDE           | DAX       |
| RHODIA          | CAC       |
| SYNGENTA N      | SMI       |
| YARA INTERNAT   | OBX       |

Źródło: Reuters

Dla kapitału bez ryzyka przyjęto stopę zwrotu z 10-letnich obligacji Skarbu Państwa z końca grudnia 2007, co dało stopę zwrotu 5,92%. Inflację długoterminową oszacowano na poziomie 2,5%. – odpowiednio do długoterminowego celu inflacyjnego NBP. W wyniku obliczeń stopa wolna od ryzyka w ujęciu realnym wyniosła 3,34%. Współczynnik systematycznego ryzyka aktywów bata na podstawie analizy europejskich spółek chemicznych przyjęto na poziomie 0,95. – co odpowiada medianie rzeczywistych danych rynkowych spółek z indeksu DJ Chemicals.

Założono premię za ryzyko rynkowe w przypadku inwestycji długoterminowych na standardowym poziomie 5,79 %. Koszt kapitału własnego został

przedstawiony w ujęciu przed opodatkowaniem przez podzielenie kosztu w ujęciu netto przez wyrażenie  $(1 - \text{stopa podatkowa})$ .

Dodatkowo w oparciu o rekomendację audytora wykorzystano narzut za niską kapitalizację rynkową spółki na poziomie 2,70% w oparciu o dane dla rynku amerykańskiego.

Tabela 2. Współczynnik beta oraz poziom zadłużenia spółek w branży

| Spółka          | Kraj | Dług/(Dług+Kapitał własny) | Beta z rynku |
|-----------------|------|----------------------------|--------------|
| AIR LIQUIDE     | FR   | 12,8%                      | 1,10         |
| ARKEMA          | FR   | 5,6%                       | 0,79         |
| BAYER AG        | GER  | 22,0%                      | 0,86         |
| CLARIANT N      | CH   | 39,1%                      | 1,21         |
| ICI             | GB   | 0,1%                       | 0,91         |
| K+S AG          | GER  | 5,6%                       | 1,44         |
| LANXESS         | GER  | 15,9%                      | 1,17         |
| LONZA GRP AG N  | CH   | 18,9%                      | 0,92         |
| SOLVAY          | BEL  | 15,9%                      | 0,84         |
| UMICORE         | BEL  | 13,2%                      | 1,28         |
| AKZO NOBEL      | NED  | 6,8%                       | 0,97         |
| BASF AG         | GER  | 12,7%                      | 0,87         |
| CIBA SPECIAL N  | CH   | 33,4%                      | 1,14         |
| GIVAUDAN N      | CH   | 20,6%                      | 0,70         |
| JOHNSON MATTHEY | GB   | 0,1%                       | 1,15         |
| KONINKLIJKE DSM | NED  | 12,0%                      | 0,87         |
| LINDE           | GER  | 51,0%                      | 0,83         |
| RHODIA          | FR   | 12,5%                      | 1,50         |
| SYNGENTA N      | CH   | 4,0%                       | 1,10         |
| YARA INTERNAT   | NOR  | 18,7%                      | 0,68         |
| Mediana         |      | 13%                        | 0,95         |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych serwisu Reuters

Dla kosztu kapitału obcego wykorzystano narzut ryzyka kredytowego Spółki na poziomie 0,5% w stosunku do realnej stopy procentowej bez ryzyka. Takie marże są obecnie realizowane w kredytowaniu jednostki. W przypadku kosztu kapitału obcego zastosowano także ujęcie brutto bez efektu tarczy podatkowej.

Tabela 3. Koszt kapitału jednostki

| Założenia do kalkulacji stopy dyskontowej   | Test na 31.12.2007 | Test na 31.12.2006 |
|---------------------------------------------|--------------------|--------------------|
| Stopa wolna od ryzyka (realna)              | 3,34%              | 2,66%              |
| Premia za ryzyko rynkowe                    | 5,79%              | 5,10%              |
| Beta                                        | 0,95               | 0,85               |
| Premia za niską kapitalizację spółki        | 2,70%              | 0,00%              |
| Ryzyko specyficzne                          | 0,00%              | 0,00%              |
| Koszt kapitału własnego                     | 11,53%             | 7,00%              |
| Koszt długu przed opodatkowaniem            | 3,84%              | 3,66%              |
| Stopa podatkowa                             | 19,00%             | 19,00%             |
| Koszt długu po opodatkowaniu                | 3,11%              | 2,96%              |
| Dług / (Dług + kapitał własny)              | 13,00%             | 13,07%             |
| Średni ważony koszt kapitału (WACC) - netto | 10,43%             | 6,47%              |
| WACC brutto - stopa dyskonta                | 12,88%             | 7,99%              |

Źródło: Opracowanie własne

Struktura kapitału została przyjęta jako mediana wskaźników relacji długu odsetkowego do rynkowej wartości kapitałów własnych na podstawie danych z branży. Tym samym został spełniony wymóg MSR, aby stopa dyskontowa nie była uzależniona od specyficznej struktury finansowania Spółki.

W oparciu o przedstawione powyżej parametry cząstkowe obliczono średni ważony koszt kapitału w ujęciu realnym na poziomie 12,88 %. Dla porównania przedstawiono także elementy obliczeniowe stopy dyskontowej w roku ubiegłym.

### Wyniki testów

Testy na utratę wartości aktywów przeprowadzono trzy razy na kolejne dni bilansowe – 1.01.2006 (data przejścia na MSR), 31.12.2006 (ostatnie zamknięcie według PSR), 31.12.2007 (pierwsze zamknięcie według MSR). Należy zaznaczyć, że w procesie wprowadzania MSR dokonano ponownej wyceny środków trwałych i wartości niematerialnych i prawnych według wartości godziwej. Na skutek specjalistycznego charakteru instalacji posłużono się wartościami odtworzeniowymi wyszacowanymi przez ekspertów zewnętrznych zgodnie z Międzynarodowymi Standardami Wyceny.

Po wycenie wartości godziwej wartość środków trwałych ukształtowała się w ujęciu netto na poziomie 1 979 mln. zł. Należy zwrócić uwagę, że wartość majątku wzrosła z roku na rok w wyniku inwestycji netto (inwestycje minus amortyzacja). Na 31.12.2007 wartość początkowa środków trwałych przekroczyła 2 120 mln. zł. Na skutek trzech przeprowadzonych testów i odpisów na łączną wartość 1 498 mln zł wartość bilansowa środków trwałych kształtuje się obecnie na poziomie 621 mln. zł.

### **Literatura**

1. Międzynarodowe Standardy Sprawozdawczości Finansowej (MSSF). IASCF, Warszawa 2005.
2. Krajowy Standard Rachunkowości nr 4 „Utrata wartości aktywów”. Komitet Standardów Rachunkowości, Warszawa 2007.

### **STRESZCZENIE**

Artykuł prezentuje praktyczne aspekty przeprowadzenia testu na utratę wartości w przedsiębiorstwie przemysłowym. MSR 36 określa specyficzne wymagania odnośnie metodologii testu. W przypadku specjalistycznych aktywów nie posiadających wartości godziwej konieczne jest określenie wartości odzyskiwalnej ośrodków wypracowujących środki pieniężne. Podstawą oszacowania wartości odzyskiwalnej jest konserwatywny plan finansowy. Wolne przepływy pieniężne należy zdyskontować o branżowy koszt kapitału. Wartość rezydualna powinna uwzględniać okres użytkowania instalacji.

Przeprowadzanie testu w omawianej jednostce spowodowało bardzo głębokie przeszacowanie wartości bilansowej środków trwałych.

### **METHODOLOGY OF IMPAIRMENT TEST ACCORDING TO IAS 36**

### **SUMMARY**

In the first part of the procedure should be identified assets which may be impaired. It might need a sophisticated system of controlling in the area of markets, technology and internal processes. In this case the company was not able to value the selling price of separate assets. The company has been divided on two cash generating units defined as segment in according to IAS 14. The valuation was conducted on the basis of



free cash flow, sector WACC and residual value in the expected period of time of production facilities.

The significant impairment had been affirmed and booked as a result of valuation.

*Translated by Z. Miklewicz*

*Dr Zbigniew Miklewicz*  
Zakłady Chemiczne „Police”  
zmiklewicz@zchpolice.pl

*Dr Artur Rzempała*  
Zakłady Chemiczne „Police”

JOANNA OLBRYŚ

**OCENA UMIEJĘTNOŚCI STOSOWANIA STRATEGII MARKET-TIMING PRZEZ ZARZĄDZAJĄCYCH PORTFELAMI FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH A CZĘSTOTLIWOŚĆ DANYCH<sup>1</sup>**

**Wstęp**

Analiza efektywności zarządzania portfelami funduszy inwestycyjnych jest od wielu lat obiektem zainteresowania zarówno praktyków, jak i teoretyków. Praktyczny efekt działań zarządzającego portfelem należy traktować jako rezultat jego zaangażowania i umiejętności w zakresie tzw. wyczucia rynku (*market-timing*), czyli przewidywania w skali makro, oraz w zakresie selekcji aktywów (*selectivity*), czyli przewidywania w skali mikro. Technika market-timing zarządzania portfelem polega na wyborze momentu dokonania inwestycji oraz czasu jej trwania w oparciu o krótkoterminowe oczekiwania cenowe. Zarządzający wykorzystuje okazje cenowe na różnych rynkach lub ich segmentach i w zależności od tego przesuwa kapitał z jednego segmentu do drugiego, by osiągnąć zysk lub uniknąć straty. Technika ta nazywana jest również wyprzedzaniem reakcji rynku. W odpowiedzi na zapotrzebowanie praktyków pojawiły się w literaturze przedmiotu modele umożliwiające dokonanie dekompozycji efektów działań zarządzającego portfelem na wyniki wywołane wyczuciem rynku, czyli sprawnym wykorzystywaniem trendów oraz spowodowane selektywnością, czyli poprawą efektywności portfela poprzez odpowiedni dobór papierów wartościowych. W 1981r. Henriksson i Merton zaproponowali procedury statystyczne do testowania umiejętności zarządzających funduszami inwestycyjnymi w zakresie wyczucia rynku. Testy powstały na bazie modelu market-timing

---

<sup>1</sup> Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2009 jako projekt badawczy N111 014 32/1227

Mertona<sup>2</sup>. W 2001r. Bollen i Busse<sup>3</sup> zwrócili uwagę na fakt, że większość badań wspomagających analizę efektywności zarządzających portfelami funduszy inwestycyjnych opiera się na danych miesięcznych lub rocznych i zaproponowali analizę danych dziennych, co znacznie zmieniło wyniki badań<sup>4</sup>.

Celem artykułu jest empiryczna weryfikacja umiejętności zarządzających polskimi otwartymi funduszami inwestycyjnymi w zakresie wycucia rynku i doboru papierów wartościowych, na przykładzie 15 FIO akcji, w okresie stycznia 2003 – styczeń 2008. Wykorzystano dane miesięczne orazienne i porównano wyniki. W badaniu został wykorzystany parametryczny model Henrikssona– Mertona (H-M).

#### **Analiza umiejętności wycucia rynku – metoda Henrikssona-Mertona**

Procedury statystyczne do testowania umiejętności zarządzających funduszami inwestycyjnymi w zakresie wycucia rynku, wprowadzone przez Henrikssona i Mertona<sup>5</sup> w 1981r., obejmują zarówno testy nieparametryczne, jak i parametryczne. Testy nieparametryczne nie wymagają wprowadzenia żadnych założeń na temat struktury stóp zwrotu, jednak do ich stosowania niezbędna jest wiedza dotycząca aktualnych prognoz sytuacji rynkowej, określonych przez zarządzających portfelami. Prognozy te objęte są najczęściej tajemnicą zawodową i nie są podawane do publicznej wiadomości. Testy parametryczne z kolei opierają się wyłącznie na danych statystycznych i nie wymagają informacji na temat przewidywań menadżerów. Konieczne są natomiast założenia o strukturze stóp zwrotu papierów wartościowych i o stosowanym modelu wyceny. Henriksson i Merton zakładają, że modelem wyceny jest model CAPM<sup>6</sup>.

Testy parametryczne umożliwiają identyfikację i odseparowanie umiejętności w zakresie wycucia rynku od umiejętności właściwego doboru papierów wartościowych przez zarządzającego portfelem funduszu inwestycyjnego. Opierają się na założeniu, że w każdym okresie menadżer przewiduje, czy stopy zwrotu z akcji przewyższą wolną od ryzyka stopę procentową, czy też nie. Związane z tym są dwa poziomy ryzyka systematycznego<sup>7</sup>:

---

<sup>2</sup> Merton R., *On market timing and investment performance....*

<sup>3</sup> Bollen N. P. B., Busse J. A., *On the timing ability of mutual fund managers*

<sup>4</sup> *Ibidem*, s. 1076

<sup>5</sup> Henriksson R., Merton R., *On market timing and investment performance....*

<sup>6</sup> Henriksson R., Merton R., *On market timing and investment performance....*op. cit., s. 513

<sup>7</sup> Henriksson R., *Market timing and mutual fund performance....*, s. 76-78

- $\eta_1$ , gdy menadżer przewiduje, że stopa zwrotu wolna od ryzyka przewyższy stopę zwrotu z aktywów ryzykownych, czyli  $R_{m,t} \leq R_{f,t}$
- $\eta_2$ , gdy menadżer przewiduje, że stopa zwrotu z aktywów ryzykownych przewyższy wolną od ryzyka stopę procentową, czyli  $R_{m,t} > R_{f,t}$

gdzie:

$R_{m,t}$  jest jednookresową stopą zwrotu z portfela rynkowego,

$R_{f,t}$  jest jednookresową, wolną od ryzyka stopą zwrotu.

Gdy nie dysponujemy informacjami na temat przewidywań zarządzających portfelem, współczynnik  $\beta_t$  portfela w chwili  $t$  powinniśmy potraktować jako zmienną losową przy założeniu, że wartości ryzyka systematycznego  $\eta_1$  oraz  $\eta_2$  związane są odpowiednio z prognozami rynku spadkowego lub wzrostowego. Racjonalny menadżer przewiduje, że  $\eta_2 > \eta_1$ . Przy założeniu, że wartość współczynnika beta nie jest obserwowalna, stopę zwrotu z portfela  $P$  w okresie  $t$  można określić równaniem:

$$R_{p,t} = R_{f,t} + (b + \theta_t) \cdot x_t + \lambda + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

gdzie:

$R_{p,t}$  jest stopą zwrotu z portfela  $P$  w okresie  $t$ ,

$b$  jest niezależną od prognoz oczekiwaną wartością współczynnika  $\beta_t$ <sup>8</sup>,

$\theta_t = \beta_t - b$  jest zależną od prognoz oczekiwaną wartością współczynnika  $\beta_t$ ,

$x_t = R_{m,t} - R_{f,t}$  jest nadwyżką stopy zwrotu z portfela rynkowego nad stopą wolną od ryzyka (oczywiście, wartość ta może być dodatnia lub ujemna),

$\lambda$  jest oczekiwaną nadwyżką stopy zwrotu wynikającą z umiejętności selekcji aktywów,

$\varepsilon_{p,t}$  jest składnikiem losowym, spełniającym standardowe założenia modelu

CAPM:  $E(\varepsilon_{p,t}) = 0$ ,  $E(\varepsilon_{p,t}, x_t) = 0$ ,  $E(\varepsilon_{p,t}, \varepsilon_{p,t-1}) = 0$ ;  $i = 1, 2, 3, \dots$

Zatem

$$\eta_1 = b + \theta_t \quad (2)$$

jest docelowym poziomem ryzyka systematycznego, gdy menadżer przewiduje, że  $R_{m,t} \leq R_{f,t}$  oraz

$$\eta_2 = b + \theta_t \quad (3)$$

<sup>8</sup>Henriksson R., Merton R, *On market timing and investment performance....op. cit.*, s. 526-527

jest docelowym poziomem ryzyka systematycznego, odpowiadającym prognozie  $R_{m,t} > R_{f,t}$ <sup>9</sup>.

W celu odseparowania wpływu umiejętności zarządzającego portfelem w zakresie doboru aktywów oraz wycucia rynku (1) można zastosować MNK do estymacji parametrów strukturalnych następującego modelu regresji<sup>10</sup>:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_{1p} \cdot x_t + \beta_{2p} \cdot y_t + \varepsilon_{p,t} \quad (4)$$

gdzie:

$$y_t = \max\{0, R_{f,t} - R_{m,t}\} = \max\{0, -x_t\}$$

Równanie (4) wynika z modelu Mertona. Mianowicie, idealne wycucie rynku można teoretycznie uzyskać inwestując część gotówki w portfel rynkowy, za pozostałą zaś część nabywając „darmowe” (*free*) opcje sprzedaży (z ceną realizacji  $R_f$ ) każdej złotówki znajdującej się w portfelu rynkowym<sup>11</sup>. Zgodnie z tym modelem, estymator  $\hat{\alpha}_p$  jest miarą wpływu umiejętności menadżera w zakresie doboru papierów wartościowych (*selectivity*) na wyniki inwestycyjne. Testowana hipoteza zerowa ma postać:

$$H_0: \alpha_p = 0 \quad (5)$$

tzn. przypuszczamy, że zarządzający portfelem nie posiada umiejętności w zakresie selektywności, czyli przewidywania w skali mikro<sup>12</sup>.

Estymator  $\hat{\beta}_{1p}$  reprezentuje część środków zainwestowaną w portfel rynkowy zgodnie ze strategią opcyjną Mertona. Z kolei estymator  $\hat{\beta}_{2p}$  liczbę „darmowych” opcji sprzedaży. W tym kontekście, badanie umiejętności w zakresie wycucia rynku jest równoznaczne z testowaniem hipotezy zerowej:

$$H_0: \beta_{2p} = 0 \quad (6)$$

czyli zarządzający portfelem nie posiada umiejętności w zakresie wycucia rynku lub ich nie wykorzystuje ( $\eta_1 = \eta_2$ )<sup>13</sup>. Ujemna wartość estymatora  $\hat{\beta}_{2p}$  oznacza negatywny wpływ techniki *market – timing* na wartość portfela.

---

<sup>9</sup>Henriksson R., *Market timing and mutual fund performance...*, op.cit., s. 77

<sup>10</sup>Romacho J. C., Cortez M. C., *Timing and selectivity in Portuguese mutual fund performance*, s. 354

<sup>11</sup>Merton R., *On market timing and investment performance...*, op.cit., s. 369. Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce...*, s. 153

<sup>12</sup>Romacho J. C., Cortez M. C., *Timing and selectivity in Portuguese mutual fund performance*, op. cit., s. 354

<sup>13</sup>Henriksson R., *Market timing and mutual fund performance...*, op.cit., s. 77-78

### Charakterystyka danych

Badanie umiejętności zarządzających portfelami funduszy inwestycyjnych przeprowadzono z wykorzystaniem dwóch prób statystycznych. Pierwsza z nich zawierała miesięczne stopy zwrotu 15 wybranych otwartych funduszy inwestycyjnych akcji z okresu od stycznia 2003 do stycznia 2008. Miesięczne stopy zwrotu z głównego indeksu giełdy warszawskiej WIG wykorzystano jako stopy zwrotu z portfela rynkowego. Miesięczna średnia stopa rentowności bonów skarbowych 52 – tygodniowych została użyta jako wolna od ryzyka stopa procentowa. Druga próba statystyczna, zgodnie z sugestią Bollen'a i Busse'a<sup>14</sup>, składała się odpowiednio z danych dziennych dla tego samego okresu. Wszystkie obliczenia wykonano dla poziomu istotności 5%.

### Wyniki empiryczne

Wyniki testów parametrycznych H-M dla danych miesięcznych prezentuje Tabela 1. Analiza wartości uzyskanych estymatorów potwierdza znany z wcześniejszych badań<sup>15</sup> fakt, że zarządzający portfelami polskich otwartych funduszy inwestycyjnych raczej nie mogą pochwalić się umiejętnościami w zakresie selekcji aktywów ( $\hat{\alpha}_p$ ), jak również w zakresie wycucia rynku ( $\hat{\beta}_{2p}$ ). W przypadku żadnego z funduszy nie można odrzucić hipotezy zerowej (5), tzn. wszystkie modele mają nieistotny statystycznie wyraz wolny. Fakt, że generalnie zarządzający funduszami powierniczymi nie potrafią skutecznie zidentyfikować niedoszacowanych papierów wartościowych został potwierdzony empirycznie i opisany w międzynarodowej literaturze przedmiotu w przypadku wielu krajów, m.in.: Wielkiej Brytanii<sup>16</sup>, Stanów Zjednoczonych<sup>17</sup>, Portugalii<sup>18</sup> i innych.

Gdy z kolei dokonamy analizy umiejętności menadżerów w zakresie wycucia rynku, uzyskane wyniki są jeszcze bardziej pesymistyczne<sup>19</sup>. Zarządzają-

<sup>14</sup>Bollen N. P. B., Busse J. A., *On the timing ability of mutual fund managers*, op.cit., s. 1076

<sup>15</sup>Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce...*, op.cit.

<sup>16</sup>Fletcher J., *An examination of the selectivity and market timing performance of UK unit trusts*,

<sup>17</sup>Henriksson R., *Market timing and mutual fund performance...*op.cit, Kao G., Cheng L., Chan K., *International mutual fund selectivity and market timing...*,

<sup>18</sup>Romacho J. C., Cortez M. C., *Timing and selectivity in Portuguese mutual fund performance*, op.cit.

<sup>19</sup>zarówno na polskim rynku, jak też w innych krajach (literatura)

cy funduszami nie tylko nie posiadają wyczucia rynku, ale nawet można zaobserwować negatywny wpływ przewidywania w skali makro na wynik osiągnięty z danego portfela. Tylko jeden spośród poddanych analizie funduszy prezentował w badanym okresie dodatnią wartość estymatora parametru  $\beta_{2p}$  (Tabela 1). Był to ING FIO Akcji ( $\beta_{2p} = 0,064$ ). Wartość średnia tego współczynnika wyniosła  $-0,156$ . W przypadku żadnego z funduszy nie udało się odrzucić hipotezy zerowej (6) co oznacza, że wpływ umiejętności wyczucia rynku ze strony menadżerów funduszy na wynik stopy zwrotu z zarządzanego przez nich portfela jest nieistotny statystycznie.

Natomiast biorąc pod uwagę poziom ryzyka systematycznego należy zauważyć, że wszystkie fundusze prezentują raczej wysokie wartości estymatora  $\hat{\beta}_{1p}$  i wszystkie są istotne statystycznie na poziomie 5%.

Tabela 1. Testy parametryczne Henrikssona – Mertona, dane miesięczne (styczeń 2003 – styczeń 2008)

|    | Fundusz akcji                       | $\hat{\alpha}_p$ | $\hat{\beta}_{1p}$ | $\hat{\beta}_{2p}$ |
|----|-------------------------------------|------------------|--------------------|--------------------|
| 1  | Arka BZ WBK Akcji FIO               | 0,008            | 0,871*             | -0,099             |
| 2  | BPH FIO Akcji                       | 0,004            | 0,724*             | -0,197             |
| 3  | CU FIO Polskich Akcji               | 0,010            | 0,767*             | -0,253             |
| 4  | DWS Polska FIO Top 25 Małych Spółek | 0,009            | 0,706*             | -0,209             |
| 5  | DWS Polska FIO Akcji                | 0,001            | 0,696*             | -0,174             |
| 6  | DWS Polska FIO Akcji Plus           | 0,006            | 0,694*             | -0,201             |
| 7  | ING FIO Akcji                       | -0,003           | 0,902*             | 0,064              |
| 8  | Legg Mason Akcji FIO                | 0,007            | 0,731*             | -0,200             |
| 9  | Millennium FIO Akcji                | 0,002            | 0,700*             | -0,195             |
| 10 | Pioneer Akcji Polskich FIO          | -0,002           | 0,886*             | -0,065             |
| 11 | PKO/CREDIT SUISSE Akcji FIO         | 0,004            | 0,703*             | -0,166             |
| 12 | PZU FIO Akcji KRAKOWIAK             | 0,005            | 0,641*             | -0,274             |
| 13 | SEB 3 – Akcji FIO                   | 0,003            | 0,706*             | -0,148             |
| 14 | Skarbiec – Akcja FIO                | 0,007            | 0,681*             | -0,166             |
| 15 | UniKorona Akcja FIO                 | 0,003            | 0,808*             | -0,053             |
|    | średnia                             | 0,004            | 0,748              | -0,156             |

\* istotny statystycznie na poziomie 5%, kolorem szarym zaznaczono dodatnie wartości estymatora  $\hat{\beta}_{2p}$

Źródło: Olbryś J., *Zastosowanie metody Henrikssona – Mertona...*

W Tabeli 1 można zaobserwować, potwierdzoną obliczeniami, negatywną korelację  $(-0,67)$  pomiędzy wartościami estymatorów parametrów reprezentujących w modelu (4) umiejętności przewidywania w skali mikro ( $\hat{\alpha}_p$ ) i w skali makro ( $\hat{\beta}_{2p}$ ). Rzeczywiście, w przypadku 14 funduszy obserwujemy przeciwny

znak obu estymatorów<sup>20</sup>. Jest to obserwacja, która może dostarczyć argumentów zwolennikom hipotezy efektywności informacyjnej rynku w sensie słabym<sup>21</sup>.

Tabela 2. Testy parametryczne Henrikssona – Mertona, dane dzienne (styczeń 2003 – styczeń 2008)

|    | Fundusz akcji                       | $\hat{\alpha}_p$ | $\hat{\beta}_{1p}$ | $\hat{\beta}_{2p}$ |
|----|-------------------------------------|------------------|--------------------|--------------------|
| 1  | Arka BZ WBK Akcji FIO               | 0,002*           | 0,485*             | -0,260*            |
| 2  | BPH FIO Akcji                       | 0,001*           | 0,520*             | -0,164*            |
| 3  | CU FIO Polskich Akcji               | 0,001*           | 0,481*             | -0,237*            |
| 4  | DWS Polska FIO Top 25 Małych Spółek | 0,002*           | 0,213*             | -0,237*            |
| 5  | DWS Polska FIO Akcji                | 0,001            | 0,352*             | -0,138             |
| 6  | DWS Polska FIO Akcji Plus           | 0,001*           | 0,319*             | -0,177*            |
| 7  | ING FIO Akcji                       | 0,001*           | 0,532*             | -0,183*            |
| 8  | Legg Mason Akcji FIO                | 0,001*           | 0,528*             | -0,162*            |
| 9  | Millennium FIO Akcji                | 0,001*           | 0,449*             | -0,215*            |
| 10 | Pioneer Akcji Polskich FIO          | 0,001*           | 0,525*             | -0,223*            |
| 11 | PKO/CREDIT SUISE Akcji FIO          | 0,001*           | 0,281*             | -0,181*            |
| 12 | PZU FIO Akcji KRAKOWIAK             | 0,001*           | 0,444*             | -0,212*            |
| 13 | SEB 3 – Akcji FIO                   | 0,001*           | 0,295*             | -0,175*            |
| 14 | Skarbiec – Akcja FIO                | 0,001*           | 0,291*             | -0,106*            |
| 15 | UniKorona Akcja FIO                 | 0,001*           | 0,314*             | -0,185*            |
|    | średnia                             | 0,001            | 0,402              | -0,178             |

\* istotny statystycznie na poziomie 5%

Źródło: opracowanie własne

Wyniki zawarte w Tabeli 2 potwierdzają wnioski badań Bollen’a i Busse’a<sup>22</sup>. Tylko jeden spośród poddanych analizie funduszy (DWS Polska FIO Akcji) ma nieistotne statystycznie parametry  $\alpha_p$  oraz  $\beta_{2p}$ . W przypadku pozostałych funduszy odrzucono hipotezę zerową (5), czyli zarządzający funduszami wykazali umiejętności w zakresie selektywności aktywów na zbliżonym poziomie (wartości estymatora  $\hat{\alpha}_p$  z przedziału [0,001; 0,002]). Również w przypadku 14 funduszy odrzucono hipotezę zerową (6), ale niestety wartości estymatora  $\hat{\beta}_{2p}$  były ujemne, co z kolei informuje o negatywnym wpływie przewidywania w skali makro na wynik osiągnięty z danego portfela. Wartość średnia tego współczynnika wyniosła -0,178.

<sup>20</sup> Negatywna korelacja między tymi dwiema miarami występuje również na innych rynkach kapitałowych, co zostało opisane w wielu pozycjach literatury

<sup>21</sup> Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce...*, op.cit.

<sup>22</sup> Bollen N. P. B., Busse J. A., *On the timing ability of mutual fund managers*, op.cit., s. 1092



## Wnioski

Porównując wyniki zaprezentowane w Tabelach 1 i 2 należy zauważyć, że modele parametryczne Henrikssona – Mertona prawie wszystkich analizowanych FIO akcji (93,3%), zbudowanych z wykorzystaniem danych dziennych (Tabela 2), mają istotne statystycznie parametry strukturalne, w przeciwieństwie do modeli uzyskanych na danych miesięcznych (Tabela 1). Zgodnie z badaniami Bollen’a i Busse’a nie jest to wynik przypadkowy. Oznacza to, że w kolejnych analizach umiejętności zarządzających portfelami funduszy inwestycyjnych na polskim rynku, z zastosowaniem innych modeli *market-timing*, należałoby wykorzystać dane dzienne.

## Literatura

1. Bollen N. P. B., Busse J. A., *On the timing ability of mutual fund managers*, The Journal of Finance, Vol. LVI, No. 3, 2001, str. 1075-1094.
2. Chang E., Lewellen W., *Market timing and mutual fund investment performance*, Journal of Business 57, 1984, str. 57 - 72.
3. Cheng-few Lee, Rahman S., *Market timing, selectivity, and mutual fund performance: an empirical investigation*, Journal of Business 63, No. 2, 1990, str. 261-276.
4. Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce. Z perspektywy dziesięciolecia*, PWN, Warszawa, 2001.
5. Fletcher J., *An examination of the selectivity and market timing performance of UK unit trusts*, Journal of Business Finance & Accounting 22, 1995, str. 143 - 156.
6. Henriksson R., Merton R., *On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills*, Journal of Business 54, No. 4, 1981, str. 513-533.
7. Henriksson R., *Market timing and mutual fund performance: an empirical investigation*, Journal of Business 57, 1984, str. 73-96.
8. Jensen M., *The performance of mutual funds in the period 1945-1964*, Journal of Finance 23, 1968, str. 389-416.
9. Kao G., Cheng L., Chan K., *International mutual fund selectivity and market timing during up and down market conditions*, The Financial Review, 33, 1998, str. 127 - 144.
10. Merton R., *On market timing and investment performance. I. An equilibrium theory of value for market forecasts*, Journal of Business 54, No. 3, 1981, str. 363-406.

11. Olbryś J., *Zastosowanie metody Henrikssona - Mertona do oceny efektywności zarządzania portfelem funduszu inwestycyjnego*, Zeszyty Naukowe WSE w Białymstoku, w trakcie recenzji.
12. Olbryś J., Karpio A., *Market-timing and selectivity abilities of Polish open-end mutual funds managers*, [w:] P. Chrzan [red.], *Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach, 2007, w druku.
13. Rao S., *Market timing and mutual fund performance*, American Business Review, 18, 2000, str. 75 – 79.
14. Romacho J. C., Cortez M. C., *Timing and selectivity in Portuguese mutual fund performance*, Research in International Business and Finance 20, 2006, str. 348-368.

### STRESZCZENIE

Analiza efektywności zarządzania portfelami funduszy inwestycyjnych jest od wielu lat obiektem zainteresowania zarówno praktyków, jak i teoretyków. Praktyczny efekt działań zarządzającego portfelem należy traktować jako rezultat jego zaangażowania i umiejętności w zakresie tzw. wyczucia rynku (*market-timing*) oraz w zakresie selekcji aktywów (*selectivity*). Celem artykułu jest empiryczna analiza umiejętności wyczucia rynku przez zarządzających otwartymi funduszami inwestycyjnymi akcji na polskim rynku, z wykorzystaniem parametrycznych testów Henrikssona-Mertona (1981). Wykorzystano dane miesięczne oraz dzienne 15 FIO akcji, w okresie styczeń 2003 – styczeń 2008 i porównano wyniki. Dokonano empirycznej weryfikacji obserwacji Bollen’a i Busse’a (2001) dotyczącej wpływu częstotliwości danych na wynik oceny.

### DATA FREQUENCY AFFECTS INFERENCE REGARDING MARKET TIMING ABILITY OF MUTUAL FUND MANAGERS

### SUMMARY

Performance evaluation of investment managers is a topic of considerable interest to practitioners and academics alike. Superior performance may be achieved as a result of timing (macro - forecasting) as well as of security selection (micro - forecasting) skills of portfolio managers. The main goal of this paper is an empirical analysis of

market - timing skills of Polish open - end mutual funds managers. We apply the Henriksson - Merton (1981) methodology for evaluating the forecasting abilities of investment managers. The market – timing and selectivity ability of 15 equity open-end mutual funds is evaluated for the period January 2003 – January 2008. We examine Bollen and Busse (2001) evidence that daily data provide different inferences than monthly data regarding timing ability.

*Translated by J. Olbryś*

*Dr Joanna Olbryś*  
Politechnika Białostocka  
olbrys@wi.pb.edu.pl

RADOSŁAW PASTUSIAK

**WSKAŹNIKI ANALIZY TRENDU JAKO UZUPEŁNIENIE  
MECHANICZNEGO SYSTEMU TRANSAKCYJNEGO NA  
PRZYKŁADZIE RYNKU KONTRAKTÓW FUTURES NA WIG20**

**Wprowadzenie**

Większość inwestorów grających na rynku kontraktów futures wyrabia sobie opinię, że bardzo trudno jest zarobić w ten sposób pieniądze. Ponieważ futures to gra o sumie zerowej w związku z tym po każdej sesji dokładnie połowa pozycji jest stratna a druga połowa zyskała. Tak więc przeczy to tezie, że na tym rynku nie możliwym jest zarobienie pieniędzy. Część inwestorów musi być zyskowna.

Oznacza to że istnieje grupa inwestorów, którzy radzą sobie bardzo dobrze w tych inwestycjach ale także i cała rzesza inwestorów, którzy nie potrafią odnieść sukcesu.

Kluczem do sukcesu na rynku kontraktów terminowych jest zastosowanie zindywidualizowanego systemu transakcyjnego, który zweryfikowany na danych historycznych będzie sprawdzał się również w przyszłości. Właściwie innego sposobu na sukces nie ma, poza zajęciem pozycji zgodnej z określonym trendem i wpłatę depozytu, dzięki któremu inwestor przetrwa okresowe wahania kapitału. Przy czym w takim przypadku inwestor zawsze może zająć przeciwną stronę. Najprostszym systemem jest system mechaniczny podążający za trendem. Jego cechą negatywną jest generowanie fałszywych sygnałów w okresie konsolidacji. Artykuł ten chciałbym poświęcić wykorzystaniu wskaźników analizy trendu jako narzędzia wspomagającego stosowanie mechanicznego systemu transakcyjnego.

### **Co to jest system transakcyjny?**

System transakcyjny zwany również systemem analizy technicznej to system złożony z jednej lub kilku metod technicznej analizy rynku, mający na celu generowanie jasnych sygnałów kupna lub sprzedaży w określonych sytuacjach rynkowych. Wykorzystując programy takie jak Metastock, Metatrader, Ami-broker czy choćby popularny arkusz kalkulacyjny MS Excel, można dokonać historycznej analizy zmienności ceny wybranych kontraktów futures i znaleźć formułę, dzięki której zostanie na danych historycznych wskazany sygnał kupna lub sprzedaży w momentach kluczowych dla trendu krótkoterminowego, średnioterminowego lub długoterminowego.

Mechaniczny system transakcyjny wykorzystuje historyczną zmienność cen kontraktów futures i na tej podstawie, wykorzystując pewne uśrednienia wyznacza sygnał na dzień następny, który zazwyczaj oznacza zawarcie transakcji na koniec sesji lub po określonym kursie w trakcie jej trwania. Jest to system który dobrze sprawdza się w warunkach wyraźnego trendu.

Podstawowe parametry systemu transakcyjnego to maksymalne obsunięcie kapitału, zwane max DD, rodzaj rynku na jakim się dany system sprawdza, informacja czy system był testowany w okresie gdy na rynku była hossa, bessa, czy konsolidacja.

Maksymalne obsunięcie kapitału – max drawdown – max DD jest to różnica pomiędzy maksymalnym stanem depozytu w danym okresie a jego minimalną wartością na skutek nietrafionych transakcji. Parametr ten jest jednym z najważniejszych, bowiem obrazuje jaką rezerwę depozytu należy przygotować na jeden zajęty kontrakt w przypadku fałszywych sygnałów systemu i ponoszenia strat. Oczywiście dobrze skonfigurowane systemy transakcyjne charakteryzują się maksymalnym obsunięciem kapitału nie większym niż 200% wartości depozytu zabezpieczającego. Natomiast inne systemy bardziej „bezwładne” mogą generować dużo większe straty. To właśnie złe oszacowanie maksymalnego obsunięcia kapitału jest najczęściej przyczyną wypadnięcia inwestora z rynku.

Kolejny element to testowanie systemu; na jakich rynkach oraz w jakim okresie. Należy pamiętać, że system jest bardzo zindywidualizowanym zbiorem zależności, skutecznym jedynie w ograniczonych warunkach. Poszczególne rynki, czy to walutowy, kontraktów akcyjnych, indeksowych czy towarowych mają swoją charakterystykę, mierzoną zmiennością oraz innymi parametrami. Nie zawsze system skuteczny na rynkach akcji będzie skutecznym na rynkach

towarowych. Sprawa testowania systemu polega na wprowadzaniu danych historycznych z możliwie różnorodnych okresów w sensie koniunktury. Należy znaleźć odpowiedź na pytania czy system jest skuteczny w okresie silnych trendów występujących w dużych wahaniami podczas bessy czy hossy, czy system nie traci swojej skuteczności w momencie przejścia trendu w konsolidację i nie daje wówczas fałszywych sygnałów. Systemy dobrze radzące sobie w konsolidacji zazwyczaj są za wrażliwe na okres występowania wyraźnego, silnego trendu i wówczas dają fałszywe sygnały.

Jedną z podstawowych wad systemów mechanicznych jest dawanie mylnych sygnałów w przypadku konsolidacji lub trendu horyzontalnego. Wówczas dla systemu oznacza to czas obsunięcia kapitału a dla inwestora ciężką próbę wyczekiwania aż nie powróci silny, wyczuwalny trend wzrostowy lub spadkowy. Aby wspomóc system mechaniczny i uwiarygodnić jego sygnały lub zmodyfikować liczbę zajmowanych pozycji można wykorzystać wskaźniki analizy trendu, dzięki któremu inwestor będzie mógł oszacować siłę trendu. Wyjście z rynku w momencie barku wyraźnego trendu spowoduje u inwestora ograniczenie strat.

### Wybrane wskaźniki siły trendu

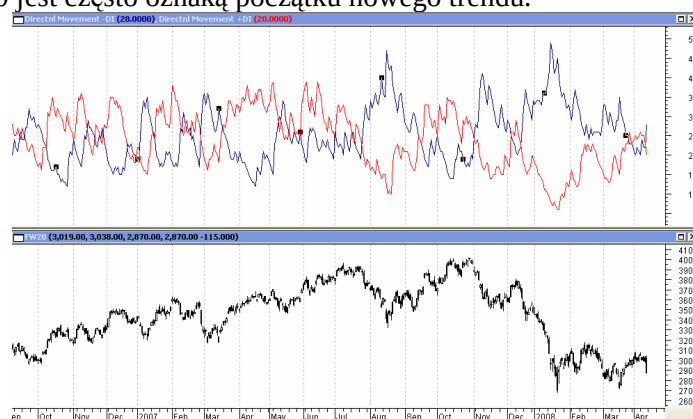
Wykorzystując wskaźniki siły trendu inwestor jest w stanie zastosować dodatkowy filtr, dzięki któremu będzie w stanie zminimalizować straty oraz zmaksymalizować zyski. Najważniejszymi wskaźnikami tego typu są DMI, ADX oraz Momentum.

DMI zwany również wskaźnikiem ruchu jednokierunkowego można zastosować jako samodzielny system lub filtr systemu podążającego za trendem. Metoda DMI opiera się na analizie dwóch linii +DI oraz -DI. Pierwsza linia mierzy ruch w górę a druga ruch w dół. Sygnał kupna powstaje gdy linia +DI przecina linię -DI od dołu a sygnał sprzedaży gdy przecina ją od góry<sup>1</sup>. Na rys. 1 linia +DI została oznaczona kolorem czerwonym a -DI kolorem niebieskim.

Wskaźnik ADX Wildera szacuje ruch kierunkowy różnych rynków na skali od 0 do 100. Rosnąca linia ADX oznacza że na rynku dominuje wyraźny trend i można zastosować system mechaniczny. Zniżająca linia ADX oznacza brak

<sup>1</sup> Ch. LeBeau, D. W. Lucas, *Komputerowa analiza rynków terminowych*, WIG Press, Warszawa 1998, s. 40.

trendu a tym samym konieczność zrezygnowania z systemów podążających za trendem<sup>2</sup>. Ponieważ ADX oscyluje pomiędzy 0 a 100 można szukać rynków dla których wartości wskaźnika są najwyższe wówczas one charakteryzują się silnym trendem. Najlepszym momentem dla zastosowania systemu zależnego od trendu jest wzrost linii ADX. Należy przy tym pamiętać, że kiedy ADX zacznie spadać z poziomu 40, jest to wczesny sygnał słabnięcia trendu. Powrót ponad poziom 20 jest często oznaką początku nowego trendu.



Rys. 1. Kontrakty futures na WIG 20 oraz wskaźniki DMI w okresie październik 2006 – kwiecień 2008

Źródło: analizy własne – wykorzystano program Matastock.

Na rys. 2, wyraźnie widoczne są momenty, kiedy to linia ADX bardzo mocno zyskuje na wartości, oznacza to umocnienie się dotychczasowego trendu.

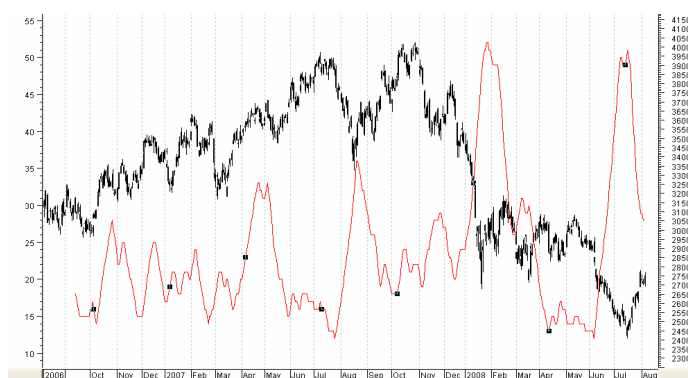
Trzecim wskaźnikiem analizy trendu jest Momentum. Ma on wykres oscylatora dla którego odniesieniem jest wartość 100, a wykorzystany na rys. 3 okres wynosi 12. Przecięcie linii 100 od dołu jest sygnałem dla kupna a przecięcie od góry jest sygnałem dla sprzedaży. W przypadku momentum czym większe odchylenie od linii 100 tym silniejszy trend, ruch powrotny do linii oznacza, słabnięcie trendu.

#### Analiza skuteczności wskaźników

Wybrane wskaźniki można zastosować jako filtry lub jako niezależne wskaźniki wpływające na decyzje inwestycyjne. W przypadku wykorzystania

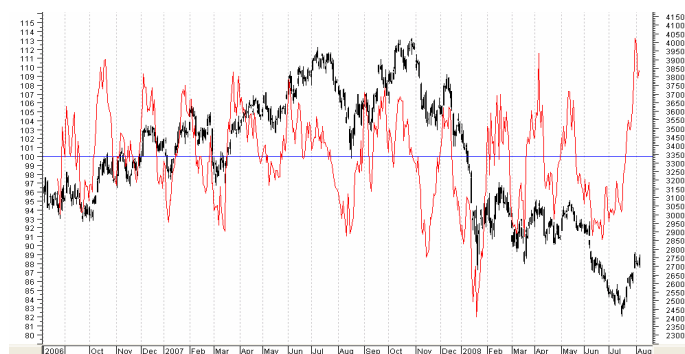
<sup>2</sup> Ibidem, s. 41.

tych wskaźników jako uzupełnienie systemów mechanicznych będą one służyły jako dodatkowy filtr pomagający przy zarządzaniu pozycjami. Głównie będą one weryfikowały siłę trendu. Założeniem ich wykorzystania jest zajęcie maksymalnej pozycji w momencie silnego trendu a redukcja liczby zajętych pozycji w przypadku gdy trend ma charakter horyzontalny.



Rys. 2. Kontrakty futures na WIG 20 oraz wskaźniki ADX w okresie październik 2006 – kwiecień 2008

Źródło: analizy własne – wykorzystano program Matastock



Rys. 3. Kontrakty futures na WIG 20 oraz wskaźniki Momentum w okresie październik 2006 – kwiecień 2008

Źródło: analizy własne – wykorzystano program Matastock

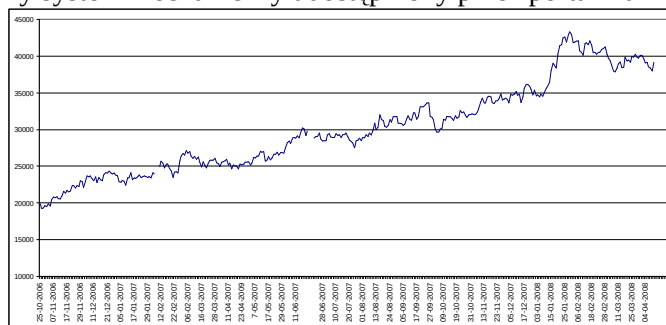
Przydatność DMI jako metody synchronizacji z rynkiem jest umiarkowana. DMI jest wskaźnikiem podążającym za trendem i cierpi na podobne słabości co wszystkie wskaźniki tego typu. Gdy na rynku nie ma zdecydowanego trendu, linie DI przecinają się bardzo często generując kolejne mylne sygnały. Wrażliwość, która jest zaletą, gdy rozpoczyna się silny trend, powoduje serie mylnych



sygnałów, gdy trend jest niewyraźny. Z drugiej strony pochodna DMI wskaźnik ADX pokazuje bardzo precyzyjnie przybierający na sile trend.

Rosnący ADX jest oznaką silnego trendu i sugeruje zastosowanie strategii gry zgodnej z trendem. W tej sytuacji dobre wyniki dadzą strategię takie jak kierowanie się przecięciami średnich kroczących lub wybiciami cenowymi. Poza tym powinny sprawdzić się prawie wszystkie strategie podążania za trendem. Należy pamiętać, że rosnący ADX stanowi także cenną informację na temat metod, które w danym momencie prawdopodobnie nie sprawdzą się. Wiedzieć, czego nie należy robić, to równie ważne jak wiedzieć, co robić należy.

Podstawą weryfikacji empirycznej skuteczności wybranych wskaźników jest publiczny system mechaniczny udostępniony przez portal Bankier.pl<sup>3</sup>.



Rys. 4. Krzywa kapitału w okresie 10-2006 do 04-2008 systemu transakcyjnego na kontrakty futures portalu Bankier.pl

Źródło: Bankier.pl (dane opracowane we własnym zakresie)

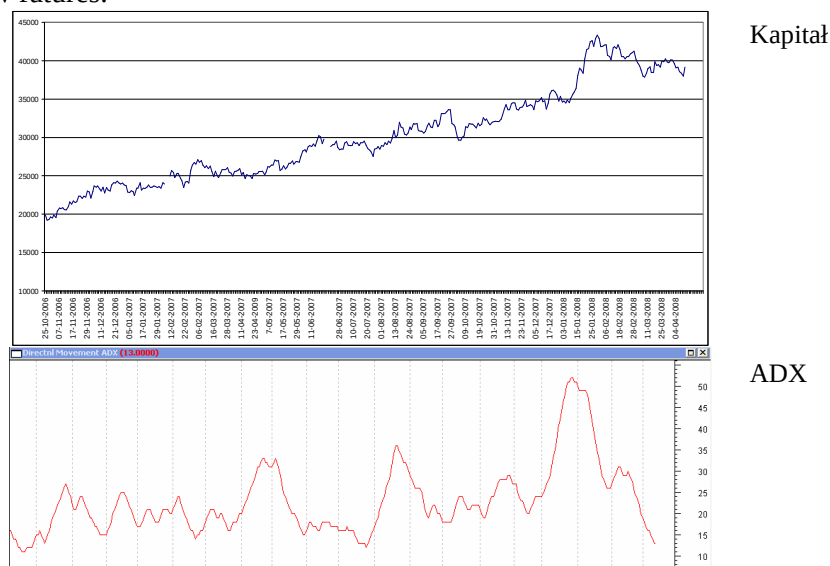
Na rys. 4 pokazano wykres krzywej kapitału w okresie 18 miesięcy od końca roku 2006 do kwietnia roku 2008 dla inwestycji jednego kontraktu. System ten jest systemem mechanicznym, którego głównym zadaniem jest podążanie za trendem, który ma co najmniej kilka dni. Czym trend jest silniejszy tym system „mocniej trzyma się” trendu poprzez generowane sygnały. Jednakże na rysunku 4 widać ewidentne obsunięcia kapitału, które obniżają efektywność systemu, dla osoby grającej stałą liczbą kontraktów nie ma to znaczenia bowiem zawsze zarabia i traci kapitał tą samą liczbą pozycji. Jednakże dla inwestorów zarządzających aktywnie liczbą otwartych kontraktów zmniejszenie zaangażowania w okresach stratnych i zwiększenie w okresach zyskowych

<sup>3</sup> Wykorzystano informacje zawarte w portalu Bankier.pl w zakładce futures w okresie październik 2006 - kwiecień 2008, a także ogólny opis systemu transakcyjnego.

może być bardzo istotne bowiem wówczas będą dodatkowo multiplikowali efektywność podejmowanych inwestycji.

Wykorzystując wskaźnik ADX i porównując go z wykresem kapitału oraz przebiegiem kontraktów futures otrzymujemy zestawienie jak na rys. 5. Założeniem jakim powinien kierować się inwestor to znalezienie sygnałów wśród ADX, wzmacniającego się trendu i wówczas zwiększenie swojego zaangażowania na rynku. Lub sytuacja odwrotna gdy trend maleje wówczas zmniejszenie zaangażowania.

Na rys. 5 ewidentnie można znaleźć zależność pomiędzy wskaźnikiem ADX, zwiększającym się kapitałem oraz dynamicznymi ruchami cen kontraktów futures.



Rys. 5. Zestawienie zbiorcze za okres październik 2006 – kwiecień 2008.

Źródło: analizy własne

Wyodrębniono cztery różne sytuacje:

- Sytuacja 1 – oznaczona na rysunku 5, na wykresie ADX cyfrą 1. ADX wskazuje na rosnącą siłę trendu, co jest efektem obsunięcia się rynku w sierpniu 2007 roku. Jednocześnie kapitał rośnie po serii trafnych decyzji. Wcześniejszy okres to obsunięcie kapitału a wskaźniki ADX i Momentum nie dają wówczas jednoznacznego sygnału.

- Sytuacja 2 – oznaczona cyfrą 2. Obsunięcie kapitału powstałe po serii mylnych sygnałów systemu. Na rynku panuje konsolidacja, co widać na wykresie cen kontraktów. Wskaźnik ADX gwałtownie traci na wartości a wskaźnik Momentum oscyluje wokół wartości granicznej 100, nie dając podstaw do jednoznacznej decyzji.
- Sytuacja 3 – oznaczona cyfrą 3. Wzrost wskaźnika ADX potwierdza silny trend. Na GPW jest to okres styczniowych spadków, wówczas system daje sygnały zajęcia apozycji krótkiej, które to decyzje są bardzo zyskowne, na co wskazuje linia kapitału – gwałtownie rosnąca. Wówczas system osiąga swoje maksimum kapitału po serii siedmiu sesji zyskowych, nigdy wcześniej nie notowanych.
- Sytuacja 4 – oznaczona cyfrą 4. Na rynku następuje konsolidacja, rynek wchodzi w trend horyzontalny co przekłada się na spadek wskaźnika ADX oraz niepewne wahania wskaźnika Momentum. System generuje serię sygnałów fałszywych, przyczyniający się do bolesnego obsunięcia kapitału. System notuje swoje Max DD wynoszące -570 pkt.

Publiczny system sygnałów portalu Bankier.pl jest niewątpliwie zyskowny. Jest on weryfikowany przez kilka lat stosowanych sygnałów i właściwie tylko w roku 2001 przyniósł stratę. W kolejnych latach jest mocno zyskowny. Nie zmienia to faktu, że obserwując obsunięcia systemu relatywnie trudno jest inwestorowi się z tym pogodzić, ściśle trzymając się sygnałów generowanych przez system transakcyjny. Tak więc ciekawą alternatywą może być zbudowanie na bazie systemu Bankier.pl dodatkowego filtra umożliwiającego maksymalizację swoich zysków. Tym filtrem byłyby wskaźniki ADX, co jak wykazano powyżej mogłoby przynieść pozytywne efekty.

### **Podsumowanie**

Wykorzystanie wskaźników siły trendu dla wspomżenia mechanicznego systemu transakcyjnego jest jak najbardziej wskazane. Jednakże należy nadmienić o wadach tych wskaźników a mianowicie o pewnym opóźnieniu szczególnie w przypadku ADX. Aby pojawił się silny wzrost wskaźnika musi nastąpić mocny spadek lub wzrost wartości kontraktów, najczęściej na kilku sesjach. Oznacza to, że wspomagając się tym wskaźnikiem należy mieć na uwadze jego bezwładność wynikającą z konstrukcji matematycznej wskaźnika. Co nie wyklucza jego stosowania w przypadku gdy mamy do czynienia z trendem hory-

zontalnym, bowiem w tym przypadku bardzo szybko następuje utrata wartości ADX i jednocześnie sygnał redukcji posiadanych pozycji.

Zaprezentowane w publikacji wskaźniki i sytuacje ich wykorzystania wskazują na bardzo ewidentne okresy rynkowe o silnym trendzie ale także na okresy konsolidacji, które powodowały u inwestorów posługujących się systemem mechanicznym dla kontraktów futures obsunięcie kapitału. Oczywiście jedna i druga sytuacja nie wyklucza możliwości zastosowania wybranych wskaźników należy jedynie pamiętać o ich ograniczeniach w zakresie opóźnienia sygnału oraz bezwzględnie trzymać się wyznaczonej strategii inwestycyjnej.

### Literatura

1. Charles LeBeau, David W.Lucas, *Komputerowa analiza rynków terminowych*, WIG Press, Warszawa 1998
2. Portal finansowy [www.eurobankier.pl](http://www.eurobankier.pl) (październik 2006 – kwiecień 2008), załączka dotycząca kontraktów futures na indeks WIG 20 oraz publikowanego systemu transakcyjnego.

### STRESZCZENIE

Inwestorzy grający na rynku kontraktów futures mogą odnieść sukces tylko w przypadku zastosowania odpowiedniego systemu transakcyjnego. Jednym z najprostszych do zbudowania są systemy mechaniczne, które podążają za trendem mającym od kilku do kilkunastu dni. Wówczas są bardzo efektywne. W przypadku okresu konsolidacji i nerwowych wahań generują niestety fałszywe sygnały. Stosując system mechaniczny aby uniknąć strat wywołanych przez obsunięcie kapitału na skutek fałszywych sygnałów można zastosować dodatkowy filtr w postaci wskaźników siły trendu. Do najpopularniejszych tego typu wskaźników należą DMI, ADX oraz momentum. Porównując w publikacji publicznie dostępny system transakcyjny portalu Bankier.pl a także kształtowanie się linii ADX dla kontraktów futures na WIG 20 można wyróżnić obszary kiedy trend nabiera siły oraz słabnie. Zaproponowana strategia wykorzystania wskaźnika ADX koncentruje się na zarządzaniu pozycją w kontraktach futures. W przypadku gdy trend nabiera siły wówczas zwiększamy zaangażowanie a gdy słabnie zmniejszamy liczbę kontraktów. Dzięki takiej strategii unikamy ponoszenia strat taką samą liczbą pozycji jaką zarabiamy, wówczas maksymalizujemy zyski i minimalizujemy straty.

**TREND INDICATORS AS ADDITIONAL FILTER WITH  
MECHANICAL INVESTMENT SYSTEM IN FUTURE CONTRACTS  
FOR INDEX WIG 20**

**SUMMARY**

Players in futures contracts can win only if use optimal transactional system. One of the easiest system is mechanical investment system. Philosophy of this system is running with actual trend, in this case system is very efficient. But in horizontal trends this kind of system aren't efficient, because generating false signal. When investor would like to avoid losses, can use additional filter, for example ADX indicator. In this publication compare public known system from Bankier.pl, his gain curve and power of trend in future contracts in index WIG 20. We can find few areas when investor can manage your position in contract - escalate number of contracts when trend are strong and minimizing number of contracts when trend are weak. Using this strategy investor can make a profit bigger number of the contracts and make a loss smaller number of the contracts. This is very efficient.

*Translated by R. Pastusiak*

*Dr Radosław Pastusiak*  
Uniwersytet Łódzki  
rpastusiak@uni.lodz.pl

ROBERT PIETRZYKOWSKI

## OCENA RYZYKA INWESTYCJI PORTFELA PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH

### Wprowadzenie

Ryzyko jest pojęciem wieloznacznym, złożonym i często wykorzystywanym w naukach ekonomicznych. W literaturze spotykamy różne klasyfikacje tego pojęcia np: ryzyko właściwe, subiektywne, obiektywne, stałe, zmienne<sup>1</sup>. Ryzyko związane jest z każdym rodzajem inwestycji gospodarczej. W pracy rozważano jednak ryzyko związane z rynkiem akcji. Budując portfel akcji staramy się zmniejszyć ryzyko lub w ogóle je wyeliminować dobierając do portfela spółki z różnych sektorów gospodarki, ale również różniące się ze względu na reakcje z rynkiem. Możemy rozważać ryzyko niedywersyfikowalne, które opisuje wariancję rynku oraz ryzyko dywersyfikowalne, które związane jest z konkretną spółką. Chcąc zdywersyfikować ryzyko portfela wybieramy spółki, które różnią się ze względu na różne wskaźniki ekonomiczne ujęte w analizie fundamentalnej i technicznej. Do pogrupowania spółek wykorzystuje się różne metody. Najczęściej stosowanymi są metody taksonomiczne takie jak: analiza skupień<sup>2,3</sup>, metoda k-średnich<sup>2,4</sup>, metoda k-medoidów<sup>5</sup>, TMAI<sup>2</sup>.

Zwykle te wielowymiarowe metody taksonomiczne służą do uzyskania podziału akcji na konkretne grupy obiektów, z których w konsekwencji uzyskanego podziału wybiera się spółki tworząc zdywersyfikowany portfel inwestycyjny. Tak uzyskane spółki powinny zachowywać się inaczej w stosunku do rynku i zapewniać zwiększenie szans na uzyskanie zysku z inwestycji.

---

<sup>1</sup> Tarczyński, Mojsiewicz 2001

<sup>2</sup> Łuniewska M., Tarczyński W, 2006

<sup>3</sup> Pietrzykowski R.2005

<sup>4</sup> Pietrzykowski R., Kobus P. 2006

<sup>5</sup> Pietrzykowski R., Kobus P. 2007

Celem pracy było sprawdzenie możliwości zastosowania wielowymiarowej metody TD do oceny ryzyka inwestycyjnego spółek giełdowych wybranych do tworzenia portfela inwestycyjnego. W tym przypadku wielowymiarowa metoda statystyczna (TD) miała za zadanie sprawdzenie czy akcje, które wybraliśmy do naszego portfela różnią się między sobą ze względu na wybrane miary ryzyka i efektywności.

### Wielowymiarowa metoda decyzyjna TD

Chcąc dokonać podziału analizowanych spółek giełdowych na grupy „mało różniące się” ze względu na zmienność akcji i wzajemną korelację biorąc pod uwagę wszystkie wskaźniki użyte w analizie zaproponowano wykorzystanie wielowymiarowej metody statystycznej TD. Jako kryterium „dobroci” procedury przyjęto prawdopodobieństwo podjęcia poprawnej decyzji (w skrócie PCD) czyli prawdopodobieństwa uzyskania podziału zgodnego z rzeczywistością.

W naszym przykładzie bierzemy pod uwagę rozłączne podzbiory dające w sumie cały zbiór taki, że

$$I_1 \cup I_2 \cup \dots \cup I_r = \{1, \dots, k\} \text{ oraz } I_i \cap I_j = \emptyset \text{ dla } i \neq j \quad (1)$$

Zbiory te generują podział  $J = \{I_1, \dots, I_r\}$  zbioru średnich na pewne rozłączne grupy obiektów. Dla takiego podziału  $J$  określamy statystykę testową, która dla każdego  $r$  ma rozkład Lawleya-Hotellinga z parametrami  $(p, k - r, N - k)$  o postaci:

$$T_J^2 = \text{tr}(\mathbf{H}_J \mathbf{E}^{-1}). \quad (2)$$

Gdzie  $\mathbf{H}_J$  jest macierzą średnich sum kwadratów i iloczynów wyrażającą zróżnicowanie średnich w obrębie proponowanego podziału, zaś przez  $\mathbf{E}$  oznaczmy standardową macierz średnich sum kwadratów i iloczynów dla błędu. Zatem macierz  $\mathbf{H}_J = [h_{ij}]_{i,j=1,\dots,p}$  gdzie poszczególne elementy to:

$$h_{ij} = \frac{1}{k-1} \sum_{m=1}^r \sum_{l \in I_m} n_l (\bar{X}_{li} - \bar{X}_{l_m,i})(\bar{X}_{lj} - \bar{X}_{l_m,j}) \quad (3)$$

$\bar{X}_{l_m,i}$  oznacza średnią arytmetyczną  $i$ -tej cechy ze wszystkich obserwacji z grupy  $I_m$  o postaci:

$$\bar{X}_{l_m,i} = \frac{1}{\sum_{j \in I_m} n_j} \sum_{j \in I_m} \sum_{l=1}^p X_{li} \quad (4)$$

Natomiast macierz  $\mathbf{E} = [e_{ij}]_{i,j=1,\dots,p}$  gdzie

$$e_{ij} = \frac{1}{N-k} \sum_{m=1}^k \sum_{l=1}^{n_m} (\bar{X}_{mli} - \bar{X}_{mi})(\bar{X}_{mlj} - \bar{X}_{mj}) \quad (5)$$

Jeżeli poszukiwany podział oznaczmy jako  $I_{(r)}^* = \{I_1^*, \dots, I_r^*\}$  to będzie on takim podziałem zbioru średnich na  $r$  rozłącznych podzbiorów, że wartość statystyki testowej będzie najmniejszą wartością spośród wszystkich statystyk dla podziału na  $r$  grup czyli

$$\text{tr}(H_{I_{(r)}^*} E^{-1}) = \min_{I_{(r)}} \text{tr}(H_{I_{(r)}} E^{-1}) \quad (6)$$

W analizie wykorzystano aproksymację rozkładu statystyki Lowleya-Hotellinga rozkładem  $F^6$  ze względu na łatwość uzyskania wartości krytycznych dla tego rozkładu. Procedura rozpoczyna działanie od  $r = 1$  i liczba  $r$  grup jest zwiększana do momentu zrealizowania nierówności:

$$\text{tr}(H_{I_{(r)}} E^{-1}) \leq cF(\alpha, a, b) \quad (7)$$

gdzie:

$$a = pr; b = 4 + \frac{a+2}{b-1}; B = \frac{(N-k+r-p-1)(N-k-1)}{(N-k-p-3)(N-k-p)}; c = \frac{a(b-2)}{b(N-k-p-1)} \quad (8)$$

Uzyskany w ten sposób podział zbioru średnich jest poszukiwanym podziałem  $I_{(r)}^*$  na  $r$  rozłącznych podzbiorów. Dokładny opis procedury można znaleźć w pracy Pietrzykowskiego<sup>7</sup>.

### Dane i wyniki

W pracy wykorzystano wskaźniki wykorzystywane w analizie ryzyka dla spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie od 04.07.2004 do 11.12.2007. Do analizy wybrano osiem spółek tworząc portfel akcji. Dobór spółek do portfela był w zasadzie losowy, uwzględniono jedynie to aby spółki pochodziły z różnych gałęzi gospodarki. Ten sposób doboru spółek powinien zapewnić jego dywersyfikację, a tym samym w późniejszym badaniu powinniśmy uzyskać portfel akcji różniący się pod względem ryzyka i efektywności. W analizie rozważano następujące spółki: AGORA, PKNORLEN, CERSANIT, TPSA, GTC, KGHM, PBG, PROKOM. W analizie wykorzystano dzienne stopy zwrotu w badanym okresie liczone według następującego wzoru:

$$R_{st} = \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) - 1 \quad (9)$$

gdzie:

$R_{st}$  – stopa zwrotu w okresie  $t$

<sup>6</sup> Ahrens i Läuter 1979

<sup>7</sup> Pietrzykowski R, Zieliński W 2004



$p_t$  – cena papieru wartościowego w okresie  $t$   
 $p_{t-1}$  – cena papieru wartościowego w okresie  $t-1$

Na bazie uzyskanych stóp zwrotu obliczono odpowiednio wskaźniki ryzyka giełdowego spółek. Były to oczekiwana stopa zwrotu, odchylenie standardowe, współczynnik  $\beta$  z modelu Sharpa, oraz wskaźnik Sharpa. Współczynnik  $\beta$  akcji obliczono wykorzystując indeks WIG w celu określenia reakcji stóp zwrotu akcji na stopy zwrotu indeksu charakteryzującego rynek jako całość.

$$\beta = \frac{\sum_{t=1}^n (R_{st} - \bar{R}_s)(R_{it} - \bar{R}_i)}{\sum_{t=1}^n (R_{it} - \bar{R}_i)} \quad (11)$$

gdzie:

$R_{st}$  – stopa zwrotu w okresie  $t$  dla wybranej spółki

$R_{it}$  – stopa zwrotu w okresie  $t$  dla rynku (indeks WIG)

$\bar{R}_s, \bar{R}_i$  – średnie stopy zwrotu odpowiednio dla akcji i rynku.

Odchylenie standardowe uzyskano według następującej formuły:

$$S = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (R_{st} - \bar{R}_s)^2} \quad (12)$$

Do oceny efektywności akcji wybrano wskaźnik Sharpa, który obliczono zgodnie z wzorem:

$$W_s = \frac{\bar{R} - \bar{R}_0}{\bar{S}} \quad (13)$$

gdzie:

$\bar{R}$  – oczekiwana stopa zwrotu

$\bar{R}_0$  – średnia stopa zwrotu pozbawiona ryzyka

$\bar{S}$  – odchylenie standardowe akcji

Wskaźnik ten można być rozumiany jako względna oczekiwana premia za ryzyko czyli jest to stosunek oczekiwanej premii za ryzyko podjęcia niepewnej inwestycji gdzie miarą ryzyka jest odchylenie standardowe stopy zwrotu z tej inwestycji. Do estymacji stopy zwrotu pozbawionej ryzyka zwykle wykorzystuje się bony skarbowe lub prognozy dotyczące przyszłych stóp procentowych NBP i przyszłej inflacji. Do obliczenia średniej stopy zwrotu pozbawionej ryzyka wykorzystano krajowy rynek obligacji skarbowych ze względu na to że są one bardziej stabilne i uwzględniają inflację w dłuższym okresie.

W analizie portfelowej wykorzystano również wskaźnik Treynora, który różni się od wskaźnika Sharpa miarą uwzględnianego ryzyka:

$$W_T = \frac{\bar{R} - \bar{R}_0}{\beta} \quad (14)$$

Jak wspomniano wcześniej tworząc portfel akcji wybrano osiem spółek, biorąc pod uwagę że powinny być to spółki reprezentujące różne branże gospodarki. W portfelu znalazły się spółki zajmujące się produkcją materiałów budowlanych, budownictwem, telekomunikacją, mediami, informatyką, przemysłem chemicznym i metalurgicznym. Część spółek zaistniała na giełdzie stosunkowo niedawno bo dopiero w roku 2004, natomiast niektóre z nich są zarejestrowane już od początku działania giełdy i można powiedzieć, że są to duże spółki, które mają monopol na rynku polskim w swojej branży. Na bazie tak utworzonego portfela chciano stwierdzić, czy ze względu na ryzyko akcji i ich efektywność można powiedzieć, że spółki w tym portfelu różnią się pod względem wykorzystanych czterech wskaźników. Czyli analiza miała na celu sprawdzenie czy spółki, które znalazły się w portfelu reagują się podobnie ze względu na wybrane wskaźniki. W wyniku zastosowania metody TD rozpatrywano wszystkie możliwe dla takiego układu podziały. Zgodnie z wzorem 6 stwierdzono, że najmniejszą wartość statystyki testowej uzyskano dla podziału z jedną grupą zawierającą dwie spółki oraz sześć grup zawierających po jednej spółce. Zaproponowany podział na grupy spółek przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Podział na grupy spółek z wykorzystaniem metody TD.

| Spółki   | Grupy | R      | S      | $W_s$  | $\beta$ |
|----------|-------|--------|--------|--------|---------|
| PKNORLEN | 1     | 0,0948 | 1,9276 | 0,0462 | 1,2919  |
| TPSA     | 1     | 0,0710 | 1,7605 | 0,0321 | 1,2012  |
| AGORA    | 2     | 0,0429 | 1,9488 | 0,0246 | 0,8281  |
| CERSANIT | 3     | 0,1719 | 2,0483 | 0,0640 | 0,6618  |
| GTC      | 4     | 0,1908 | 2,3113 | 0,0686 | 1,0692  |
| KGHM     | 5     | 0,1974 | 2,4259 | 0,0890 | 1,5480  |
| PBG      | 6     | 0,2778 | 1,8222 | 0,1420 | 0,5696  |
| PROKOM   | 7     | 0,0063 | 2,0709 | 0,0042 | 1,0465  |

Źródło: Obliczenia własne.

Jak można zauważyć większość spółek różni się ze względu na zastosowane wskaźniki. Tylko dwie spółki nie dało się rozróżnić i zostały one zaliczone do jednej grupy (PKNORLEN i TPSA), pozostałe spółki tworzą grupy jednoelementowe. Dwie spółki, które znalazły się w tej samej grupie są spółkami dużych firm, które uzyskały w badanym okresie podobne wyniki jeżeli chodzi o oczekiwaną stopę zwrotu, współczynnik  $\beta$ , odchylenie standardowe oraz

wskaźnik Sharpa. Spośród badanych spółek najwyższą stopę zwrotu ma PBG, a najniższą PROKOM. Jeżeli chodzi o ryzyko mierzone odchyleniem standardowym to największą wartość uzyskał KGHM, a następnie GTC. Jednak można stwierdzić, że odchylenia standardowe dla poszczególnych spółek są do siebie zbliżone. Dlatego wydaje się sensownym porównanie dla tych spółek wskaźnika Sharpa i tak: najniższą wartość tego wskaźnika uzyskał PROKOM. Mogłoby to być pewną wskazówką czy inwestycja w tą spółkę ma sens<sup>8</sup>

W dalszej części analizowano dwa portfele akcji w celu porównania ich efektywności i ryzyka. Portfel pierwszy składał się z ośmiu badanych spółek, a z portfela drugiego usunięto spółki które znalazły się w tej samej grupie (PKNORLEN, TPSA) zawierał więc on sześć spółek. Do porównania wybrano również indeks WIG jako wskaźnik rynku finansowego. Wybrane wskaźniki dla tych dwóch portfeli zestawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Wybrane wskaźniki ekonomiczne dla dwóch portfeli inwestycyjnych oraz WIG-u.

| Wskaźniki ekonomiczne  | Portfel 1 | Portfel 2 | WIG    |
|------------------------|-----------|-----------|--------|
| Stopa zwrotu           | 0,1380    | 0,1574    | 0,1246 |
| Odchylenie standardowe | 1,2800    | 1,3265    | 1,1427 |
| Współczynnik $\beta$   | 1,0062    | 0,9523    | 1,1680 |
| Wskaźnik Treynora      | 0,1164    | 0,1434    | 0,1037 |
| Wskaźnik Sharpa        | 0,0915    | 0,1030    | 0,0908 |

Zródło: Obliczenia własne

Analizując uzyskane portfele akcji widać, że mają one wyższą stopę zwrotu niż stopa zwrotu WIG-u, który opisuje rynek finansowy (0,1246) i tak dla pierwszego portfela 0,1380, a dla drugiego 0,1574. Jeżeli chodzi o ryzyko mierzone odchyleniem standardowym to jest ono wyższe dla obu portfeli w stosunku do WIG-u. Najniższy współczynnik  $\beta$  uzyskano dla drugiego portfela akcji (0,9523), ale jest on zbliżony do współczynników  $\beta$  dla portfela pierwszego i dla WIG-u. Należało by się więc analizować uzyskane współczynniki  $\beta$  dla poszczególnych akcji (tabela 1) i tak najniższy współczynnik mają akcje PBG (0,5696), a następnie CERSANIT (0,6618) i AGORA (0,8281). Uzyskane

<sup>8</sup> PROKOM zawiesił swoje akcje od 31 marca 2008 roku ze względu na połączenia spółki ze spółką Asseco Poland S.A

współczynniki są poniżej wartości współczynnika  $\beta$  dla indeksu rynkowego oraz są niższe od jedynki co wskazywałoby, że te stopy zwrotu tych akcji powinny być mało podatne na działanie rynku (akcje defensywne). Akcje spółek GTC i PROKOM są idealnie skorelowane z rynkiem. Natomiast akcje spółki KGHM (1,5480) są akcjami bardzo podatnymi na reakcję rynku (akcje agresywne). Jeżeli chodzi o wskaźnik Sharpa to dla obu portfeli jest on wyższy niż dla indeksu giełdowego czyli możemy się spodziewać, że portfel drugi ma mniejsze ryzyko niż portfel pierwszy wynika to z uzyskanej wyższej stopy zwrotu. Jednak różnice wskaźnika Sharpa dla poszczególnych portfeli są minimalne.

Analizując współczynniki Sharpa dla poszczególnych spółek (tabela 1), największą wartość tego współczynnika uzyskały akcje PBG (0,1434). Jeżeli porównalibyśmy poszczególne spółki ze względu na związane z nimi ryzyko określone odchyleniem standardowym to można powiedzieć, że inwestując w akcje PBG możemy się spodziewać największej premii za poniesione ryzyko. Natomiast pozostałe spółki giełdowe uzyskały wskaźnik Sharpa niższy niż ten wskaźnik dla WIG-u co może sugerować, że inwestycja w te spółki w dłuższym okresie czasu może nie przynosić odpowiednich korzyści, jeżeli inwestowalibyśmy w portfele zawierające tylko po jednej spółce. Natomiast utworzenie portfela składającego się z sześciu spółek powinno zniwelować ponoszone przez nas ryzyko. Dla poszczególnych portfeli policzono jeszcze wskaźnik Treynora (tabela 2), aby potwierdzić wysuwane wnioski. Jak można zauważyć wskaźnik ten dla obu portfeli jest wyższy niż dla WIG-u, czyli efektywność tych portfeli jest wyższa niż efektywność rynku. Wydaje się więc, że inwestycja w portfel drugi powinna przynieść wymierne korzyści.

### Podsumowanie

Wielowymiarowe metody taksonomiczne służą do uzyskania podziału akcji na konkretne grupy obiektów w powyższym przypadku wielowymiarowa metoda statystyczna TD miała za zadanie sprawdzenie czy akcje, które wybraliśmy do naszego portfela różnią się między sobą ze względu na wybrane miary ryzyka i efektywności. Wykorzystując metodę TD udało się stwierdzić, że spółki, które weszły w skład portfela różnią się ze względu na analizowane miary ryzyka i efektywności. Metoda TD wykorzystuje kompleksowo informacje

jakie niosą ze sobą analizowane dane statystyczne to znaczy zmienność oraz wzajemne powiązania w odróżnieniu od wielu innych metod taksonomicznych.

W konsekwencji wykorzystując metodę TD uzyskano portfel akcji o niższym ryzyku i wyższej efektywności w stosunku do portfela wyjściowego, a także w stosunku do rynku. Wydaje się, że zastosowanie tej metody może być pomocne w stwierdzeniu, że uzyskany portfel akcji został "poprawnie" zdywersyfikowany.

### Literatura

1. Ahrens H., Läuter J., *Wielowymiarowa analiza wariancji*, PWN, Warszawa, 1979.
2. Łuniewska M., Tarczyński W., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*, Inwestycje, PWN Warszawa, 2006.
3. Pietrzykowski R., *Zastosowanie metod taksonomicznych do analizy cen papierów wartościowych*. Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych. Wydawnictwo SGGW. 2005, tom. V.
4. Pietrzykowski R., Kobus P., *Zastosowanie modyfikacji metody k-średnich w analizie portfelowej*. Zeszyty Naukowe SGGW, Ekonomia i Organizacja Gospodarki Żywnościowej, 2006, Nr. 60.
5. Pietrzykowski R., Kobus P., *Zastosowanie metody k-medoidów do budowy portfela akcji*, Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych, VIII, 2007.
6. Pietrzykowski R., Zieliński W., *A new procedure of multivariate multiple comparisons*, Acta Universitatis Lodzensis, Folia Oeconomica, 2004, vol. 175
7. Tarczyński W., Mojsiewicz M., *Zarządzanie ryzykiem*. PWE, 2001.

### STRESZCZENIE

W pracy zaprezentowano zastosowanie wielowymiarowej metody statystycznej (TD) do zbadania efektywności i ryzyka portfela akcji. Analiza dotyczyła ośmiu spółek notowanych na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych w okresie od 04.07.2004 do 11.12.2007. W analizie rozważano następujące spółki: AGORA, PKNORLEN, CERSANIT, TPSA, GTC, KGHM, PBG, PROKOM. Jako wskaźniki ryzyka i efektywności zastosowano: stopę zwrotu, odchylenie standardowe, współczynnik  $\beta$ , wskaźnik Sharpa i Treynora. W wyniku zastosowania metody TD udało się potwierdzić, że akcje tworzące portfel inwestycyjny w inny sposób reagują na zmiany

rynkowe. Udało się również stwierdzić, że uzyskany portfel akcji badanym okresie był bardziej efektywny niż efektywność rynku mierzona indeksem WIG.

## **ESTIMATE STOCK INVESTMENT RISK IN THE PORTFOLIO ANALYSIS**

### **SUMMARY**

In the paper examples of application of the new multidimensional method TD to the investment portfolio efficiency and risk were discussed. Analysis conducted between 4.07.2004 and 11.12.2007 included 8 companies listed on GPW in Warsaw. Diagnostic variables were: standard deviation,  $\beta$  coefficient, Sharp's and Treynor's coefficients. The result of the analysis can be used by investors to confirmation of good division of companions.

*Translated by R. Pietrzykowski*

*Dr inż. Robert Pietrzykowski*  
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego  
robert\_pietrzykowski@sggw.pl

TOMASZ PISULA

**OCENA EFEKTYWNOŚCI DŁUGOTERMINOWYCH PROGNOZ DLA  
WARTOŚCI ZAGROŻONEJ (VaR) WYZNACZONYCH Z  
WYKORZYSTANIEM METODOLOGII CLEARHORIZON™**

**Wstęp**

Istnieje duże zapotrzebowanie na modele umożliwiające mierzenie i ocenę ryzyka rynkowego w długich horyzontach czasu, niejednokrotnie przekraczających nawet okresy 2 letnie. Dla wielu inwestorów giełdowych znacznie ważniejsza jest ocena ryzyka potencjalnych strat w wartości ich portfeli inwestycyjnych w długim horyzoncie czasu, niż oszacowanie ryzyka krótkoterminowego. Zapotrzebowanie na modele prognoz długookresowych jest także bardzo duże wśród instytucji zarządzających różnego rodzaju funduszami inwestycyjnymi lub otwartymi funduszami emerytalnymi. Głównym źródłem ich ryzyka są zmiany rynkowe cen aktywów finansowych, w które te fundusze inwestują, często w długoletnim horyzoncie czasu.

Wychodząc na przeciw tym zapotrzebowaniom w 2000 r. *RiskMetrics®* zaproponowało nową metodologię oceny ryzyka rynkowego, z wykorzystaniem miary zagrożenia *Value at Risk (VaR)*, dla długoterminowych inwestycji finansowych (o horyzoncie czasowym przekraczającym okres 24 miesięcy). Metodologia obliczania prognoz długoterminowych dla wartości zagrożonej *VaR* została opublikowana w dokumencie technicznym<sup>1</sup> i otrzymała nazwę *ClearHorizon™*. Artykuł jest kontynuacją prowadzonych już wcześniej analiz<sup>2</sup> nad moż-

---

<sup>1</sup> Kim J., Mina J., *ClearHorizon™ Technical Document. Forecasting methodology for horizons beyond two years*, Risk Metrics Group, New York 2000, s. (1-31).

<sup>2</sup> Pisula T., Mentel G., *Prognozy długookresowe dla wartości zagrożonej Value at Risk w ocenie ryzyka inwestowania w akcje*, [w:] Ronka-Chmielowiec W., Jajuga K. [red.], *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*. Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław 2007, s. (308-315).

liwością zastosowania w praktyce omawianej metodologii na polskim rynku finansowym. Celem artykułu jest próba odpowiedzi na pytanie: na ile skuteczne i efektywne są prognozy długoterminowe dla wartości zagrożonej  $VaR$  obliczone z wykorzystaniem tej metodologii.

### Teoretyczne podstawy metodologii *ClearHorizon*<sup>TM</sup>

Wartość zagrożona ( $VaR$ ), należąca do grupy miar zagrożenia jest obecnie bardzo często stosowaną w praktyce miarą ryzyka rynkowego. Określa ona taką stratę w wartości rynkowej (np. instrumentu czy portfela), dla której prawdopodobieństwo zdarzenia, że rzeczywiste straty będą w zadanym horyzoncie czasu jeszcze większe (przekroczą prognozowaną wartość  $VaR$ ) jest dostatecznie małe i równe pewnemu zadanemu poziomowi tolerancji ( $\alpha > 0$ ).

Definicję tę można zapisać następująco<sup>3</sup>:

$$P(ZS_{t,k} = V_{t+k} - V_t \leq VaR_k^{ZS<0}) = \alpha, \quad (1)$$

gdzie:  $ZS_{t,k}$  – funkcja zysków ( $ZS_{t,k} > 0$ ) lub strat ( $ZS_{t,k} < 0$ ) w wartości rynkowej  $V_{t+k}$  (np. portfela), w momencie czasu odległym o  $k$  okresów od chwili obecnej  $t$ ,  $VaR_k^{ZS<0} < 0$  – wartość zagrożona dla horyzontu czasu  $k$  okresów, obliczona dla potencjalnych strat.

Przez analogię można podać podobną definicję dla prognozowanych zysków:

$$P(ZS_{t,k} = V_{t+k} - V_t \geq VaR_k^{ZS>0}) = \alpha, \quad (2)$$

gdzie:  $VaR_k^{ZS>0} > 0$  – wartość zagrożona dla horyzontu czasu  $k$  okresów, obliczona dla potencjalnych zysków.

Metodologia *ClearHorizon*<sup>TM</sup> jest jedną z metod parametrycznych obliczania prognoz długoterminowych dla wartości zagrożonej  $VaR$ . Wykorzystuje ona model hybrydowy, będący optymalną mieszaniną dwóch podstawowych modeli szeregów czasowych: błędzenia losowego (*random walk*) i powracania do średniej (*mean reversion*).

W modelu błędzenia losowego<sup>4</sup> zakłada się, że wahania dla logarytmicznych (przyszłych) wartości instrumentów finansowych:  $p_{t+k} = \ln(V_{t+k})$ , w momencie czasu  $t+k$ , odległym o  $k$  okresów od chwili obecnej są zmienną losową

<sup>3</sup> Jajuga K., *Miary ryzyka rynkowego – część trzecia. Miary zagrożenia*. Rynek Terminowy, 2000, nr 8, s. (112-116).

<sup>4</sup> Pisula T., Mentel G., *Prognozy długookresowe ...*, op. cit., s. (309).



o rozkładzie normalnym:  $p_{t+k} \sim N(\mu_k^{RW}, \sigma_k^{RW})$ . Parametry tego rozkładu można wyznaczyć ze wzorów:

$$\mu_k^{(RW)} = p_t + k \cdot \mu, \quad \sigma_k^{2(RW)} = k \cdot \sigma^2, \quad (3)$$

gdzie:  $\mu$  – jest parametrem dryfu (trendu) dla jednookresowych zmian:

$$p_t - p_{t-1} = \mu + \sigma \cdot \varepsilon_t, \quad (4)$$

dla logarytmicznych wartości modelowanych instrumentów finansowych, zaś  $\sigma$  – jest parametrem zmienności (odchyleniem standardowym) dla tych wahań,  $\varepsilon_t \sim N(0,1)$  – zakłócenia losowe o rozkładzie normalnym standaryzowanym.

W modelu rewersji do średniej<sup>5</sup> zakłada się, że wahania logarytmicznych (przyszłych) wartości badanych instrumentów finansowych:  $p_{t+k} = \ln(V_{t+k})$ , w momencie czasu  $t+k$ , odległym o  $k$  okresów od chwili obecnej są zmienną losową o rozkładzie normalnym:  $p_{t+k} \sim N(\mu_k^{MRev}, \sigma_k^{MRev})$ . Parametry tego rozkładu można wyznaczyć ze wzorów:

$$\mu_k^{(MRev)} = \frac{\alpha_0(1-\gamma^k)}{1-\gamma} + \frac{\beta}{1-\gamma} \left[ (t+k) - \gamma^k(t+1) - \frac{\gamma(1-\gamma^{k-1})}{1-\gamma} \right] + \gamma^k \cdot p_t, \quad (5)$$

$$\sigma_k^{2(MRev)} = \frac{\sigma^2(1-\gamma^{2k})}{1-\gamma^2},$$

gdzie:  $\alpha_0 = \theta \cdot p_0 + \mu(1-\theta)$ ,  $\beta = \mu \cdot \theta$ ,  $\gamma = 1-\theta$ ,  $p_0 = \ln(V_0) = \bar{p}$ ,  $\theta \in [0,1]$  – jest parametrem określającym prędkość rewersji (powracania do średniej),  $\mu$  – jest parametrem trendu, zaś  $\sigma$  – jest parametrem zmienności (odchyleniem standardowym) dla jednookresowych zmian:

$$p_t = p_{t-1} + \mu + \theta[p_0 + \mu(t-1) - p_{t-1}] + \sigma \cdot \varepsilon_t = \alpha_0 + \beta \cdot t + \gamma \cdot p_{t-1} + \sigma \cdot \varepsilon_t, \quad (6)$$

dla logarytmicznych wartości modelowanych instrumentów finansowych,  $\varepsilon_t \sim N(0,1)$  – zakłócenia losowe o rozkładzie normalnym standaryzowanym.

Dla modelu błędzenia losowego oraz powracania do średniej można wyznaczyć jak szybko zmienia się w czasie ich wariancja, w zależności od długości horyzontu prognozy  $k$ . W tym celu w metodologii zaproponowanej przez *RiskMetrics®* wprowadzono wskaźnik *Variance Ratio (VR)*, zdefiniowany następująco:

$$VR_k = \frac{\sigma_k^2}{k \cdot \sigma_1^2}. \quad (7)$$

<sup>5</sup> *Ibidem*, s. (310)

Na podstawie analizy wartości wskaźnika *Variance Ratio* wynika, że zmienność dowolnego szeregu czasowego, opisującego fluktuację wartości badanego instrumentu finansowego można modelować odpowiednim modelem hybrydowym, który jest optymalną mieszaniną modeli *random walk* (RW) i *mean reversion* (MRev). Wagi  $\omega \in [0,1]$  oraz  $(1-\omega) \in [0,1]$  w modelu hybrydowym są dobierane w taki sposób, aby jak najlepiej skalibrować wariancję dla modelu hybrydowego, w stosunku do obserwowanej wariancji historycznej. Wariancję historyczną dla horyzontu czasowego  $k$  okresów wyznacza się korzystając ze wzoru:

$$\sigma_k^2 = \frac{n}{(n-k)(n-k+1)} \sum_{t=k+1}^n (p_t - p_{t-k} - k \cdot \bar{r}_1)^2, \quad (8)$$

gdzie:  $n$  – liczba dostępnych obserwacji historycznych,  $\bar{r}_1$  – jest średnią wartością dla miesięcznych logarytmicznych stóp zwrotu:  $r_{t,1} = p_t - p_{t-1}$ ,  $t = 2, \dots, n$  badanych aktywów finansowych

Wagi dla modelu hybrydowego wyznacza się (korzystając ze wskaźnika *Variance Ratio* - VR) rozwiązując zadanie optymalizacyjne:

$$\sum_{k=1}^S \left( VR_k^{(Hist)} - \omega \cdot VR_k^{(RW)} - (1-\omega) \cdot VR_k^{(MRev)} \right)^2 \rightarrow \min, \quad (9)$$

gdzie:  $VR_k^{(Hist)}$  – jest wskaźnikiem *Variance Ratio*, dla wariancji historycznej (obliczonym na podstawie wzorów (7) i (8)), zaś  $VR_k^{(RW)}$  i  $VR_k^{(MRev)}$  – są analogicznymi wskaźnikami dla modelu błędzenia losowego i rewersji do średniej (obliczonymi na podstawie wzorów (3), (5) i (7)).

W modelu hybrydowym zakłada się, że wahania logarytmicznych (przyszłych) wartości badanych instrumentów finansowych:  $p_{t+k} = \ln(V_{t+k})$ , w momencie czasu  $t+k$ , odległym o  $k$  okresów od chwili obecnej podlegają rozkładowi normalnemu:  $p_{t+k} \sim N(\mu_k^{Mix}, \sigma_k^{Mix})$ . Za parametr średniej przyjmuje się  $\mu_k^{Mix} = \mu_k^{MRev}$ , który można wyznaczyć ze wzoru (5). Parametr odchylenia standardowego można natomiast wyznaczyć ze wzoru:

$$\sigma_k^{Mix} = \omega \cdot \sigma_k^{RW} + (1-\omega) \cdot \sigma_k^{MRev}. \quad (10)$$

Ponieważ logarytmy  $p_{t+k} = \ln(V_{t+k})$  podlegają rozkładowi normalnemu, to  $V_{t+k}$ , a tym samym  $ZS_{t,k}$  podlega rozkładowi logarytmiczno-normalnemu, którego parametry można teraz stosunkowo łatwo oszacować, korzystając z otrzymanych wcześniej oszacowań dla rozkładu normalnego.

Na podstawie definicji wartości zagrożonej (1) prognozy długoterminowe dla wartości zagrożonej  $VaR$ , dla potencjalnych strat (np. dla wartości portfela) oblicza się ze wzoru:

$$VaR_k^{ZS<0} = e^{(\mu_k + Z_\alpha \cdot \sigma_k)} - V_t, \quad (11)$$

gdzie:  $\mu_k = \mu_k^{Mix} = \mu_k^{M Rev}$  i  $\sigma_k = \sigma_k^{Mix}$  – są prognozami wyznaczonymi ze wzorów (5) oraz (10), odpowiednio dla wartości średniej oraz odchylenia standardowego, zaś  $Z_\alpha$  – jest kwantylem rzędu  $\alpha$  dla rozkładu standaryzowanego normalnego.

Podobnie na podstawie wzoru (2) prognozy długookresowe dla wartości zagrożonej  $VaR$ , dla potencjalnych zysków oblicza się ze wzoru:

$$VaR_k^{ZS>0} = e^{(\mu_k + Z_{1-\alpha} \cdot \sigma_k)} - V_t, \quad (12)$$

gdzie:  $\mu_k$  i  $\sigma_k$  interpretuje się podobnie jak we wzorze (11), zaś  $Z_{1-\alpha}$  – jest kwantylem rzędu  $1-\alpha$  dla rozkładu normalnego standaryzowanego.

#### Wykorzystanie modelu hybrydowego w ocenie ryzyka inwestowania w akcje

Rozpatrzmy portfel składający się z akcji 5 spółek notowanych na GPW w Warszawie. Jest to portfel utworzony w 25.05.1995 i składa się z: 705 akcji spółki Bank Millenium, 40 akcji spółki Dębica, 88 akcji spółki Irena, 52 akcji spółki Stal-Export oraz 52 akcji spółki Swarzędz. Zakłada się, że skład portfela w przyszłości nie ulega zmianie, zmieniają się tylko ceny notowań spółek tworzących ten portfel.

Dla rozpatrywanego przykładowego portfela akcji wyznaczono długookresowe prognozy  $VaR$ , dla potencjalnych strat lub zysków w jego wartości. Prognozy wsteczne wyznaczono w dwóch przypadkach: dla wartości portfela w dniu 22.07.2003 (wynoszącej 7130,1zł) i horyzontu prognozy  $k=72$  miesięcy (okres 6 lat) oraz dla wartości portfela dniu 20.06.2007 (wynoszącej 16529,8zł) przy horyzoncie prognozy wynoszącym  $k=24$  miesięcy (okres 2 lat).

Procedura wyznaczania długoterminowych prognoz dla wartości zagrożonej  $VaR$  dla przykładowego portfela akcji, z zastosowaniem omawianego modelu hybrydowego przebiegała następująco:

1. Na podstawie notowań miesięcznych spółek tworzących portfel wyznaczono wartości symulowanego portfela akcji w okresie od 25.05.1995 do 23.01.2008 (152 miesięczne obserwacje).

2. Obliczono oszacowania parametrów modelu *random walk* (RW) (model (4)) oraz *mean reversion* (MRev) (model (6)).

Dla prognoz w dniu 22.07.2003 oszacowania obliczono na podstawie 98 dostępnych obserwacji historycznych, dla wartości symulowanego portfela, zaś dla prognoz w dniu 20.06.2007 obliczone oszacowania były wyznaczone w oparciu o 145 dostępne obserwacje historyczne.

Otrzymane oszacowania przedstawia tabela 1. W tabeli 1 podano także wartości statystyki Chowa, dla testu stałości wartości oszacowanych parametrów w okresie prognozy, na który będą wyznaczane prognozowane wartości *VaR*. Wykorzystano tutaj statystykę testową postaci<sup>6</sup>:

$$Chow_T = \frac{[SS^* - (SS_1 + SS_2)]/k}{(SS_1 + SS_2)/(T^* - 2 \cdot k)}, \quad (13)$$

gdzie:  $SS^*$  – suma kwadratów reszt dla modelu *random walk* (wzór (4)) lub modelu *mean reversion* (wzór (6)), dla oszacowań parametrów obejmujących wszystkie  $T^* = 152$  dostępne obserwacje,  $SS_1$  – suma kwadratów reszt odpowiedniego modelu dla oszacowań parametrów obejmujących tylko okres próby ( $T = 98$  lub  $T = 145$  obserwacje),  $SS_2$  – suma kwadratów reszt odpowiedniego modelu dla oszacowań parametrów obejmujących okres po próbie (odpowiednio obserwacje od  $T=99$  do  $T=152$  oraz od  $T=146$  do  $T=152$ ), na który wyznaczane są prognozy *VaR*,  $k$  – liczba szacowanych metodą najmniejszych kwadratów parametrów modelu wraz z wyrazem wolnym.

Statystyka (13) posiada rozkład *F* – *Snedecora* ze stopniami swobody  $(k, T^* - 2 \cdot k)$ . Zatem dla modelu błędzenia losowego (RW), gdzie tylko jeden parametr jest szacowany metodą najmniejszych kwadratów, wartość krytyczna dla poziomu istotności 0,05 wynosi  $F^*(1, 150) = 3,9$ , zaś dla modelu rewersji do średniej (MRev), gdzie aż trzy parametry są szacowane metodą najmniejszych kwadratów wartość krytyczna wynosi  $F^*(3, 146) = 2,67$ . Hipotezę, że oszacowane parametry modeli nie zmieniły swoich wartości w okresie na który przeprowadzana jest prognoza należy odrzucić, gdy wartość obliczonej statystyki Chowa jest większa lub równa od odczytanej z tablic wartości krytycznej. Z tabeli (tab. 1) wynika, że oszacowane parametry

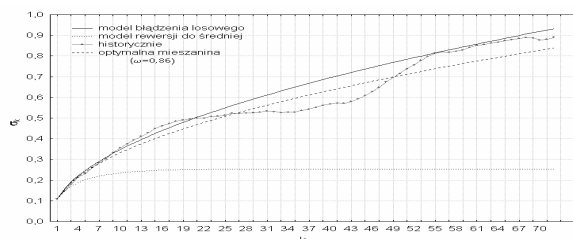
<sup>6</sup> Chow G. C., *Test of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions*. Econometrica, 1960, nr 28(3), s. (591-605).

try modelu powracania do średniej są stabilne, także na okres prognozy, zaś parametry modelu błędzenia losowego dla prognozy wyznaczonej w dniu 20.06.2007 nie są stabilne. Ma to oczywiście wpływ na jakość otrzymanych prognoz VaR dla przykładowego portfela akcji (zob. rys. 2).

Tabela 1. Oszacowania parametrów modeli *random walk* i *mean reversion* dla analizowanego przykładowego portfela akcji

| Parametry obliczone w dniu 22.07.2003 |                    |                   |                 |                  | Statystyka testu Chowa |
|---------------------------------------|--------------------|-------------------|-----------------|------------------|------------------------|
| Model (RW)                            | $\mu = 0,0009$     | $\sigma = 0,109$  |                 |                  | $\text{Chow}_T = 0,07$ |
| Model (MRev)                          | $\alpha_0 = 0,856$ | $\beta = -0,0005$ | $\gamma = 0,91$ | $\sigma = 0,107$ | $\text{Chow}_T = 0,86$ |
| Parametry obliczone w dniu 20.06.2007 |                    |                   |                 |                  | Statystyka testu Chowa |
| Model (RW)                            | $\mu = 0,0064$     | $\sigma = 0,099$  |                 |                  | $\text{Chow}_T = 4,59$ |
| Model (MRev)                          | $\alpha_0 = 0,374$ | $\beta = 0,0002$  | $\gamma = 0,96$ | $\sigma = 0,099$ | $\text{Chow}_T = 0,74$ |

Źródło: opracowanie własne



Rys. 1. Wartości parametru zmienności  $\sigma_k$  dla modelu błędzenia losowego, rewersji do średniej i modelu hybrydowego, w porównaniu do oszacowanej zmienności historycznej.

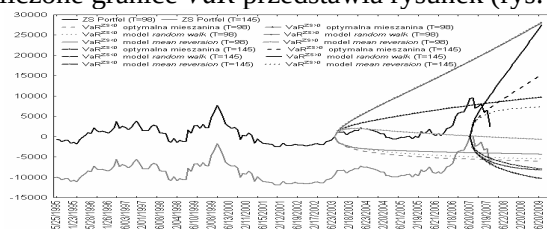
Źródło: opracowanie własne

- W oparciu o obliczone wartości parametrów dla obu modeli obliczono prognozy dla długookresowej zmienności  $\sigma_k^2$  (wzór (3) – model błędzenia losowego oraz wzór (5) – model rewersji do średniej). Następnie wyznaczono długookresową zmienność historyczną ze wzoru (8). Korzystając ze wskaźnika *Variance Ratio* (wzór (7)) rozwiązano zadanie optymalizacyjne (9), uzyskując w ten sposób wagi<sup>7</sup> dla optymalnej mieszanki modelu błędzenia losowego i powracania do średniej. Następnie obliczono oszacowania dla  $k$  okresowej zmienności w modelu hybrydowym, z wykorzystaniem wzoru 10). Rys. 1 przedstawia porównanie oszacowanej  $k$  miesięcznej zmienności

<sup>7</sup> wynoszące odpowiednio  $\omega = 0,86$  i  $(1 - \omega) = 0,14$  dla prognozy wyznaczonej w dniu 22.07.2003 oraz  $\omega = 1$  i  $(1 - \omega) = 0$  dla prognozy wyznaczonej w dniu 20.06.2007.

dla modelu błędzenia losowego, rewersji do średniej i modelu hybrydowego w porównaniu do oszacowanej zmienności historycznej.

4. Na podstawie wzorów (11) oraz (12) wyznaczono 72 miesięczne granice *VaR* dla potencjalnych strat i zysków badanego portfela (dla wartości portfela w dniu 22.07.2003 – obserwacja  $T=98$ ) oraz analogiczne 24 miesięczne granice *VaR* (dla wartości tego portfela w dniu 20.06.2007 – obserwacja  $T=145$ ). Obliczone granice *VaR* przedstawia rysunek (rys. 2).



Rys. 2. Prognozowane granice *VaR* (poziom tolerancji 5%) dla potencjalnych strat (zysków) w wartości symulowanego portfela akcji (obliczone w dniu 22.07.2003 i 20.06.2007) dla modelu hybrydowego, błędzenia losowego oraz rewersji do średniej.

Źródło: opracowanie własne.

#### Empiryczna analiza dokładności prognoz dla modelu hybrydowego

Aby zbadać na ile efektywne i skuteczne są oszacowania dla prognozowanych granic *VaR* z zastosowaniem modelu hybrydowego, przeprowadzono badania empiryczne weryfikujące jakość tych oszacowań. Korzystając z testu liczby przekroczeń przeprowadzono testowanie wsteczne, dla obliczonych z wykorzystaniem omawianej metodologii długoterminowych prognoz wstecznych, dla wartości zagrożonej *VaR* dla kursów 32 spółek giełdowych<sup>8</sup> notowanych na GPW w Warszawie i mających dostatecznie długą historię notowań. Szeregi czasowe na podstawie których przeprowadzono testowanie wsteczne zawierały miesięczne notowania tych spółek w okresie od 25.05.1995 do 20.06.2007. Dla każdej spółki wyznaczono „kroczące” prognozy wsteczne dla długookresowych dolnych granic *VaR*, począwszy od 17.09.2002 (parametry

<sup>8</sup> Alma Markets, Bank BPH, Bank Millennium, Bre-Bank, Budimex, Bz-Wbk, Dębica, DZ Bank Polska, Efekt, Elektrim, Elektromontaż-Ex, Fortis-Bank, Indykpol, ING Bank Śląski, Irena, Jutrzenka, Kable SFK, Kredyt Bank, Krosno, Mostostal Export, Mostostal W-wa, Mostostal Zabrze, Novita, Prochem, Próchnik, Provimi Rolimpex, Rafako, Remak, Stalexport, Swarzędz, Vistula, Żywiec.

modeli szacowano w oparciu o 88 historyczne wartości każdego szeregu czasowego, zaś prognozy wyznaczane były na kolejne 57 obserwacje historyczne – niemal 5 letni horyzont prognoz wstecznych), a skończywszy na 21.06.2005 (parametry modeli szacowano w oparciu o 121 historyczne wartości każdego szeregu czasowego, zaś prognozy wyznaczane były na kolejne 24 obserwacje historyczne – 2 letni horyzont prognoz wstecznych).

Efektywność obliczonych prognoz wstecznych zbadano z wykorzystaniem testu liczby przekroczeń, dla którego statystyka testowa podana jest wzorem<sup>9</sup>:

$$Z = \frac{X - N \cdot \alpha}{\sqrt{N \cdot \alpha \cdot (1 - \alpha)}}, \quad (14)$$

gdzie:  $X$  – liczba przekroczeń prognozowanych granic  $VaR$  dla badanego modelu,  $N$  – liczba prognoz objętych testem wstecznym,  $\alpha$  – wymagany poziom tolerancji dla prognozowanych granic  $VaR$ .

Statystyka testowa  $Z$  dla dostatecznie dużej wartości  $N$  posiada rozkład normalny standaryzowany. Najczęściej model uznaje się jako niewłaściwy i należy go odrzucić, jeżeli obliczona ze wzoru (14) wartość statystyki przekracza wartość progową, będącą kwantylem rzędu  $q_{1-\alpha}$  dla rozkładu  $N(0,1)$ . Czasami jednak zbyt mała liczba przekroczeń świadczy o tym, że prognozowane granice  $VaR$  są zbyt obszerne, a zastosowany w prognozie model źle skalibrowany. W tej sytuacji można przeprowadzić test dwustronny, w którym wyznacza się dwie wartości progowe:  $-q_{1-\alpha}$  oraz  $q_{1-\alpha}$ . Jeżeli obliczona ze wzoru (14) wartość statystyki dla testu liczby przekroczeń  $-q_{1-\alpha} \leq Z_{obl} \leq q_{1-\alpha}$ , to testowany model uznaje się za właściwy i dobrze skalibrowany. Oczywiście dla  $Z_{obl} > q_{1-\alpha}$  model należy odrzucić jako niewłaściwy, a dla  $Z_{obl} < -q_{1-\alpha}$  jako właściwy, ale słabo skalibrowany. Dla testu dwustronnego ufność (wynosząca  $1 - 2 \cdot \alpha$ ) zapewnia, że poprawny model nie zostanie błędnie odrzucony.

Tabela 2 przedstawia podsumowanie wyników badań dotyczących skuteczności prognoz długookresowych dla wartości zagrożonej na poziomach tolerancji:  $\alpha=5\%$ ,  $\alpha=1\%$  oraz  $\alpha=10\%$ , obliczonych z zastosowaniem modelu będącego optymalną mieszaniną modeli  $RW$  i  $MRev$ . W tabeli przedstawiono wyniki jakości modeli, otrzymane dla prognoz wstecznych obliczonych w dwóch wariantach. Wariant 1 dotyczył wszystkich przypadków prognozy (bez badania stabil-

<sup>9</sup> Best P., *Wartość narażona na ryzyko. Obliczanie i wdrażanie modelu VaR*. Dom Wydawniczy ABC, Kraków 2000, s. (108).

ności oszacowań parametrów modeli na okres prognozy). W wariancie 2 brano pod uwagę tylko prognozy dla tych przypadków, w których oszacowane parametry modeli nie zmieniały się w okresie prognozowanym (na podstawie przeprowadzonego testu Chowa – wzór (13)).

Tabela 2. Dokładność prognoz dla modelu hybrydowego w porównaniu do modelu błędzenia losowego i rewersji do średniej

|                                                      |                                                              |      |      |                                                               |       |      |
|------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------|------|------|---------------------------------------------------------------|-------|------|
|                                                      | Wszystkie przypadki:<br>liczba prognoz: 44064<br>(wariant 1) |      |      | Stabilne oszacowania:<br>liczba prognoz: 19620<br>(wariant 2) |       |      |
| Poziom tolerancji $\alpha = 5[\%]$                   |                                                              |      |      |                                                               |       |      |
| Dopuszczalna liczba przekroczeń<br>(test dwustronny) | [2128–2278]                                                  |      |      | [931–1031]                                                    |       |      |
| Model                                                | RW                                                           | MRev | MiX  | RW                                                            | MRev  | MiX  |
| Procent przekroczeń [%]                              | 1,6                                                          | 4,4  | 2,7  | 2,6                                                           | 6,4   | 4,3  |
| Liczba przekroczeń:                                  | 727                                                          | 1959 | 1214 | 519                                                           | 1259  | 847  |
| Statystyka testowa Z =<br>(wartość graniczna: 1,65)  | -32                                                          | -5,3 | -21  | -15                                                           | 9,1   | -4,4 |
| Poziom tolerancji $\alpha = 1[\%]$                   |                                                              |      |      |                                                               |       |      |
| Dopuszczalna liczba przekroczeń<br>(test dwustronny) | [393–489]                                                    |      |      | [164–228]                                                     |       |      |
| Model                                                | RW                                                           | MRev | MiX  | RW                                                            | MRev  | MiX  |
| Procent przekroczeń [%]                              | 0,1                                                          | 2    | 0,7  | 0,1                                                           | 2,6   | 0,9  |
| Liczba przekroczeń:                                  | 61                                                           | 888  | 323  | 22                                                            | 520   | 172  |
| Statystyka testowa Z =<br>(wartość graniczna: 2,33)  | -18                                                          | 21,4 | -5,6 | -12                                                           | 23    | -1,7 |
| Poziom tolerancji $\alpha = 10[\%]$                  |                                                              |      |      |                                                               |       |      |
| Dopuszczalna liczba przekroczeń<br>(test dwustronny) | [4326–4487]                                                  |      |      | [1909–2015]                                                   |       |      |
| Model                                                | RW                                                           | MRev | MiX  | RW                                                            | MRev  | MiX  |
| Procent przekroczeń [%]                              | 2,8                                                          | 6,7  | 4,8  | 4,4                                                           | 9,9   | 7,4  |
| Liczba przekroczeń:                                  | 1262                                                         | 2952 | 2103 | 858                                                           | 1942  | 1456 |
| Statystyka testowa Z =<br>(wartość graniczna: 1,28)  | -49                                                          | -23  | -36  | -26                                                           | -0,47 | -12  |

Źródło: opracowanie własne

Porównując jakość wyznaczonych prognoz wstecznych dla modelu hybrydowego (zob. tabela 2) można zauważyć, że w obu analizowanych wariantach model hybrydowy (MiX) jest modelem, który dobrze prognozuje granice VaR (dwustronny test liczby przekroczeń nie odrzuca go jako niewłaściwy). Empiryczny procent przekroczeń w wariancie 1 (bez analizy stabilności oszacowań parametrów) wynosi 2,7[%], natomiast dla wariantu 2 (stabilnych oszacowań parametrów) wynosi 4,3[%], co jest bardzo bliskie zakładanemu poziomowi tolerancji 5[%]. Gdy oszacowania parametrów modelu hybrydowego pozostają stabilne na okres prognozy, to model hybrydowy jest znacznie lepiej skalibro-



wany niż model błędzenia losowego (RW) oraz model powracania do średniej (MRev), który należy odrzucić jako niewłaściwy (zob. tabela 2).

Dla prognoz wyznaczonych dla poziomu tolerancji  $\alpha = 1[\%]$  empiryczny procent przekroczeń dla modelu hybrydowego wyniósł 0,7[%], w przypadku testowania wstecznego w oparciu o wszystkie wyznaczone prognozy wsteczne oraz aż 0,9[%], w przypadku tylko stabilnych oszacowań parametrów. Świadczy to o bardzo dobrej kalibracji modelu hybrydowego w tym przypadku. Model rewersji do średniej (zob. tab. 2) w obu rozpatrywanych wariantach należy odrzucić jako niewłaściwy, zaś model błędzenia losowego dawał znacznie za-  
wyżone oszacowania dla prognozowanych granic VaR niż model hybrydowy.

Dla prognoz wyznaczonych dla poziomu tolerancji  $\alpha = 10[\%]$  empiryczny procent przekroczeń dla modelu hybrydowego wyniósł 4,8[%], w przypadku testowania jakości modelu w oparciu o wszystkie wyznaczone prognozy wsteczne oraz 7,4[%], w przypadku stabilnych oszacowań parametrów. Dla tego poziomu tolerancji model hybrydowy jest trochę słabiej skalibrowany niż model powracania do średniej, ale znacznie lepiej skalibrowany niż model błędzenia losowego.

Otrzymane wyniki świadczą, że omawiana metodologia może być z powodzeniem stosowana w praktyce, do oszacowania prognoz długoterminowych dla wartości zagrożonej *Value at Risk*.

## Literatura

1. Best P., *Wartość narażona na ryzyko. Obliczanie i wdrażanie modelu VaR*. Dom Wydawniczy ABC, Kraków 2000.
2. Chow G. C., *Test of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions*. *Econometrica*, 1960, nr 28(3).
3. Jajuga K., *Miary ryzyka rynkowego – część III. Miary zagrożenia*. Rynek Terminowy, 2000, nr 8.
4. Kim J., Mina J., *ClearHorizon™ Technical Document. Forecasting methodology for horizons beyond two years*, Risk Metrics Group, New York 2000.
5. Pisula T., Mentel G., *Prognozy długookresowe dla wartości zagrożonej Value at Risk w ocenie ryzyka inwestowania w akcje*, [w:] Ronka-Chmielowiec W., Jajuga K. [red.], *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*. Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław 2007.

### STRESZCZENIE

Artykuł jest próbą odpowiedzi na pytanie: na ile skuteczne i efektywne są prognozy długoterminowe dla wartości zagrożonej VaR, obliczone z zastosowaniem metodologii ClearHorizon™, wykorzystującej model hybrydowy będący optymalną mieszaniną modelu błędzenia losowego (random walk) i rewersji do średniej (mean reversion). W pierwszej części artykułu przedstawiono teoretyczne aspekty omawianej metodologii oraz pokazano możliwości praktycznego jej wykorzystania na polskim rynku finansowym. Druga część artykułu przedstawia badania empiryczne (z wykorzystaniem prognoz wstecznych), mające na celu ocenę efektywności uzyskanych prognoz długoterminowych dla wartości zagrożonej VaR, obliczonych z zastosowaniem omawianego modelu hybrydowego.

### EFFICIENCY ASSESSMENT OF LONG-TERM ESTIMATES FOR VALUE AT RISK (VAR) DETERMINED WITH THE USE OF CLEARHORIZON™ METHODOLOGY

#### SUMMARY

The article is the revert to the question: how efficient and effective are long-term estimates for Value at Risk (VaR), calculated with the application of ClearHorizon™ methodology and the hybrid model which is the optimum mix-ture of random walk and mean reversion. In the first part of the article there have been presented the theoretical aspects of the methodology and its practical application on Polish financial market. The second part features the empirical research (with the use of backward estimates) which aim at efficiency evaluation of the obtained long-term estimates for the Various at Risk (VaR) with the use of already discussed hybrid model.

*Translated by T. Pisula*

*Dr Tomasz Pisula*  
Politechnika Rzeszowska  
tpisula@prz.rzeszow.pl



EWA POPRAWSKA

ANNA JĘDRZYCHOWSKA

## **STRUKTURA I WYNIKI DZIAŁALNOŚCI LOKACYJNEJ ZAKŁADÓW UBEZPIECZEŃ DZIAŁU II**

### **Wprowadzenie**

Działalność lokacyjna zakładów ubezpieczeń stanowi źródło dodatkowych dochodów firm ubezpieczeniowych. Zakłady ubezpieczeń stanowią znaczną grupę inwestorów lokujących swoje środki na rynku kapitałowym. Środki te powinny być lokowane w sposób bezpieczny, adekwatny do działu ubezpieczeń, w ramach którego działa dana firma. Lokaty zakładów ubezpieczeń majątkowych, zawierające przede wszystkim umowy krótkoterminowe, lokowane są w instrumentach bardziej płynnych niż w przypadku zakładów ubezpieczeń na życie, w których dominują umowy długoterminowe. Zatem również analiza i interpretacja wskaźników służących ocenie działalności lokacyjnej powinna być dokonywana odrębnie. Celem artykułu jest analiza działalności lokacyjnej zakładów ubezpieczeń działających na polskim rynku ubezpieczeń w dziale II.

### **Ocena działalności lokacyjnej**

Działalność lokacyjna powinna być oceniana zarówno pod względem wartości wskaźników, jak i pod względem rodzaju lokat oraz w odniesieniu do sytuacji rynkowej. Dalej przedstawione zostaną wskaźniki służące do oceny działalności lokacyjnej zakładów ubezpieczeń proponowane przez nadzór ubezpieczeniowy<sup>1</sup>.

Rentowność działalności lokacyjnej określa relację wyniku z działalności lokacyjnej do średniego stanu lokat. Dochodem z lokat (wynikiem z działalno-

---

<sup>1</sup> Metodologia analizy finansowej zakładów ubezpieczeń, dostępne na [www.knf.gov.pl](http://www.knf.gov.pl)

ści lokacyjnej) jest suma przychodów z lokat i niezrealizowanych zysków z lokat, pomniejszona o koszty działalności lokacyjnej i niezrealizowane straty na lokatach. Rentowność działalności lokacyjnej wzrasta na skutek znacznego przyrostu zysku z działalności lokacyjnej. Ocena poziomu rentowności lokacyjnej powinna być dokonywana w odniesieniu do alternatywnych możliwości bezpiecznego lokowania środków. Wartość wskaźnika nie powinna znacząco odbiegać od średniej dla sektora – znacząco niższa wartość oznacza słabą efektywność działalności lokacyjnej, natomiast poziom znacznie wyższy może sugerować nadmiernie agresywną politykę lokacyjną (zwiększenie ryzyka portfela lokat).

Analiza rentowności lokacyjnej powinna być przeprowadzana w odniesieniu do poszczególnych grup portfela. W bezpiecznym portfelu lokat zasadnicze znaczenie będą mieć lokaty w rządowe instrumenty finansowe zbaczające się najniższym poziomem ryzyka (wskaźnik udziału dłużnych papierów wartościowych w ogólnej sumie lokat). Za instrumenty finansowe o najwyższym ryzyku uznaje się akcje (udział akcji w portfelu lokat mierzony jest wskaźnikiem udziału akcji w ogólnej sumie lokat). Analiza struktury portfela powinna też uwzględniać badanie, jaką część portfela stanowią lokaty w jednostkach zależnych (szczególnie istotne są z powodu powiązań kapitałowych i niebezpieczeństwa „efektu domina”) oraz lokaty w nieruchomościach (wykazujące się niską płynnością).

Uzupełnieniem analizy rentowności oraz struktury portfela jest ocena rentowności działalności inwestycyjnej. Badający ją wskaźnik (wynik z działalności lokacyjnej do składki zarobionej na udziale własnym) wskazuje na ile skutecznie lokowane są zebrane od klientów zakładu składki.

### **Wyniki badania**

Badaniu poddano wybrane zakłady ubezpieczeń działające w dziale II. Z badania wykluczono te firmy, dla których nie były dostępne dane finansowe z analizowanego okresu lub występowały w nich braki uniemożliwiające analizę. Wykluczono zatem zakłady ubezpieczeń działające zbyt krótko na polskim rynku.

Rentowność działalności lokacyjnej dla zakładów ubezpieczeń działających w dziale II kształtowała się na poziomie od 6 do niecałych 10% w latach 2001-2005. Dla zakładów działających na rynku długo wyniki były stabilne, natomiast największe

sze wahania zaobserwowano wśród firm małych, działających krócej, posiadających też mniejsze doświadczenie w zakresie inwestycji. Najgorsze wyniki większość zakładów ubezpieczeń odnotowała w roku 2003 i 2004.

Wyniki działalności lokacyjnej zależą od rodzaju lokat, proporcji pomiędzy lokatami bezpiecznymi a bardziej ryzykownymi. Zatem warto przeanalizować skład portfeli lokat zakładów ubezpieczeń, proporcje pomiędzy różnymi typami lokat. Uśrednione składy portfeli dla zakładów ubezpieczeń działu II w latach 2000-2006 zamieszczone są w tabeli. Ponadto na wykresie zestawiono skład portfeli w porównaniu z osiąganą rentownością działalności lokacyjnej.

Tabela 1. Rentowność działalności lokacyjnej

| Zakład ubezpieczeń                               | 2001   | 2002   | 2003   | 2004   | 2005   |
|--------------------------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| AIG Polska Towarzystwo Ubezpieczeń S.A.          | 14,43% | 8,74%  | 8,35%  | 7,80%  | 10,21% |
| TU ALLIANZ Polska S.A.                           | 14,08% | 7,96%  | 5,75%  | 6,67%  | 6,17%  |
| BENEFIA Towarzystwo Ubezpieczeń Majątkowych S.A. | 14,44% | 9,60%  | 5,83%  | 5,51%  | 5,80%  |
| TUiR CIGNA STU S.A.                              | 11,53% | 5,59%  | 1,67%  | 6,10%  | 3,39%  |
| COMMERCIAL UNION Polska - TU Ogólnych S.A.       | 14,72% | 12,08% | 32,73% | 5,45%  | 6,07%  |
| TU COMPENSA S.A.                                 | 26,02% | 13,73% | 4,04%  | 54,67% | 5,48%  |
| D.A.S. Towarzystwo Ubezpieczeń Ochrony Prawnej   | 12,27% | 10,63% | 4,31%  | -0,26% | 3,18%  |
| STU ERGO HESTIA S.A.                             | 10,76% | 10,34% | 3,00%  | 6,25%  | 3,47%  |
| GENERALI TU S.A.                                 | 9,57%  | 16,41% | 5,00%  | 8,64%  | 6,95%  |
| GERLING POLSKA TU S.A.                           | 15,19% | 9,92%  | 5,11%  | 4,37%  | 5,68%  |
| MTU MOJE TOWARZYSTWO UBEZPIECZEŃ S.A.            | -5,63% | 4,11%  | 4,01%  | 2,73%  | 3,16%  |
| PZU S.A.                                         | 10,48% | 11,43% | 8,76%  | 6,75%  | 10,98% |
| TUiR WARTA S.A.                                  | 14,12% | 9,88%  | 4,81%  | 4,80%  | 7,77%  |
| Winterthur Towarzystwo Ubezpieczeń S.A.          | 17,66% | 12,13% | 9,58%  | 7,71%  | 6,62%  |
| DZIAŁ II                                         | 9,77%  | 9,83%  | 7,83%  | 6,29%  | 9,92%  |

Źródło: opracowanie własne

Skład portfela zależy od ograniczeń ustawowych zawartych w ustawie o działalności ubezpieczeniowej. Zmiany w prawie ubezpieczeniowym, jakie mają miejsce w Polsce od roku 1990, dotyczą również polityki lokacyjnej jaką podejmować mogą ubezpieczyciele.

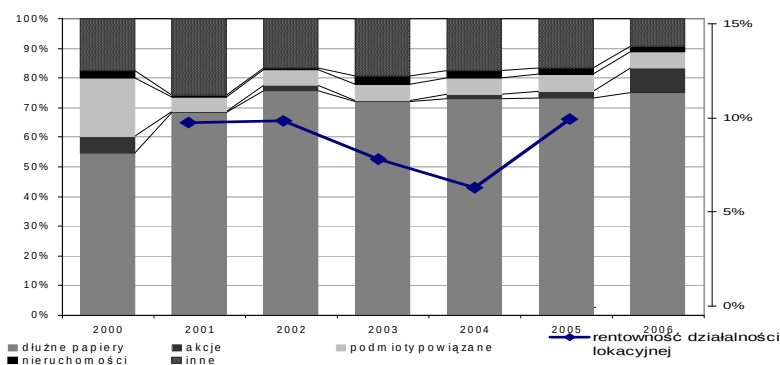
Przykładem może być fakt dopuszczenia możliwości lokowania kapitałów w akcje notowane na rynku regulowanym – do roku 1995 było to możliwe do

10% funduszu ubezpieczeniowego<sup>2</sup>, następnie do roku 2000 ograniczenie wynosiło do 30% oraz ostatecznie (wg ustawy z roku 2003) maksymalna wartość lokat w akcje notowane na rynku regularnym wynosi 40% rezerw techniczno-ubezpieczeniowych<sup>3</sup>.

Tabela 2. Średni układ portfela lokat dla badanych zakładów ubezpieczeń działu II

|                    | 2000   | 2001   | 2002   | 2003   | 2004   | 2005   | 2006   |
|--------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| dłużne papiery     | 54,67% | 68,26% | 75,88% | 71,96% | 72,93% | 73,28% | 75,28% |
| akcje              | 5,66%  | 0,43%  | 1,81%  | 0,44%  | 1,67%  | 2,24%  | 8,04%  |
| nieruchomości      | 2,44%  | 0,72%  | 0,57%  | 2,63%  | 2,51%  | 2,17%  | 1,80%  |
| podmioty powiązane | 19,87% | 4,89%  | 5,15%  | 5,66%  | 5,41%  | 5,75%  | 5,52%  |
| inne               | 17,36% | 25,71% | 16,60% | 19,31% | 17,48% | 16,56% | 9,35%  |

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 1. Skład portfeli lokat działu II w latach 2000-2006 w porównaniu z rentownością działalności lokacyjnej

Źródło: opracowanie własne

Wprowadzona w 2004 ustawa<sup>4</sup> dopuściła również możliwość lokowania kapitałów przez ubezpieczycieli w instrumenty pochodne, przez co możliwe jest

<sup>2</sup> Pod pojęciem „funduszu ubezpieczeniowego” rozumie się zgodnie z prawem ubezpieczeniowym obowiązującym do roku 2000, rezerwy techniczno-ubezpieczeniowe na udziale własnym.

<sup>3</sup> Są to rezerwy w ujęciu brutto (w odróżnieniu od funduszu ubezpieczeniowego – rezerw w ujęciu netto), wg ustawy z roku 2003

<sup>4</sup> Ustawa z dnia 22 maja 2003 roku o działalności ubezpieczeniowej, *Dziennik Ustaw nr 124*, poz 1151

zapewnienie większej dywersyfikacji ryzyka w portfelu lokat zakładów ubezpieczeń.

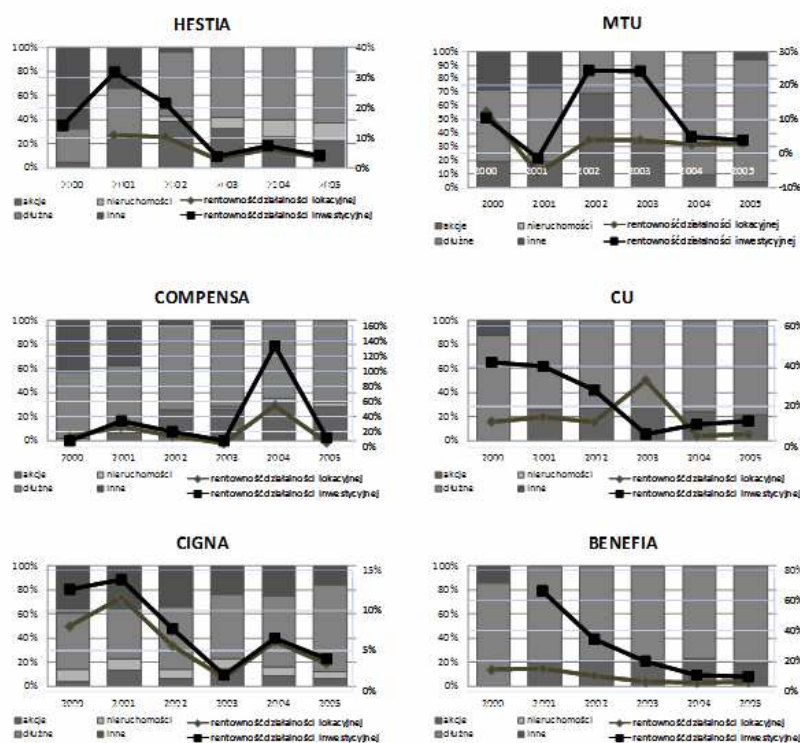
Tabela 3. Ustawowe wymogi dotyczące aktywów stanowiących pokrycie rezerw techniczno-ubezpieczeniowych

| LOKATY ZAKŁADU UBEZPIECZEŃ                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                           |                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                             |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| bez ograniczeń wartościowych                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                         | w ramach ustalonych limitów                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                 |
| <ul style="list-style-type: none"> <li>– bony skarbowe</li> <li>– obligacje skarbu państwa</li> <li>– inne papiery wartościowe emitowane, gwarantowane lub poręczone przez skarb państwa albo organizacje międzynarodowe, których członkiem jest RP, pożyczki udzielane skarbowi państwa i gwarantowane przez skarb państwa</li> <li>– inne papiery wartościowe emitowane, gwarantowane lub poręczone przez jednostki samorządu terytorialnego albo związek jednostek samorządu terytorialnego, pożyczki udzielane jednostkom samorządu terytorialnego oraz poręczone lub gwarantowane przez te jednostki</li> </ul> | <ul style="list-style-type: none"> <li>– 40% wartości RTU w papierach wartościowych dopuszczonych do publicznego obrotu na rynku regulowanym i jednostkach uczestnictwa lub certyfikatach inwestycyjnych w funduszach inwestycyjnych</li> <li>– 25% wartości RTU w nieruchomościach oraz inwestycjach w certyfikaty inwestycyjne funduszy inwestycyjnych, dokonujących lokat wyłącznie w nieruchomości, a także pożyczkach zabezpieczonych hipotecznie, z zastrzeżeniem, że aktywa te nie mogą przekraczać 10% wartości RTU w jednej nieruchomości lub kilku nieruchomościach, które ze względu na swoje położenie powinny być uznane za jedną lokatę oraz pożyczka zabezpieczona hipotecznie nie może przekraczać 5% RTU</li> <li>– 10% wartości RTU w listach zastawnych, udziałach i akcjach nie dopuszczonych do publicznego obrotu na rynku regulowanym i innych papierach wartościowych o stałej lub zmiennej stopie dochodu, z zastrzeżeniem, że udział zakładu ubezpieczeń w przedsiębiorstwie, które jest emitentem tych papierów wartościowych nie przekracza 10% jego kapitału podstawowego</li> <li>– 10% wartości RTU w certyfikatach inwestycyjnych funduszy inwestycyjnych zamkniętych,</li> <li>– 10% wartości RTU w dłużnych papierach wartościowych o stałej kwocie dochodu i pożyczkach zabezpieczonych przez instytucje finansowe,</li> <li>– 5% wartości RTU w papierach wartościowych jednego emitenta lub grupy emitentów powiązanych albo w pożyczkach jednego pożyczkobiorcy lub grupy pożyczkobiorców związanych ze sobą,</li> <li>– 5% wartości RTU w pożyczkach, które nie są zabezpieczone hipotecznie albo przez instytucje finansowe, przy czym aktywa te nie mogą przekraczać 1% wartości RTU w jednej pożyczce,</li> <li>– 25% wartości RTU w należnościach od cedentów, reasekuratorów, ubezpieczających lub pośredników ubezpieczeniowych oraz udziale reasekuratorów w RTU, przy czym wartość tych należności oraz udziału reasekuratorów w RTU niezabezpieczonych hipotecznie albo przez instytucje finansowe nie przekroczy 5% łącznej wartości RTU (nie są wymagane zabezpieczenia od reasekuratorów, którzy uzyskali pozytywną opinię organu nadzoru),</li> <li>– 5% wartości RTU w środkach trwałych</li> <li>– 3% wartości RTU w środkach pieniężnych</li> <li>– 3% wartości RTU w zarachowanych czynszach i odsetkach</li> </ul> |

Na tle uregulowań prawnych można prześledzić, jak kształtowały się decyzje lokacyjne poszczególnych ubezpieczycieli. Spośród poddanych badaniu zakładów ubezpieczeń warto szczegółowo przeanalizować kilka wybranych.

Poniższy rys. 2 przedstawia strukturę lokat zakładów ubezpieczeń w porównaniu z rentownością działalności lokacyjnej i inwestycyjnej.

Wyniki działalności lokacyjnej zależą od rentowności instrumentów, w które lokowane były środki, zatem ocena działalności lokacyjnej powinna być dokonywana w odniesieniu do sytuacji rynkowej. Warto zatem porównać osiągnięte wyniki z rentownością lokat, jakie dominują w portfelach. Ponieważ zakłady ubezpieczeń większość środków lokują w instrumenty bezpieczne, takie jak obligacje czy bony skarbowe, warto zestawiać osiągnięte wyniki np., z rentownością 52-tygodniowych bonów skarbowych lub średnią stopą oprocentowania depozytów.

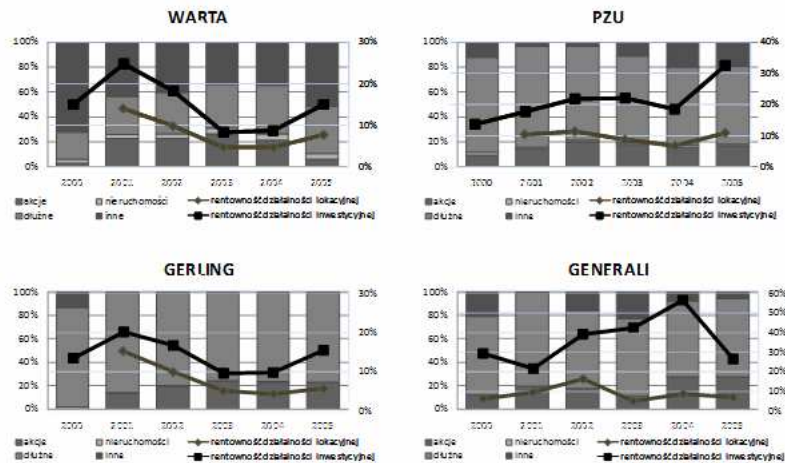


Rys. 2. Struktura lokat badanych zakładów ubezpieczeń działu II oraz rentowność działalności lokacyjnej i inwestycyjnej

Źródło: opracowanie własne

Warto zauważyć, że w roku 2003 zarówno rentowność bonów skarbowych, jak i oprocentowanie lokat były na niskim poziomie, co miało bezpośrednie przełożenie na wyniki z działalności lokacyjnej osiągnięte przez większość zakładów ubezpieczeń.

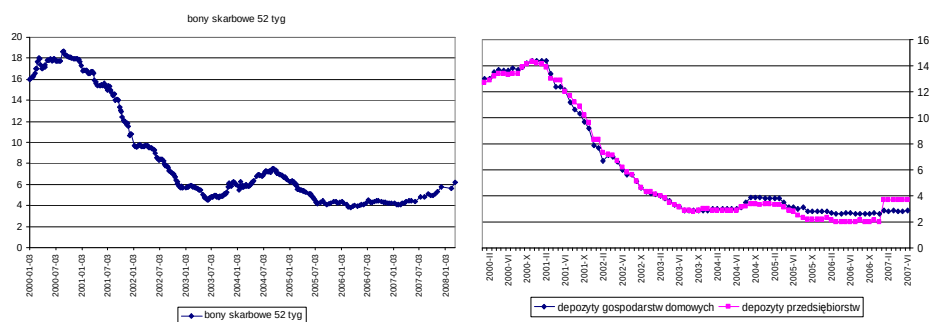




Rys. 2.(cd) Struktura lokat badanych zakładów ubezpieczeń działu II oraz rentowność działalności lokacyjnej i inwestycyjnej

Źródło: opracowanie własne.

W związku z tym, że ten typ lokat jest dominującym dla portfeli inwestycyjnych zakładów ubezpieczeń, nawet korzystna sytuacja na giełdzie nie miała wpływu na poprawienie wyników działalności lokacyjnej ubezpieczycieli.



Rys. 3. Rentowność 52-tygodniowych bonów skarbowych oraz przeciętne oprocentowanie depozytów w latach 2000-2006

Źródło: www.bankier.pl

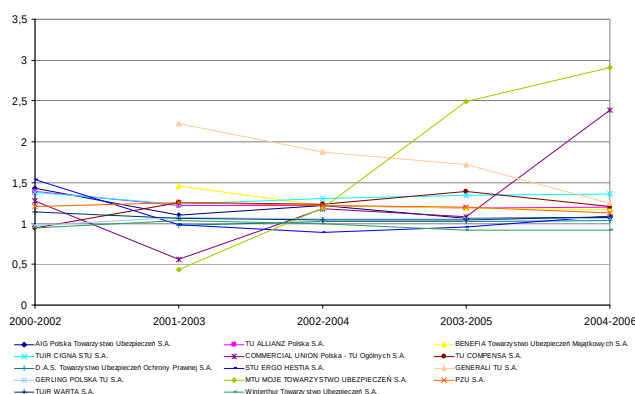


Rys. 4. WIG w latach 2000-2008

Źródło: www.gpw.com.pl

Kolejnym elementem, jaki warto poddać analizie jest dynamika lokat. Poniższy wykres przedstawia trzyletnie wskaźniki dynamiki lokat dla zakładów ubezpieczeń działu II.

W roku 2004 wartość lokat posiadanych przez ubezpieczycieli działu II wzrosła z kwoty 23 706 310 tys. zł do kwoty 26 634 516 tys. zł. (dynamika 112,4%). W roku tym większość zakładów odnotowała wzrost przychodów z lokat w porównaniu z rokiem 2003 (tylko 7 zakładów z 38 funkcjonujących w tym czasie na Polskim rynku, odnotowało spadek wartości posiadanych lokat). Około 60% całości portfela lokat zakładów stanowiły dłużne papiery wartościowe.



Rys. 5. Wskaźniki dynamiki lokat zakładów ubezpieczeń działu II w latach 2000-2006 – wskaźniki trzyletnie

Źródło: opracowanie własne

W kolejnym roku (2004) stan lokat ubezpieczycieli wyniósł 30 626 700 tys złotych (dynamika 117%). W porównaniu z rokiem wcześniejszych, tylko 3 ubezpieczycieli poniosło stratę w prowadzonej przez siebie polityce lokacyjnej. Podobnie kształtował się też układ struktury portfela, nadal znaczącą większość stanowiły dłużne papiery wartościowe (choć ich udział spadł o 2 punkty procentowe). Nazwy odnotować wzrost inwestycji w nieruchomości. W roku 2003 wynosiły one niecałe 14%, zaś w roku 2004 było to już 16%.

Ogólna wartość lokat w roku 2006 w stosunku do roku 2005 wzrosła o 21% osiągając poziom 10 122 mln zł. Poziom lokat zakładów ubezpieczeń majątkowych i pozostałych osobowych w roku 2006 stanowił 35% lokat ogółem dla obu działów. Wartość lokat zakładów ubezpieczeń prowadzących działalność w tym dziale w stosunku do roku 2005 wzrosła o 14%. Wskaźnik przychodowości w tym przypadku ukształtował się na poziomie 10,2%. Oznacza to, że każdy złoty finansujący lokaty zakładów ubezpieczeń wygenerował przychody z lokat na poziomie ponad 10 groszy.

### Podsumowanie

Przedstawione badanie wskaźników oceny działalności lokacyjnej zakładów ubezpieczeń działu II działających na rynku polskim pozwala na analizę jakości ich polityki lokacyjnej. Zakłady ubezpieczeń dokonujące wielu zmian składu portfeli (np. Hestia, Generali) charakteryzują się też na ogół większymi wahaniami wyników. Natomiast wśród tych firm, dla których proporcje między poszczególnymi typami lokat są stabilne (np. PZU, Warta), wahania wyniku wynikają głównie z sytuacji rynkowej, wahań stóp zwrotu z dominujących typów lokat. Analizę działalności lokacyjnej zakładów ubezpieczeń warto będzie przeprowadzić ponownie, gdy dostępne pełne będą dane finansowe za rok 2006 i 2007. Dla tych lat szczególnie uważnie przeanalizować trzeba będzie rentowność działalności lokacyjnej dla tych zakładów ubezpieczeń, które dużą część środków lokują w akcjach.

### Literatura

1. Jonczyk B., Ogrodnik H., Szewieczek D., Znaniecka K., *Finansowe aspekty działalności zakładów ubezpieczeń*, Wydawnictwo AE im. Karola Adamieckiego, Katowice 2004.

2. Marcinkowska M., *Ocena działalności instytucji finansowych*, Difin, Warszawa 2007.
3. Sprawozdania finansowe zakładów ubezpieczeń – Monitor Polski B
4. Ustawa z dnia 22 maja 2003 roku o działalności ubezpieczeniowej, Dziennik Ustaw nr 124, poz 1151
5. Wanat-Połeć E., Bijak W., Kwiatkowski R., Smętek M., *Metodologia analizy finansowej zakładów ubezpieczeń*, opracowanie przygotowane w Departamencie Analiz Systemu Ubezpieczeniowego PUNU, dostępne na [www.knf.gov.pl](http://www.knf.gov.pl)
6. [www.gpw.com.pl](http://www.gpw.com.pl)
7. [www.bankier.pl](http://www.bankier.pl)

### STRESZCZENIE

Działalność lokacyjna zakładów ubezpieczeń stanowi źródło dodatkowych dochodów firm ubezpieczeniowych. Sposób, w jaki ubezpieczyciele lokują swoje środki, determinowany jest z jednej strony przez regulacje prawne, a z drugiej przez sytuację rynkową. Środki te powinny też być lokowane w sposób bezpieczny, adekwatny do działu ubezpieczeń, w ramach którego działa dana firma, lokaty zakładów ubezpieczeń majątkowych, zawierające przede wszystkim umowy krótkoterminowe, lokowane w instrumentach bardziej płynnych niż w przypadku zakładów ubezpieczeń na życie, w których dominują umowy długoterminowe. W artykule przedstawiona została ocena polityki lokacyjnej prowadzonej przez polskie zakłady ubezpieczeń działu II w latach 2001-2005. Badaniem objęto skład portfela inwestycyjnego poszczególnych zakładów ubezpieczeń, osiągnęłą dynamikę lokat czy rentowność działalności lokacyjnej.

### THE STRUCTURE AND RESULTS OF LOCATION ACTIVITY OF AN NON-LIFE POLISH INSURERS

#### SUMMARY

Location activity is an additional source of insurance companies. It should be led in the way guaranteeing the profit, but at the same time in the safe way and this way so that acts on insurance activity are complied with the requirements. Non-life insurance companies should give security their clients. In the article the analysis of structures of the investment portfolio of Polish insurers was made. Moreover there was checked whether extent changes in the structure of deposits and in investment decisions, are a

reply to market trends and situations on financial markets. The aim of the article is to analyze the location policy of an non-life insurance companies acting on the Polish market.

*Translated by E. Poprawska*

*Dr Ewa Poprawska*

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
ewa.poprawska@ae.wroc.pl

*Mgr Anna Jędrzychowska*

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
anna.jedrzychowska@ae.wroc.pl



AGNIESZKA PRZYBYLSKA-MAZUR

**ZASTOSOWANIE MODELU AUTOREGRESJI WEKTOROWEJ  
ZREDUKOWANEGO RZĘDU DO PROGNOZOWANIA WSKAŹNIKA  
INFLACJI**

**Wstęp**

Do najważniejszych rodzajów ryzyka towarzyszącemu inwestowaniu w funduszach inwestycyjnych należą:

- 1) ryzyko kredytowe,
- 2) ryzyko zmienności rynku,
- 3) ryzyko inflacyjne.

Ryzyko inflacyjne jest miarą ogólnej tendencji wzrostu cen dóbr i usług, co powoduje spadek realnej wartości pieniądza w czasie. Znajomość obecnej wartości wskaźnika inflacji oraz prognoz inflacji ma wpływ na wybór rodzaju funduszu przez inwestora. W przypadku wysokiej inflacji inwestorzy wybierają fundusze obligacyjne, w przypadku niskiej inflacji kapitał inwestują w funduszach akcyjnych.

W związku z tym aktualny i przewidywany poziom inflacji jest jednym z istotnych czynników uwzględnianych przy podejmowaniu decyzji o doborze aktywów funduszy inwestycyjnych. Zatem znajomość prognoz inflacji pomaga w skutecznym inwestowaniu kapitału.

Prognozy inflacji mogą być również wykorzystane do prowadzenia odpowiedniej polityki pieniężnej i gospodarczej oraz do stymulowania wzrostu gospodarczego.

W artykule została przedstawiona jedna z metod prognozowania wskaźnika inflacji w oparciu o model RR-VAR autoregresji wektorowej zredukowanego rzędu.

Na początku podano określenia modelu autoregresji wektorowej VAR i modelu RR-VAR autoregresji wektorowej zredukowanego rzędu.

### Modele Autoregresji Wektorowej VAR i RR-VAR

Większość zjawisk w gospodarce ma charakter łącznie współzależny. W modelach autoregresji wektorowej nie ma podziału a priori na zmienne endogeniczne i egzogeniczne. W modelach typu VAR zmiennymi egzogenicznymi są opóźnienia wszystkich zmiennych endogenicznych występujących w modelu.

Zakładając, że w modelu występuje  $K$  zmiennych i uwzględniamy  $p$  opóźnień, wtedy model można zapisać następująco:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \Sigma_t \quad t = p+1, p+2, \dots, N, \quad (1)$$

lub równoważnie

$$y_t = A \cdot X_t + \Sigma_t, \quad (1')$$

gdzie:

$y_t$  –  $K$ -elementowy wektor obserwacji wszystkich zmiennych występujących w modelu w okresie  $t$ ;

$y_{t-i}$  –  $K$ -elementowy wektor obserwacji wszystkich zmiennych występujących w modelu w okresie  $t-i$ , dla  $i = 1, 2, \dots, p$ ;

$A = [A_1 \ A_2 \ \dots \ A_p]$  dla  $i = 1, 2, \dots, p$  – macierze stopnia  $K$ , są to macierze parametrów, pełniące rolę macierzy mnożników pośrednich w modelu wielorównaniowym;

$\Sigma_t$  – wektor składników losowych, zakłada się, że  $\Sigma_t$  jest  $K$ -wymiarową zmienną losową mającą  $K$ -wymiarowy rozkład normalny  $N(\theta, W)$ ,  $W$  – macierz momentów centralnych rzędu drugiego (macierz wariancji i kowariancji).

Jeżeli przez  $A(L)$  oznaczmy operator opóźnienia zastosowany do macierzy  $A$ , to wzór (1') można zapisać w równoważnej postaci następująco:

$$[I_K - A(L)]y_t = \Sigma_t \quad (2)$$

$I_K$  jest macierzą jednostkową stopnia  $K$ ,

Operator opóźnienia można zapisać w postaci:  $A(L) = B(L) \cdot C(L)$

gdzie

$$B(L) = B_0 + B_1 L + B_2 L^2 + \dots + B_q L^q, \quad C(L) = C_1 L + C_2 L^2 + \dots + C_p L^p.$$

Jeżeli  $q = 0$ , to proces autoregresji nazywamy procesem autoregresji zredukowanego rzędu. W tym przypadku operator opóźnienia ma postać

$$A(L) = B_0 C_1 L + B_0 C_2 L^2 + \dots + B_0 C_p L^p.$$

Przyjmując oznaczenia  $B = B_0$ ,  $C = [C_1 \ C_2 \ \dots \ C_p]$ , macierz  $A$  w modelu autoregresji wektorowej zredukowanego rzędu można zapisać następująco  $A = BC^T$ , gdzie  $B$  oraz macierze  $C_i$  mają wymiar  $K \times r$ , natomiast

$$C^T = \begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \\ \vdots \\ C_p \end{bmatrix} \text{ ma wymiar } r \times Kp.$$

Obecnie zostaną omówione powyższe etapy konstrukcji prognozy.

#### Etapy konstrukcji prognozy

Można wyróżnić następujące etapy pozwalające na wyznaczenie prognozy wskaźnika inflacji:

1. Wybór szeregu reprezentatywnych  $(M-1)$  zmiennych ekonomicznych wpływających na inflację;
2. Usunięcie sezonowości z każdego szeregu czasowego;
3. Sprawdzenie stacjonarności danych i wykonanie standaryzacji stacjonarnych szeregów czasowych. Jeżeli któryś szereg czasowy nie jest stacjonarny, to obliczamy różnice, aż do momentu kiedy stwierdzimy, że szereg przyrostów jest stacjonarny;
4. Wyznaczenie różnych kombinacji zmiennych objaśniających wchodzących do modeli RR-VAR. Liczba wszystkich kombinacji zmiennych wynosi  $c = \sum_{k=1}^{M-1} \frac{(M-1)!}{k!(M-1-k)!}$ .
5. Estymacja modeli RR-VAR autoregresji wektorowej zredukowanego rzędu;

W modelu  $y_t = BC^T X_t + \Sigma_t$  rząd opóźnienia  $p$  i rząd  $r$  macierzy  $B$  mogą być wybrane jednocześnie, na podstawie na przykład kryterium Akaike – kryterium AIC. Wartości  $p$  i  $r$  wybiera się tak aby funkcja

$$AIC(p, r) = \ln \left| \tilde{\Sigma}_u(p, r) \right| + \frac{2}{N-p} r (Kp + K - r) \quad (3)$$

przyjmowała minimum, gdzie

$$\tilde{\Sigma}_u(r, p) = \frac{1}{N-p} (Y - \tilde{A}_{(r)} X)(Y - \tilde{A}_{(r)} X)^T.$$



Funkcja – kryterium wyboru estymatorów  $\tilde{B}, \tilde{C}^T$  ma postać

$$\text{tr} (Y - BC^T X)^T \Sigma_u^{-1} (Y - BC^T X). \quad (4)$$

Estymatory najmniejszych kwadratów modelu RR-VAR, czyli minimum funkcji (4) ze względu na  $B$  i  $C^T$  dane są wzorami:

$$\tilde{B} = \Sigma_u^{-\frac{1}{2}} \cdot \tilde{V}, \quad (5)$$

$$\tilde{C}^T = \tilde{V}^T \Sigma_u^{-\frac{1}{2}} Y X^T (X X^T)^{-1}, \quad (6)$$

przy założeniu, że  $Y, X, \Sigma_u, B, C^T$  są macierzami wymiaru  $K \times (N - p)$ ,  $Kp \times (N - p)$ ,  $K \times K$ ,  $K \times r$ ,  $r \times Kp$  odpowiednio oraz  $\Sigma_u$  jest macierzą dodatnio określoną,

$$\text{rz}(B) = \text{rz}(C^T) = r, \text{ rz}(X) = Kp, \text{ rz}(Y) = K.$$

We wzorach (5) i (6)  $\tilde{V} = [\tilde{v}_1 \ \tilde{v}_2 \ \dots \ \tilde{v}_r]$  jest macierzą wymiaru  $K \times r$  ortonormalnych wektorów własnych odpowiadającym  $r$  największym wartościom własnym macierzy

$$\frac{1}{N - p} \Sigma_u^{-\frac{1}{2}} Y X^T (X X^T)^{-1} X Y^T \Sigma_u^{-\frac{1}{2}} \quad (7)$$

uporządkowanym nierosnąco.

Ponadto, ponieważ  $\Sigma_u$  jest dowolną dodatnio określoną macierzą stopnia  $K$ , to można przyjąć, że

$$\tilde{\Sigma}_u = \frac{1}{N - p} Y (I_{N-p} - X^T (X X^T)^{-1} X) Y^T. \quad (8)$$

6. Wnioskowanie w przeszłość na podstawie modeli, czyli wyznaczenie wartości teoretycznych zmiennej endogenicznej na kilka ostatnich okresów w przeszłości. Wybierając arbitralnie  $m$  ostatnich okresów w przeszłości i biorąc pod uwagę opóźnienie  $l$  równe ilości okresów w przyszłości na które chcemy wyznaczyć prognozę oraz przyjmując rząd opóźnienia  $p = 1$  wartości teoretyczne zmiennej endogenicznej, czyli „prognozy w próbie” wyznaczamy ze wzoru

$$\tilde{y}_{t/t-h} = (\tilde{B} \tilde{C}^T)^h X_{t-h} \quad \text{dla } t = 1, 2, \dots, m, \ h = 1, 2, \dots, l. \quad (9)$$

Wtedy również kryterium AIC redukuje się do wyboru takiego rzędu  $r$  dla którego wyrażenie (3) przyjmuje wartość minimalną.

Jeżeli chcemy również wybrać na podstawie kryterium AIC rząd  $p$  autoregresji wektorowej, to wartości teoretyczne zmiennej objaśnianej

mogą być wyznaczone na jeden okres w przeszłość, natomiast prognozę w etapie 8 można wtedy wyznaczać rekurencyjnie.

7. Ocena modeli autoregresji wektorowej zredukowanego rzędu na podstawie pierwiastka błędu średniokwadratowego. Obliczamy pierwiastek błędu średniokwadratowego prognoz ex post (root mean square error, RMSE) korzystając ze wzoru

$$s_h^* = \sqrt{s_h^{*2}} \quad \text{dla } h = 1, 2, \dots, l, \quad (10)$$

gdzie  $s_h^{*2}$  jest średnim kwadratowym błędem prognoz ex post

$$s_h^{*2} = \frac{1}{m} \sum_{t=1}^m ((\pi_t - \tilde{\pi}_{t/t-h})^2) \quad \text{dla } h = 1, 2, \dots, l, \quad (11)$$

$\pi_t$  – rzeczywista wartość wskaźnika inflacji w okresie  $t$ ,

$\tilde{\pi}_{t/t-h}$  – wartość prognozy wskaźnika inflacji w okresie  $t$  przy opóźnieniu  $h$ .

Pierwiastki błędu średniokwadratowego ex post obliczamy dla „prognoz z próby” wyznaczonych z każdego z  $c$  modeli otrzymując  $(s_{h,k}^*)_{k=1}^c$ .

8. Wyznaczenie prognoz. Prognozę na  $h$  okresów do przodu wyznaczamy na podstawie modelu dla którego otrzymany w siódmym etapie pierwiastek błędu średniokwadratowego ex post  $s_{h,k}^*$  jest najmniejszy, czyli wybieramy taki  $k^*$ -ty model dla którego jest spełniony warunek

$$\min_{1 \leq k \leq c} s_{h,k}^* \quad \text{dla } h = 1, 2, \dots, l.$$

Prognozy warunkowe wyznaczamy na podstawie najlepszego modelu dla każdego okresu opóźnienia korzystając ze wzoru

$$\tilde{y}_{t/t-h} = (\tilde{B}\tilde{C}^T)^h X_{t-h} \quad \text{dla } t = m+1, m+2, \dots, \quad h = 1, 2, \dots, l. \quad (12)$$

### Przykład empiryczny

Do modelu autoregresji wektorowej wzięto pod uwagę następujące zmienne:

$\pi$  – wskaźnik inflacji (analogiczny miesiąc roku poprzedniego = 100);

$x_1$  – WIG (średnie wartości miesięczne);

$x_2$  – stopa referencyjna;

$x_3$  – stopa bezrobocia;  
 $x_4$  – PKB;  
 $x_5$  – kursy walut (kurs euro);  
 $x_6$  – agregat M3.

Dokonano analizy wskaźnika inflacji na podstawie danych z okresu styczeń 2004 r. – styczeń 2008 r.

Następnie wygładzono szeregi czasowe oraz wykonując test DF na poziomach istotności 0,01, 0,05 i 0,1 sprawdzono stacjonarność wygładzonych danych uzyskując następujące wyniki:

- szereg wskaźników inflacji jest szeregiem I(1), czyli stacjonarny jest szereg pierwszych przyrostów;
- szereg średnich miesięcznych wartości indeksu giełdowego WIG jest szeregiem I(2), czyli stacjonarne są drugie przyrosty;
- szereg stóp referencyjnych jest szeregiem I(2);
- szereg stóp bezrobocia jest szeregiem I(0), czyli szereg stóp bezrobocia jest szeregiem stacjonarnym;
- PKB jest szeregiem I(1);
- szereg kursów walut (euro) jest szeregiem I(1);
- szereg agregatu M3 jest szeregiem I(2);

Następnie dokonano standaryzacji stacjonarnych szeregów czasowych. W rozpatrywanym przykładzie liczba wszystkich kombinacji zmiennych wynosi

$$c = \sum_{k=1}^6 \frac{(7-1)!}{k!(7-1-k)!} = 63.$$

Aby wyznaczyć prognozy inflacji dla różnych opóźnień  $h = 1, 2, 3$  należy przyjąć rząd autoregresji wektorowej  $p = 1$ . Na podstawie kryterium AIC obliczono rząd  $r$  macierzy  $B$  i  $C$  dla każdego modelu. RR-VAR..

Wyniki obliczeń przedstawia tabela 1.

Następnie na podstawie wzorów (5) i (6) wyznaczono macierze  $\tilde{B}, \tilde{C}^T$  dla wszystkich modeli RR-VAR. Dla przykładu poniżej zaprezentowano wyniki obliczeń dla siódmej kombinacji składającej się ze zmiennych  $\pi, x_1, x_2$ .

Tabela 1. Rząd  $r$  macierzy wybrany na podstawie kryterium AIC.

| Nr komb | Zmienne w k-tej kombinacji     | Rząd $r$ | Nr komb | Zmienne w k-tej kombinacji          | Rząd $r$ |
|---------|--------------------------------|----------|---------|-------------------------------------|----------|
| 1       | $\pi, x_1$                     | 2        | 26      | $\pi, x_2, x_3, x_4$                | 1        |
| 2       | $\pi, x_2$                     | 2        | 27      | $\pi, x_2, x_3, x_5$                | 1        |
| 3       | $\pi, x_3$                     | 2        | 28      | $\pi, x_2, x_3, x_6$                | 1        |
| 4       | $\pi, x_4$                     | 2        | 29      | $\pi, x_3, x_4, x_5$                | 1        |
| 5       | $\pi, x_5$                     | 2        | 30      | $\pi, x_3, x_4, x_6$                | 1        |
| 6       | $\pi, x_6$                     | 2        | 31      | $\pi, x_4, x_5, x_6$                | 1        |
| 7       | $\pi, x_1, x_2$                | 1        | 32      | $\pi, x_1, x_3, x_4$                | 1        |
| 8       | $\pi, x_1, x_3$                | 3        | 33      | $\pi, x_1, x_3, x_5$                | 1        |
| 9       | $\pi, x_1, x_4$                | 3        | 34      | $\pi, x_1, x_3, x_6$                | 1        |
| 10      | $\pi, x_1, x_5$                | 2        | 35      | $\pi, x_1, x_4, x_5$                | 1        |
| 11      | $\pi, x_1, x_6$                | 2        | 36      | $\pi, x_1, x_4, x_6$                | 1        |
| 12      | $\pi, x_2, x_3$                | 3        | 37      | $\pi, x_1, x_5, x_6$                | 1        |
| 13      | $\pi, x_2, x_4$                | 2        | 38      | $\pi, x_2, x_4, x_5$                | 1        |
| 14      | $\pi, x_2, x_5$                | 3        | 39      | $\pi, x_2, x_4, x_6$                | 1        |
| 15      | $\pi, x_2, x_6$                | 3        | 40      | $\pi, x_2, x_5, x_6$                | 1        |
| 16      | $\pi, x_3, x_4$                | 3        | 41      | $\pi, x_3, x_5, x_6$                | 1        |
| 17      | $\pi, x_3, x_5$                | 3        | 42      | $\pi, x_1, x_2, x_3, x_4$           | 3        |
| 18      | $\pi, x_3, x_6$                | 3        | 43      | $\pi, x_1, x_2, x_3, x_5$           | 3        |
| 19      | $\pi, x_4, x_5$                | 3        | 44      | $\pi, x_1, x_2, x_3, x_6$           | 3        |
| 20      | $\pi, x_4, x_6$                | 3        | 45      | $\pi, x_1, x_2, x_4, x_5$           | 3        |
| 21      | $\pi, x_5, x_6$                | 3        | 46      | $\pi, x_1, x_2, x_4, x_6$           | 3        |
| 22      | $\pi, x_1, x_2, x_3$           | 1        | 47      | $\pi, x_1, x_2, x_5, x_6$           | 3        |
| 23      | $\pi, x_1, x_2, x_4$           | 1        | 48      | $\pi, x_2, x_3, x_4, x_5$           | 5        |
| 24      | $\pi, x_1, x_2, x_5$           | 1        | 49      | $\pi, x_2, x_3, x_4, x_6$           | 5        |
| 25      | $\pi, x_1, x_2, x_6$           | 1        | 50      | $\pi, x_2, x_3, x_5, x_6$           | 5        |
| 51      | $\pi, x_2, x_4, x_5, x_6$      | 5        | 58      | $\pi, x_1, x_2, x_3, x_4, x_6$      | 4        |
| 52      | $\pi, x_3, x_4, x_5, x_6$      | 5        | 59      | $\pi, x_1, x_2, x_3, x_5, x_6$      | 4        |
| 53      | $\pi, x_1, x_3, x_4, x_5$      | 4        | 60      | $\pi, x_1, x_2, x_4, x_5, x_6$      | 33       |
| 54      | $\pi, x_1, x_3, x_4, x_6$      | 4        | 61      | $\pi, x_1, x_3, x_4, x_5, x_6$      | 4        |
| 55      | $\pi, x_1, x_3, x_5, x_6$      | 4        | 62      | $\pi, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6$      | 4        |
| 56      | $\pi, x_1, x_4, x_5, x_6$      | 3        | 63      | $\pi, x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6$ | 7        |
| 57      | $\pi, x_1, x_2, x_3, x_4, x_5$ | 4        |         |                                     |          |

Źródło: Obliczenia własne

We wzorach (5) i (6)  $\tilde{V} = [\tilde{v}_1]$  jest macierzą wymiaru  $3 \times 1$  ortonormalnych wektorów własnych odpowiadającym największej wartości własnej macierzy

$$\begin{bmatrix} 2,17 & -0,39 & 0,66 \\ -0,39 & 0,09 & -0,09 \\ 0,66 & -0,09 & 0,32 \end{bmatrix}.$$

Wartości własne powyższej macierzy są następujące: 2,4488, 0,01197, 0,0115. Zatem największa wartość własna wynosi 2,4488 i odpowiada jej następujący ortonormalny wektor własny  $\begin{bmatrix} 0,9398 \\ -0,1668 \\ 0,2984 \end{bmatrix}$ , czyli macierz  $\tilde{B} = \begin{bmatrix} 0,9398 \\ -0,1668 \\ 0,2984 \end{bmatrix}$ , nato-

miast macierz  $\tilde{C}^T = [1,59 \quad 0,05 \quad -0,11]$ . Macierz ocen parametrów strukturalnych  $\tilde{A} = \begin{bmatrix} 0,82 & 0,02 & -0,06 \\ -0,19 & -0,01 & 0,01 \\ 0,4 & 0,01 & -0,03 \end{bmatrix}$ .

W następnym etapie obliczono wartości teoretyczne szeregu na podstawie każdego z 63 modeli na okresy czerwiec 2007r – grudzień 2007 r.

Przykładowe obliczenia dla kombinacji 7 zaprezentowano poniżej.

Przyjmując następującą numerację okresów w analizowanym szeregu:

- marzec 2007r. – okres o numerze -3,
- kwiecień 2007r. – okres o numerze -2,
- maj 2007r. – okres o numerze -1,
- czerwiec 2007r. – okres o numerze 0,
- lipiec 2007r. – okres o numerze 1,
- sierpień 2007r. – okres o numerze 2,
- wrzesień 2007r. – okres o numerze 3,
- październik 2007r. – okres o numerze 4,
- listopad 2007r. – okres o numerze 5,
- grudzień 2007r. – okres o numerze 6,

mamy

$$\begin{array}{c} \begin{matrix} -3 & -2 & -1 & 0 & 1 & 2 & 3 & 4 & 5 & 6 \end{matrix} \\ X = \begin{bmatrix} 0,26 & -0,04 & -0,14 & -0,93 & -0,43 & 0,56 & 1,96 & 1,56 & 0,86 & 0,86 \\ 0,02 & 1,67 & -1,49 & -2,7 & -0,93 & 0,75 & 0,25 & -0,38 & -3,53 & -3,53 \\ -0,04 & 0,93 & -1,01 & 0,93 & -1,01 & -0,04 & -0,04 & -0,04 & 0,93 & 0,93 \end{bmatrix} \\ y_{1/0} = \begin{bmatrix} -0,09 \\ 0,02 \\ -0,05 \end{bmatrix} \quad y_{2/1} = \begin{bmatrix} -0,38 \\ 0,21 \\ -0,44 \end{bmatrix} \quad y_{3/2} = \begin{bmatrix} -0,32 \\ 0,08 \\ -0,16 \end{bmatrix} \quad y_{4/3} = \begin{bmatrix} 0,48 \\ -0,11 \\ 0,24 \end{bmatrix} \quad y_{5/4} = \begin{bmatrix} 2,05 \\ -0,49 \\ 1,01 \end{bmatrix} \quad y_{6/5} = \begin{bmatrix} 1,27 \\ -0,3 \\ 0,63 \end{bmatrix} \end{array}$$

$$\begin{aligned}
y_{1/-1} &= \begin{bmatrix} -0,03 \\ 0,01 \\ -0,01 \end{bmatrix} & y_{2/0} &= \begin{bmatrix} -0,07 \\ 0,02 \\ -0,04 \end{bmatrix} & y_{3/1} &= \begin{bmatrix} -0,69 \\ 0,16 \\ -0,34 \end{bmatrix} & y_{4/2} &= \begin{bmatrix} -0,25 \\ 0,06 \\ -0,12 \end{bmatrix} & y_{5/3} &= \begin{bmatrix} 0,38 \\ -0,09 \\ 0,19 \end{bmatrix} & y_{6/4} &= \begin{bmatrix} 1,26 \\ -0,3 \\ 0,62 \end{bmatrix} \\
y_{1/-2} &= \begin{bmatrix} 0,13 \\ -0,03 \\ 0,07 \end{bmatrix} & y_{2/1} &= \begin{bmatrix} -0,02 \\ 0,01 \\ -0,01 \end{bmatrix} & y_{3/0} &= \begin{bmatrix} -0,06 \\ 0,01 \\ -0,03 \end{bmatrix} & y_{4/1} &= \begin{bmatrix} -0,54 \\ 0,13 \\ -0,27 \end{bmatrix} & y_{5/2} &= \begin{bmatrix} -0,20 \\ 0,05 \\ -0,1 \end{bmatrix} & y_{6/3} &= \begin{bmatrix} 0,29 \\ -0,07 \\ 0,15 \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

W następnym kroku dla wszystkich wyznaczonych prognoz obliczono pierwiastek błędu średniokwadratowego ex post. Wyniki obliczeń zaprezentowano w tabeli 2.

Zatem biorąc pod uwagę wszystkie analizowane kombinacje zmiennych stwierdzono, że najbardziej efektywna prognoza wskaźnika inflacji:

- dla opóźnienia  $h = 1$  jest wyznaczona na podstawie modelu dla kombinacji 61, czyli na podstawie modelu złożonego ze zmiennych  $\pi$ ,  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_3$ ,  $x_4$ ,  $x_5$ ,  $x_6$ ;
- dla opóźnienia  $h = 2$  jest wyznaczona na podstawie modelu dla kombinacji 30, czyli na podstawie modelu złożonego ze zmiennych  $\pi$ ,  $x_3$ ,  $x_4$ ,  $x_6$ ;
- dla opóźnienia  $h = 3$  jest wyznaczona na podstawie modelu dla kombinacji 29, czyli na podstawie modelu złożonego ze li zmiennych  $\pi$ ,  $x_3$ ,  $x_4$ ,  $x_5$ .

Wykorzystując te modele do prognozowania wskaźnika inflacji na trzy okresy do przodu oraz przyjmując oznaczenia: jeden okres do przodu  $t = 7$ , dwa okresy do przodu  $t = 8$ , trzy okresy do przodu  $t = 9$  otrzymujemy:

- prognoza dla  $h = 1$   
 $\tilde{\pi}_{7/6} = 0,65, \tilde{\pi}_{8/7} = 0,64, \tilde{\pi}_{9/8} = 0,65,$
- prognoza dla  $h = 2$   
 $\tilde{\pi}_{7/5} = 0,64, \tilde{\pi}_{8/6} = 0,62, \tilde{\pi}_{9/7} = 0,66,$
- prognoza dla  $h = 3$   
 $\tilde{\pi}_{7/4} = 0,62, \tilde{\pi}_{8/5} = 0,62, \tilde{\pi}_{9/6} = 0,62.$

Zatem w ostatnim okresie, w którym mamy analizowany szereg, czyli w grudniu można stwierdzić, że prognozowany wskaźnik inflacji w pierwszym okresie wyniesie 0,65, w drugim okresie wyniesie 0,62, natomiast w trzecim okresie będzie równy 0,62, co pozwala stwierdzić, że prognozy wskaźnika inflacji są następujące inflacja w lutym 2008r wyniesie 4,39%, natomiast w marcu i w kwietniu 4,36%.

Tabela 2 Pierwiastki błędu średniokwadratowego.

| Nr kombinacji | Pierwiastek błędu średniokwadratowego dla opóźnienia h |        |        | Nr kombinacji cd. | Pierwiastek błędu średniokwadratowego dla opóźnienia h |        |        |
|---------------|--------------------------------------------------------|--------|--------|-------------------|--------------------------------------------------------|--------|--------|
|               | 1                                                      | 2      | 3      |                   | 1                                                      | 2      | 3      |
| 1             | 0,9700                                                 | 1,2400 | 1,3900 | 33                | 0,9744                                                 | 0,9762 | 0,9696 |
| 2             | 0,9700                                                 | 1,2000 | 1,3500 | 34                | 0,9768                                                 | 0,9752 | 0,9656 |
| 3             | 1,0900                                                 | 1,0900 | 1,1400 | 35                | 0,7994                                                 | 1,2285 | 1,4312 |
| 4             | 0,8500                                                 | 1,2100 | 1,4450 | 36                | 0,7897                                                 | 1,2180 | 1,4192 |
| 5             | 0,9800                                                 | 1,2100 | 1,3500 | 37                | 0,7977                                                 | 1,1774 | 1,2626 |
| 6             | 0,9600                                                 | 1,2200 | 1,3700 | 38                | 0,8054                                                 | 1,1954 | 1,4029 |
| 7             | 0,7749                                                 | 1,2227 | 1,3754 | 39                | 0,7976                                                 | 1,1947 | 1,3789 |
| 8             | 0,7299                                                 | 1,1252 | 1,1990 | 40                | 0,7953                                                 | 1,1662 | 1,2587 |
| 9             | 0,7581                                                 | 1,2215 | 1,4545 | 41                | 0,9804                                                 | 0,9741 | 0,9629 |
| 10            | 0,7704                                                 | 1,2473 | 1,3956 | 42                | 0,7526                                                 | 1,0266 | 1,1696 |
| 11            | 0,7446                                                 | 1,2347 | 1,3943 | 43                | 0,7650                                                 | 1,1033 | 1,1710 |
| 12            | 0,7653                                                 | 1,0827 | 1,1451 | 44                | 0,7463                                                 | 1,0949 | 1,1684 |
| 13            | 0,7855                                                 | 1,1995 | 1,4388 | 45                | 0,8094                                                 | 1,1991 | 1,4216 |
| 14            | 0,7875                                                 | 1,1983 | 1,3542 | 46                | 0,8020                                                 | 1,1789 | 1,4154 |
| 15            | 0,7821                                                 | 1,2001 | 1,3715 | 47                | 0,8076                                                 | 1,2198 | 1,3802 |
| 16            | 0,7197                                                 | 1,0117 | 1,1437 | 48                | 0,7552                                                 | 0,9968 | 1,1388 |
| 17            | 0,7585                                                 | 1,0806 | 1,1207 | 49                | 0,7485                                                 | 0,9966 | 1,1541 |
| 18            | 1,0877                                                 | 1,3329 | 1,1545 | 50                | 0,7596                                                 | 1,0664 | 1,1385 |
| 19            | 0,7564                                                 | 1,1970 | 1,4151 | 51                | 0,8102                                                 | 1,1784 | 1,4011 |
| 20            | 0,7466                                                 | 1,2076 | 1,4504 | 52                | 0,7186                                                 | 1,0333 | 1,1710 |
| 21            | 0,7578                                                 | 1,2055 | 1,3529 | 53                | 0,7274                                                 | 1,0689 | 1,2278 |
| 22            | 0,9800                                                 | 0,9800 | 1,0000 | 54                | 0,7136                                                 | 1,0525 | 1,2037 |
| 23            | 0,8075                                                 | 1,1974 | 1,3997 | 55                | 0,7278                                                 | 1,1267 | 1,2035 |
| 24            | 0,8204                                                 | 1,2296 | 1,3865 | 56                | 0,7932                                                 | 1,2204 | 1,4483 |
| 25            | 0,7945                                                 | 1,1965 | 1,3264 | 57                | 0,7480                                                 | 1,0302 | 1,1802 |
| 26            | 0,9841                                                 | 1,0085 | 1,0259 | 58                | 0,7407                                                 | 1,0337 | 1,1658 |
| 27            | 0,9911                                                 | 0,9826 | 0,9680 | 59                | 0,7457                                                 | 1,0987 | 1,1716 |
| 28            | 1,0014                                                 | 1,1072 | 1,1558 | 60                | 0,8020                                                 | 1,1844 | 1,3982 |
| 29            | 0,9796                                                 | 0,9690 | 0,9626 | 61                | 0,7099                                                 | 1,0675 | 1,2212 |
| 30            | 0,9695                                                 | 0,9669 | 0,9632 | 62                | 0,7396                                                 | 1,0282 | 1,1480 |
| 31            | 0,7833                                                 | 1,1902 | 1,2984 | 63                | 0,7449                                                 | 1,0448 | 1,2082 |
| 32            | 0,9688                                                 | 0,9671 | 0,9635 |                   |                                                        |        |        |

Źródło: Obliczenia własne

### Zakończenie

W artykule została przedstawiona wybrana metoda prognozowania wskaźnika inflacji na podstawie modelu RR-VAR autoregresji wektorowej zredukowanego rzędu. Prognozy wyznaczono na podstawie modeli, dla których pierwiastek błędu średniokwadratowego ex post przyjmuje wartość minimalną, czyli wyznaczona prognoza jest efektywna.

### Literatura

1. Dittmann P., *Prognozowanie w przedsiębiorstwie. Metody i ich zastosowania*, Oficyna Ekonomiczna Kraków 2004;
2. Fujiwara I., Koga M., *A statistical Method for Inflation Forecasting: Pitting Etery Victor Autoregression and Foirecasting dunder Model Uncertainty*, Monetary and Economic Studies March 2004;
3. Kokoszyński R., *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2004;
4. Lutkepohl H., *Introduction to multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag New York 1991;
5. Majsterek M., *Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej*, Przegląd Statystyczny, nr 4, 1999, s. 435-440.

### STRESZCZENIE

Prognozy inflacji mogą być wykorzystane do prowadzenia odpowiedniej polityki pieniężnej i gospodarczej, do stymulowania wzrostu gospodarczego oraz wyznaczenia optymalnych decyzji finansowych i inwestycyjnych.

W artykule została przedstawiona jedna z metod prognozowania wskaźnika inflacji w oparciu o model RR-VAR autoregresji wektorowej zredukowanego rzędu.

Prognozy wyznaczono na podstawie modeli, dla których pierwiastek błędu średniokwadratowego ex post przyjmuje wartość minimalną, czyli na podstawie modeli które pozwalają na wyznaczenie efektywnych prognoz.



## **APPLICATION OF RR-VAR MODEL TO FORECASTING OF INFLATION RATE**

### **SUMMARY**

In this article is present one of the method of forecasting of inflation rate basing on the RR-VAR model. The forecasts of inflation rates are calculate on the ground of models for which RMSEs are minimum, in other words, on the ground of models, that calculate the effective forecasts.

*Translated by A. Przybylska-Mazur*

*Dr Agnieszka Przybylska-Mazur*  
Akademia Ekonomiczna w Katowicach  
agnespr@ae.katowice.pl



STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 10

MONIKA ROZKRUT  
DOMINIK ROZKRUT

**OCENA WYNIKÓW FINANSOWYCH PODMIOTÓW  
OSPODARCZYCH W WOJEWÓDZTWIE ZACHODNIOPOMORSKIM  
W LATACH 2002-2007**

**Opis badań**

W ramach programu badań statystycznych statystyki publicznej prowadzone są badania wyników podmiotów gospodarczych, które obejmują m.in. takie zagadnienia jak: przychody i koszty, wyniki działalności gospodarczej, składniki aktywów obrotowych, źródła finansowania majątku, podatek od towarów i usług, podatek akcyzowy, czy też nakłady na budowę, ulepszenie i zakup środków trwałych oraz nabycie wartości niematerialnych i prawnych, ocena potencjalnej zdolności kredytowej, ocena koniunktury gospodarczej. Analizy powyższych zagadnień – w przypadku podmiotów niefinansowych – oparte są na następujących badaniach prowadzonych przez służby statystyki publicznej: „Bieżące wyniki finansowe i nakłady na środki trwałe przedsiębiorstw”, „Ocena potencjalnej zdolności kredytowej przedsiębiorstw”, „Sytuacja pieniężno-kredytowa przedsiębiorstw w świetle jakościowej oceny ich funkcjonowania”, „Ocena bieżącej działalności gospodarczej przedsiębiorstw”, „Roczne badanie działalności gospodarczej przedsiębiorstw”, „Panelowe badanie przedsiębiorstw”, „Badanie koniunktury gospodarczej”, „Aktywność inwestycyjna przedsiębiorstw w świetle dostępnych środków finansowych”, „Grupy przedsiębiorstw”.

Badanie bieżących wyników finansowych i nakładów na środki trwałe przedsiębiorstw opiera się na sprawozdawczości sporządzanej przez podmioty

gospodarcze<sup>1</sup>, o liczbie pracujących od 10 osób wzwyż, przy czym podmioty w których liczba pracujących wynosi 50 osób i więcej zobowiązane są do przekazywania sprawozdań kwartalnie, natomiast podmioty od 10 do 49 pracujących co pół roku. Podmioty przekazują informacje na sprawozdaniu statystycznym o przychodach, kosztach i wyniku finansowym oraz nakładach na środki trwałe za okres od początku roku (F-01/I-01). Wyniki badania wykorzystywane są m.in. w ocenie sytuacji społeczno-gospodarczej kraju i województw, rachunkach narodowych, szacunkach dochodów budżetu. Zakres przedmiotowy sprawozdań obejmuje rachunek zysków i strat, aktywa obrotowe i trwałe, wybrane źródła finansowania majątku, podatek VAT i akcyzowy, środki trwałe w budowie, nakłady na budowę, ulepszenie i zakup środków trwałych oraz nabycie wartości niematerialnych i prawnych, leasing.

#### **Analiza wybranych wskaźników**

W celu odniesienia sytuacji ekonomicznej województwa zachodniopomorskiego rozpatrywanej przez pryzmat wyników podmiotów gospodarczych, w tabeli 1 przedstawiono dane dotyczące wybranych relacji ekonomicznych oraz struktury przedsiębiorstw według uzyskanych wyników finansowych w 2007 roku przez objęte badaniem podmioty gospodarcze o liczbie pracujących powyżej 49 osób w poszczególnych województwach. Wskaźnik poziomu kosztów to stosunek kosztów uzyskania przychodów do przychodów (z całokształtu działalności). Wskaźnik rentowności ze sprzedaży to relacja wyniku ze sprzedaży produktów, towarów i materiałów do przychodów netto ze sprzedaży tychże. Wskaźnik rentowności obrotu brutto (lub netto) wyznaczany jest jako relacja wyniku finansowego brutto (netto) do przychodów z całokształtu działalności. Relacja inwestycji krótkoterminowych do zobowiązań krótkoterminowych to wskaźnik płynności finansowej I stopnia, natomiast relacja inwestycji krótkoterminowych i należności krótkoterminowych do zobowiązań krótkoterminowych to wskaźnik płynności finansowej II stopnia.

<sup>1</sup> Prowadzące działalność zaklasyfikowaną według PKD do sekcji: A (z wyłączeniem osób fizycznych prowadzących indywidualne gospodarstwa rolne), B, C, D, E, F, G, H, I, J (z wyłączeniem banków, spółdzielczych kas oszczędnościowo-kredytowych, instytucji ubezpieczeniowych, biur i domów maklerskich, towarzystw i funduszy inwestycyjnych oraz narodowych funduszy inwestycyjnych, towarzystw i funduszy emerytalnych), K, M (z wyłączeniem szkolnictwa wyższego), N (z wyłączeniem samodzielnych publicznych zakładów opieki zdrowotnej), O (z wyłączeniem instytucji kultury posiadających osobowość prawną).

Ogólna liczba przebadanych przedsiębiorstw w kraju wyniosła 16531. Najwięcej podmiotów (patrz tabela 1) miało siedzibę w województwie mazowieckim (2737), śląskim (2185) oraz wielkopolskim (1748). W przypadku zachodniopomorskiego było to 607 podmiotów (11 pozycja). Zachodniopomorskie należy do grupy województw o najwyższym poziomie kosztów z całokształtu działalności, wyższy poziom odnotowano jedynie w województwie warmińsko-mazurskim.

Tabela 1. Wybrane relacje ekonomiczne oraz struktura przedsiębiorstw według uzyskanych wyników finansowych w 2007 roku

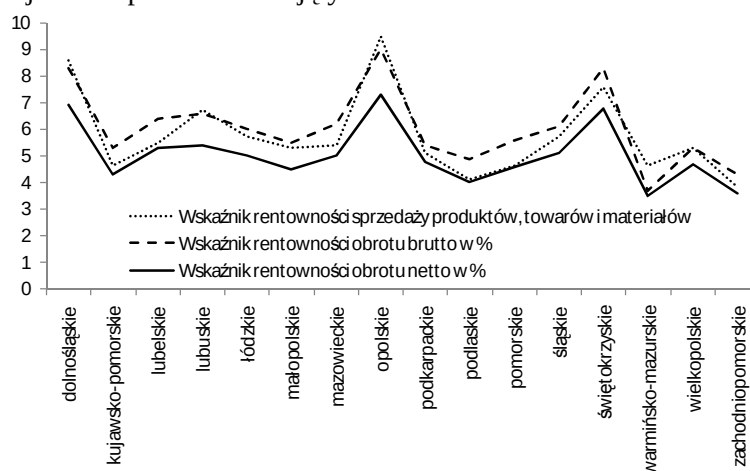
| Województwo    | n <sup>a)</sup> | x <sub>1</sub> | x <sub>2</sub> | x <sub>3</sub> | x <sub>4</sub> | x <sub>5</sub> | x <sub>6</sub> | x <sub>7</sub> | x <sub>8</sub> |
|----------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| dolnośląskie   | 1285            | 91,7           | 8,6            | 8,3            | 6,9            | 35,1           | 103,9          | 79,8           | 84,6           |
| kujawsko-pom.  | 930             | 94,8           | 4,6            | 5,3            | 4,3            | 20,0           | 83,9           | 84,8           | 84,9           |
| lubelskie      | 613             | 93,6           | 5,5            | 6,4            | 5,3            | 37,2           | 104,1          | 82,2           | 93,2           |
| lubuskie       | 432             | 93,4           | 6,7            | 6,6            | 5,4            | 28,1           | 109,0          | 77,8           | 86,7           |
| łódzkie        | 1098            | 94,0           | 5,7            | 6,0            | 5,0            | 36,6           | 101,7          | 82,2           | 91,2           |
| małopolskie    | 1370            | 94,5           | 5,3            | 5,5            | 4,5            | 26,9           | 90,1           | 83,9           | 90,1           |
| mazowieckie    | 2737            | 93,8           | 5,4            | 6,2            | 5,0            | 37,6           | 102,9          | 82,2           | 87,4           |
| opolskie       | 384             | 91,0           | 9,5            | 9,0            | 7,3            | 70,5           | 136,0          | 85,4           | 92,9           |
| podkarpackie   | 779             | 94,6           | 5,1            | 5,4            | 4,8            | 30,6           | 99,6           | 83,8           | 89,5           |
| podlaskie      | 381             | 95,1           | 4,1            | 4,9            | 4,0            | 19,8           | 84,2           | 85,0           | 84,3           |
| pomorskie      | 1005            | 94,4           | 4,6            | 5,6            | 4,6            | 30,0           | 96,7           | 82,7           | 79,7           |
| śląskie        | 2185            | 93,9           | 5,7            | 6,1            | 5,1            | 34,3           | 101,2          | 82,0           | 91,3           |
| świętokrzyskie | 431             | 91,7           | 7,6            | 8,3            | 6,8            | 38,0           | 92,8           | 83,8           | 88,7           |
| warmińsko-maz. | 546             | 96,3           | 4,6            | 3,7            | 3,5            | 17,2           | 94,1           | 83,3           | 91,5           |
| wielkopolskie  | 1748            | 94,7           | 5,3            | 5,3            | 4,7            | 32,4           | 94,4           | 83,5           | 92,5           |
| zachodniopom.  | 607             | 95,7           | 3,8            | 4,3            | 3,6            | 19,5           | 69,4           | 80,7           | 86,4           |

Źródło: Biuletyny statystyczne województw 2008.

a) n - liczba przedsiębiorstw objętych badaniem; x<sub>1</sub> - wskaźnik poziomu kosztów z całokształtu działalności; x<sub>2</sub> - wskaźnik rentowności sprzedaży produktów, towarów i materiałów; x<sub>3</sub> - wskaźnik rentowności obrotu brutto w %; x<sub>4</sub> - wskaźnik rentowności obrotu netto w %; x<sub>5</sub> - wskaźnik płynności finansowej I stopnia w %; x<sub>6</sub> - wskaźnik płynności finansowej II stopnia w %; x<sub>7</sub> - udział liczby przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w ogólnej liczbie przedsiębiorstw w %; x<sub>8</sub> - udział przychodów przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w przychodach z całokształtu działalności w %.

Nie pozostaje to bez wpływu na wartość wskaźnika rentowności ze sprzedaży towarów i materiałów, który w przypadku zachodniopomorskiego przyjmuje najniższy poziom ze wszystkich województw (4,6%). W najlepszych pod tym względem województwach wskaźnik ten przyjmuje wartości: 9,5% dla opolskiego i 8,6% dla dolnośląskiego. Kolejność województw według pozostałych wskaźników rentowności niemal nie ulega zmianie. Wartość wskaźnika rentowności netto dla najlepszego opolskiego to 7,3%, a dla zachodniopomorskiego przeszło o połowę niższa, tj. 3,5%. Kształtowanie się wartości poszcze-

gólnych wskaźników rentowności w województwach przedstawiono na rys. 1. Warto odnotować fakt, że relatywnie korzystnie prezentujące się pod względem rentowności województwa opolskie i świętokrzyskie, to jednak regiony o najmniejszej liczbie podmiotów objętych badaniem.

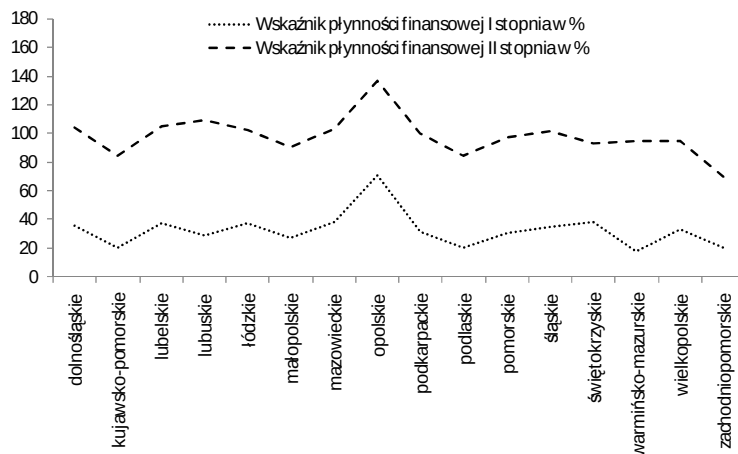


Rys. 1. Wskaźniki rentowności według województw w 2007 roku

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i US.

Na rys. 2. przedstawiono kształtowanie się wskaźników płynności w poszczególnych województwach. Podobnie jak w przypadku rentowności, najwyższe poziomy wskaźników płynności odnotowano dla przedsiębiorstw z województwa opolskiego (70,5 i 136 odpowiednio wskaźnik płynności I i II stopnia). Analizowane podmioty gospodarcze z zachodniopomorskiego odnotowały drugą od końca wartość wskaźnika płynności I stopnia (19,5, niższy tylko w warmińsko-mazurskim) oraz najniższy poziom wskaźnika płynności II stopnia (69,4). Oczywiście jakkolwiek jedynie kompleksowa ocena firmy pozwala ocenić należycie płynność finansową, tym niemniej najniższe wartości wskaźników w przypadku województwa zachodniopomorskiego mogą świadczyć o względnie trudniejszych warunkach gospodarowania w tym regionie.

Prostym wskaźnikiem służącym ocenie bieżącej sytuacji firm jest udział podmiotów wykazujących zysk netto w ogólnej liczbie przedsiębiorstw. Podobnie wymowna jest także relacja przychodów przedsiębiorstw wykazujących zysk netto do przychodów ogółem wszystkich firm. Kształtowanie się obu wskaźników przedstawiono na rys. 3.

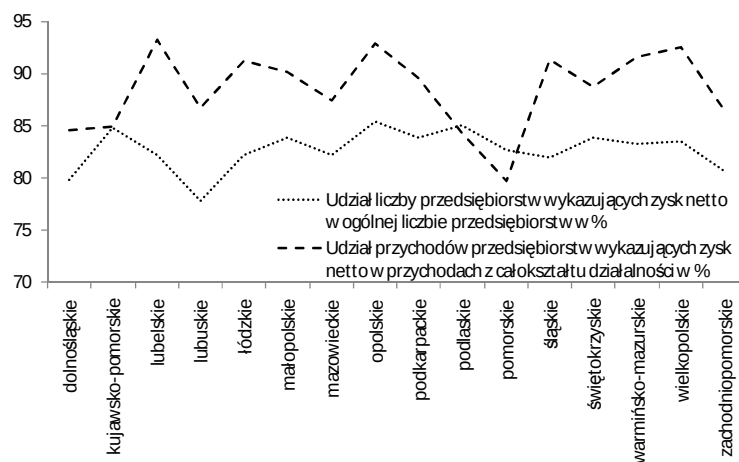


Rys. 2. Wskaźniki płynności według województw w 2007 roku

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i US.

W pierwszym przypadku rozstęp nie wydaje się duży, wartość wskaźnika waha się bowiem pomiędzy 77,8% a 85,4%, przyjmując tę najniższą w lubuskim i najwyższą w opolskim. W przypadku drugiego wskaźnika najwyższą wartość notuje lubelskie (93,2%) a najniższą pomorskie (79,7%). Zachodniopomorskie w obu przypadkach plasuje się wśród regionów o najniższych wartościach miar (odpowiednio 80,7 dla liczby podmiotów i 86,4% dla przychodów).

W tab. 2. przedstawiono uszczegółowienie informacji dotyczących struktury podmiotów według wyniku finansowego, tj. udziały liczby przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w ogólnej liczbie przedsiębiorstw w województwach w 2007 roku (w %) według wybranych sekcji. Z wyraźnie najtrudniejszą sytuacją mamy do czynienia w przypadku transportu, gospodarki magazynowej i łączności, gdzie wartość wskaźnika oscyluje dla wszystkich województw wokół 70%. Najkorzystniej rysują się natomiast budownictwo, handel i naprawy oraz hotele i restauracje. Województwo zachodniopomorskie charakteryzuje się z jednej strony jednym z najniższych udziałów liczby zyskownych podmiotów z przetwórstwa przemysłowego (trzecia najniższa wartość: 79,5%), z drugiej zaś jedną z najwyższych wartości dla budownictwa (druga w kolejności, razem z dolnośląskim: 92,7%).



Rys. 3. Udział liczby przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w ogólnej liczbie przedsiębiorstw w województwach w 2007 roku (w %)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i US.

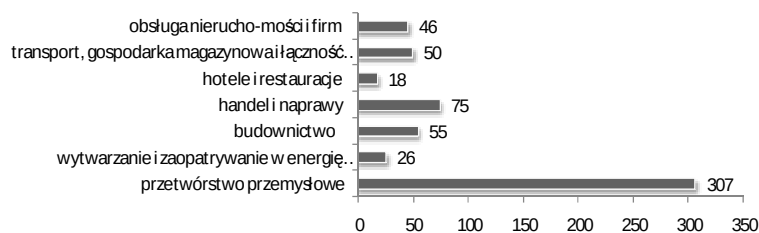
Tabela 2. Udział liczby przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w ogólnej liczbie przedsiębiorstw w województwach w 2007 roku (w %)

| Województwo    | Ogółem | w tym <sup>a)</sup> |                |                |                |                |                |                |
|----------------|--------|---------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
|                |        | x <sub>1</sub>      | x <sub>2</sub> | x <sub>3</sub> | x <sub>4</sub> | x <sub>5</sub> | x <sub>6</sub> | x <sub>7</sub> |
| dolnośląskie   | 79,8   | 78,4                | 76,7           | 92,7           | 86,8           | 90,0           | 67,3           | 71,0           |
| kujawsko-pom.  | 84,8   | 83,4                | 80,0           | 87,8           | 89,5           | x              | 76,9           | 85,7           |
| lubelskie      | 82,2   | 81,6                | x              | 87,2           | 87,7           | 85,7           | 60,6           | 85,7           |
| lubuskie       | 77,8   | 76,4                | 100,0          | 83,9           | 83,9           | 87,5           | 65,5           | 74,2           |
| łódzkie        | 82,2   | 80,6                | 82,4           | 92,2           | 87,4           | 100,0          | 61,9           | 77,8           |
| małopolskie    | 83,9   | 83,8                | 86,1           | 86,2           | 87,4           | 77,1           | 75,4           | 80,1           |
| mazowieckie    | 82,2   | 80,1                | 84,7           | 89,5           | 85,6           | 85,0           | 76,2           | 80,0           |
| opolskie       | 85,4   | 83,8                | x              | 96,7           | 88,1           | x              | 78,6           | 72,0           |
| podkarpackie   | 83,8   | 82,1                | 80,6           | 89,9           | 87,9           | 100,0          | 66,7           | 84,1           |
| podlaskie      | 85,0   | 83,2                | 78,9           | 89,1           | 91,9           | 100,0          | 60,0           | 75,0           |
| pomorskie      | 82,7   | 81,3                | 71,4           | 91,7           | 90,6           | 87,5           | 77,5           | 71,3           |
| śląskie        | 82,0   | 82,4                | 75,6           | 83,4           | 86,5           | 62,1           | 71,1           | 82,7           |
| świętokrzyskie | 83,8   | 85,7                | 87,5           | 89,6           | 83,6           | x              | 57,9           | 73,3           |
| warmińsko-maz. | 83,3   | 82,4                | 85,2           | 86,0           | 90,7           | x              | 79,2           | 72,7           |
| wielkopolskie  | 83,5   | 82,6                | 72,2           | 90,5           | 87,8           | 87,5           | 79,3           | 75,7           |
| zachodniopom.  | 80,7   | 79,5                | 84,6           | 92,7           | 86,7           | 88,9           | 70,0           | 73,9           |

Źródło: Biuletyny statystyczne województw 2003-2008.

a) x<sub>1</sub> - przetwórstwo przemysłowe; x<sub>2</sub> - wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, wodę; x<sub>3</sub> - budownictwo; x<sub>4</sub> - handel i naprawy; x<sub>5</sub> - hotele i restauracje; x<sub>6</sub> - transport, gospodarka magazynowa i łączność; x<sub>7</sub> - obsługa nieruchomości i firm.

Niemal odwrotnym układem wartości charakteryzuje się natomiast województwo małopolskie (korzystna sytuacja w zakresie przetwórstwa przemysłowego, niekorzystna w zakresie budownictwa).



Rys. 4. Liczba badanych firm w województwie zachodniopomorskim

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i US.

Tabela 3. Wybrane relacje ekonomiczne oraz struktura przedsiębiorstw według uzyskanych wyników finansowych w województwie zachodniopomorskim w latach 2002-2007

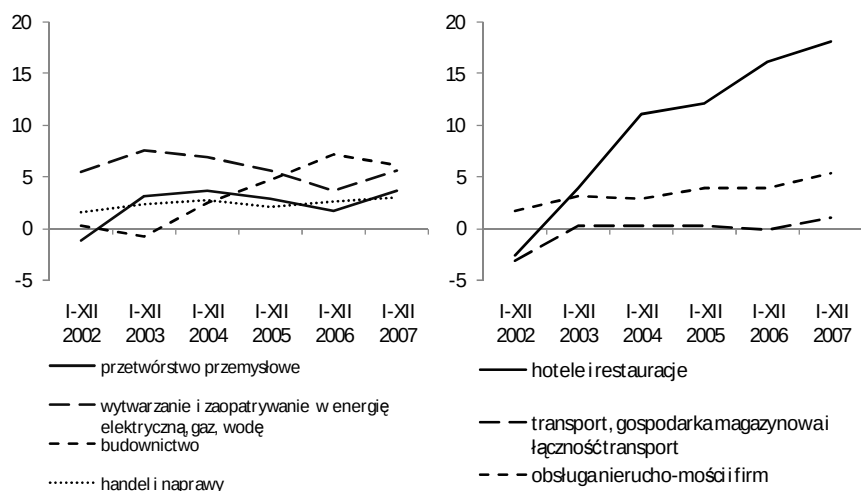
| Województwo | n <sup>a)</sup> | x <sub>1</sub> | x <sub>2</sub> | x <sub>3</sub> | x <sub>4</sub> | x <sub>5</sub> | x <sub>6</sub> | x <sub>7</sub> | x <sub>8</sub> |
|-------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| I-XII 2002  | -               | 109,0          | 0,1            | -9,0           | -9,7           | 14,7           | 48,8           | -              | -              |
| I-XII 2003  | 586             | 98,8           | 2,9            | 1,2            | 0,5            | 17,0           | 60,8           | 68,3           | 74,8           |
| I-XII 2004  | 566             | 96,4           | 3,4            | 3,6            | 2,8            | 19,5           | 68,8           | 78,6           | 82,1           |
| I-XII 2005  | 571             | 97,0           | 2,9            | 3,0            | 2,3            | 21,8           | 68,9           | 74,1           | 79,8           |
| I-XII 2006  | 603             | 97,8           | 2,4            | 2,2            | 1,5            | 20,5           | 71,5           | 76,8           | 77,0           |
| I-XII 2007  | 607             | 95,7           | 3,8            | 4,3            | 3,6            | 19,5           | 69,4           | 80,7           | 86,4           |

Źródło: Biuletyny statystyczne województw 2003-2008.

a) n - liczba przedsiębiorstw objętych badaniem; x<sub>1</sub> - wskaźnik poziomu kosztów z całokształtu działalności; x<sub>2</sub> - wskaźnik rentowności sprzedaży produktów, towarów i materiałów; x<sub>3</sub> - wskaźnik rentowności obrotu brutto w %; x<sub>4</sub> - wskaźnik rentowności obrotu netto w %; x<sub>5</sub> - wskaźnik płynności finansowej I stopnia w %; x<sub>6</sub> - wskaźnik płynności finansowej II stopnia w %; x<sub>7</sub> - udział liczby przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w ogólnej liczbie przedsiębiorstw w %; x<sub>8</sub> - udział przychodów przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w przychodach z całokształtu działalności w %.

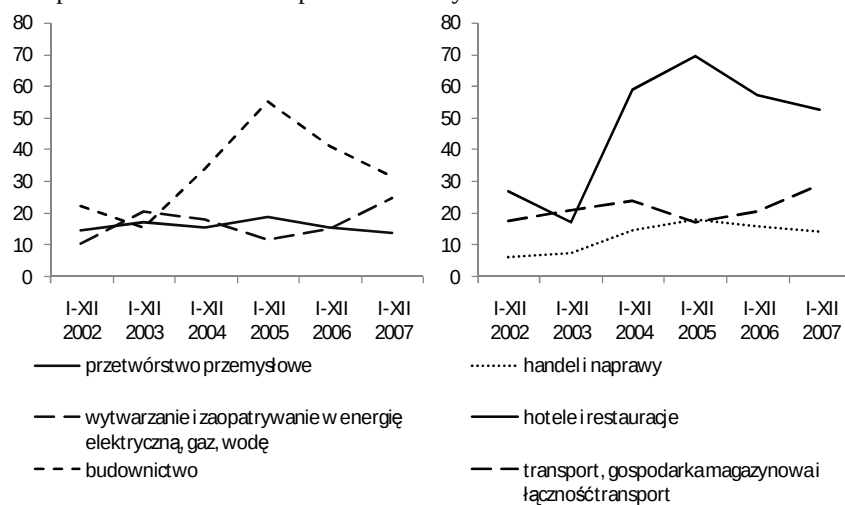
Przechodząc do analizy tendencji w województwie zachodniopomorskim, w tab. 3. przedstawiono kształtowanie się wartości tego samego zestawu miar co w tab. 1. w latach 2002-2007 dla województwa zachodniopomorskiego. Analizując przedstawione dane można zauważyć tendencję spadkową w zakresie wskaźnika poziomu kosztów, tendencje wzrostowe w zakresie wskaźników płynności (aczkolwiek przerwane spadkami w 2007 roku) oraz najkorzystniejsze wartości w 2007 roku w zakresie wskaźników struktury podmiotów ze względu na wynik finansowy. Bardziej szczegółowe informacje z podziałem na sekcje PKD zaprezentowano na rysunkach 5-9.





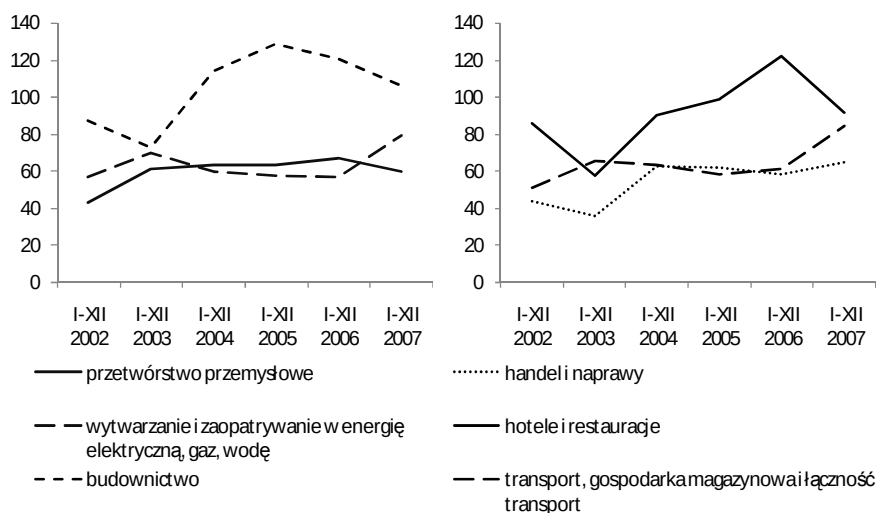
Rys. 5. Wskaźnik rentowności ze sprzedaży w województwie zachodniopomorskim w latach 2002-2007 (w %)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i US.



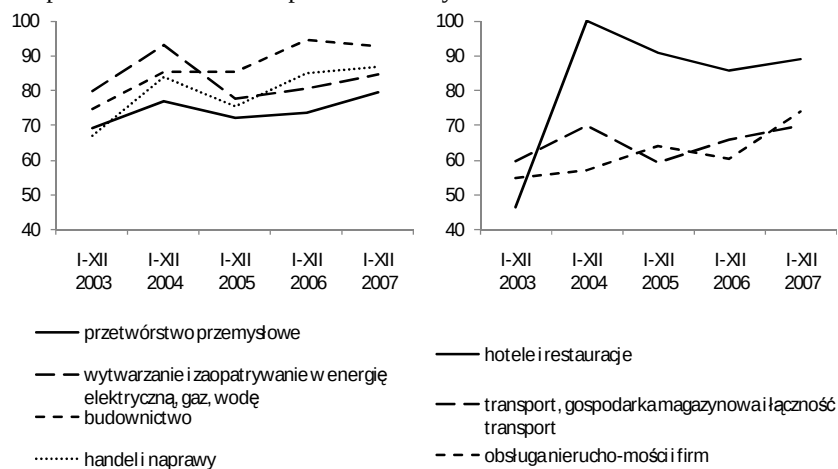
Rys. 6. Wskaźnik płynności finansowej I stopnia w województwie zachodniopomorskim w latach 2002-2007 (w %)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i US.



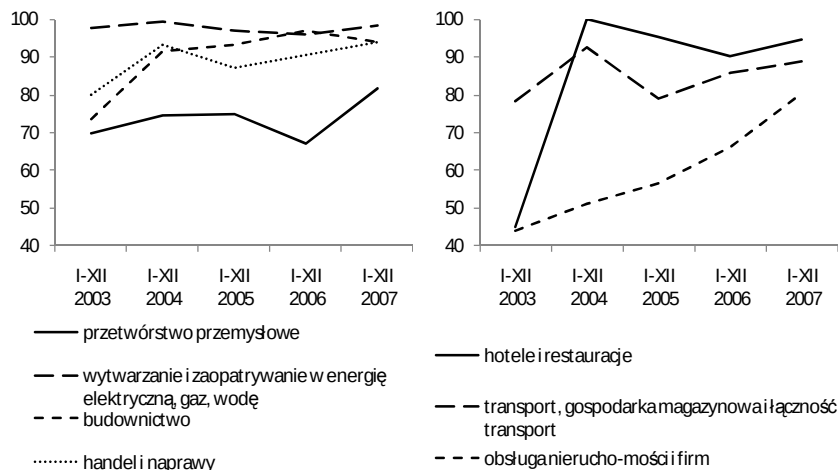
Rys. 7. Wskaźnik płynności finansowej II stopnia w województwie zachodniopomorskim w latach 2002-2007 (w %)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i US.



Rys. 8. Udział liczby przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w ogólnej liczbie przedsiębiorstw w województwie zachodniopomorskim w latach 2003-2007 (w %)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i US.



Rys. 9. Udział przychodów przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w przychodach z całokształtu działalności w województwie zachodniopomorskim w latach 2003-2007 (w %)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i US.

## Wnioski

Analizując wskaźniki rentowności dla poszczególnych sekcji w województwie zachodniopomorskim, zaobserwować można wyraźną tendencję wzrostową w przypadku hoteli i restauracji, gdzie rentowność ze sprzedaży jest najwyższa i najszybciej wrastała w analizowanym okresie. Wyraźną, choć już nie tak intensywną, tendencję wzrostową obserwujemy także w przypadku budownictwa. Podobnie jak w przypadku danych krajowych, najniższym poziomem rentowności ze sprzedaży charakteryzował się transport, gospodarka materiałowa i łączność. Rentowność znajduje swe odbicie w płynności finansowej, analiza wartości wskaźnika płynności finansowej II stopnia potwierdza jej najwyższe (w stosunku do pozostałych) poziomy dla budownictwa i hoteli i restauracji. Generalnie w przypadku wszystkich wyróżnionych sekcji obserwuje się na przestrzeni lat 2003-2006 tendencje wzrostowe w zakresie tak udziału liczby podmiotów wykazujących zysk netto jak i udziału ich przychodów. Podobnie jednak najwyższe wartości odnotowano dla budownictwa oraz zaopatrywania w energię elektryczną, gaz i wodę, a najniższe dla transportu i obsługi nieruchomości i firm. Zwłaszcza w tym drugim przypadku mamy do czynienia ze

znaczną różnicą względem pozostałych sekcji w zakresie udziału przychodów podmiotów wykazujących zysk.

### Literatura

1. *Biuletyn statystyczny*. Główny Urząd Statystyczny, Warszawa 2003-2008.
2. *Biuletyny statystyczne województw*. Urzędy Statystyczne, 2003-2008.
3. Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2007.
4. Łuniewska M., *Ekonometria finansowa*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2008.
5. Łuniewska M., Tarczyński W., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
6. Michalski G., *Płynność finansowa w małych i średnich przedsiębiorstwach*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005.
7. Sierpińska M., Jachna T., *Ocena przedsiębiorstwa wg standardów światowych*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2007.
8. Sierpińska M., Wędzki D., *Zarządzanie płynnością finansową w przedsiębiorstwie*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2007.
9. Skoczylas W., *Teoria i praktyka analizy finansowej w przedsiębiorstwie*. Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce, Warszawa 2002.
10. Tarczyński W., *Rynki kapitałowe. Metod ilościowe*. Vol. I. Placet, Warszawa 1997.
11. *Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych I-XII 2007*. Główny Urząd Statystyczny, Warszawa 2008.
12. *Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych w województwie zachodniopomorskim w latach 2005-2007*. Urząd Statystyczny w Szczecinie, Szczecin 2008.
13. *Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych w województwie zachodniopomorskim w latach 2002-2004*. Urząd Statystyczny w Szczecinie, Szczecin 2005.
14. Waśniewski T., Skoczylas W., *Analiza przepływów środków pieniężnych – pomocą w zarządzaniu finansami przedsiębiorstwa*. „Rachunkowość”, nr 6, 1996.

### STRESZCZENIE

W ramach badań statystycznych prowadzonych przez służby statystyki publicznej prowadzone są badania przedsiębiorstw, m.in. w zakresie przychodów i kosztów, wyników działalności gospodarczej, składników aktywów obrotowych, źródeł finansowania majątku, podatku od towarów i usług, podatku akcyzowego, czy też nakładów na bu-

dowę, ulepszenie i zakup środków trwałych oraz nabycie wartości niematerialnych i prawnych, oceny potencjalnej zdolności kredytowej. W artykule zestawiono i poddano analizie szeregi czasowe wybranych relacji ekonomicznych i wskaźników struktury podmiotów gospodarczych z województwa zachodniopomorskiego o liczbie pracujących powyżej 49 osób.

## **FINANCIAL RESULTS OF NON-FINANCIAL ENTERPRISES IN WEST-POMERANIAN REGION IN THE PERIOD OF 2002-2007**

### **SUMMARY**

Within the framework of Polish statistical program enterprises are surveyed and data is collected on revenues, costs, financial results, assets, liabilities, taxes, investments outlays on fixed assets, intangibles, creditworthiness and others. The analysis of time series of selected economic measures and ratios for the region of zachodniopomorskie together with the comparison with other regions is presented in the paper.

*Translated by Dominik Rozkrut*

*Dr Monika Rozkrut*  
Uniwersytet Szczeciński  
sobot@wneiz.pl

*Dr Dominik Rozkrut*  
Uniwersytet Szczeciński  
d.rozkrut@gmail.com



BEATA STOLORZ

## VOLGA I VANNA – WSPÓŁCZYNNIKI WRAŻLIWOŚCI

### Wstęp

Miary wrażliwości, będące jednym z najlepszych narzędzi pomiaru ryzyka opcji, odzwierciedlają wpływ pewnych zmiennych na cenę bądź stopę zwrotu instrumentu finansowego, nazywane często czynnikami ryzyka. Wysoka wrażliwość tych zmiennych na działanie czynników na nie wpływających, świadczy o wysokim ryzyku rynkowym instrumentu finansowego. W praktyce najczęściej stosowane są tzw. współczynniki „greckie” (*Greeks*): *delta*, *gamma*, *theta*, *vega* i *rho*<sup>1</sup>. Celem pracy jest zaprezentowanie dwóch mniej znanych współczynników: *volga* i *vanna* europejskiej opcji kupna (*call*) i sprzedaży (*put*) dla modelu wyceny Blacka-Scholesa.

### Miary wrażliwości

Z punktu widzenia matematycznego miara wrażliwości jest to pochodna cząstkowa funkcji wyrażającej cenę opcji względem wybranego czynnika ryzyka<sup>2</sup>. W tej grupie główną rolę pełnią współczynniki: *delta*, *gamma*, *vega*, *theta* i *rho*, należące do klasy modeli deterministycznych. Element stochastyczny występuje w podanej metodologii, jednak w postaci końcowej modele te mają postać niezależną od składnika losowego. Parametr zmienności określony jest jako odchylenie standardowe stóp zwrotu i traktuje się go jako znany. Greckie współczynniki wyrażają wpływ na cenę opcji podstawowych czynników takich jak cena instrumentu bazowego, czas do wygaśnięcia opcji, poziom zmienności instrumentu bazowego, stopa procentowa wolna od ryzyka (krajowa lub zagra-

<sup>1</sup> Więcej na ten temat w [3], s. 359-394.

<sup>2</sup> Patrz [4], s.125.

niczna<sup>3</sup>). Współczynniki te wykorzystuje się do tworzenia strategii minimalizujących ryzyko rynkowe. Wysoka wrażliwość ceny lub stopy zwrotu instrumentu finansowego na działanie czynników na nie wpływających, świadczy o wysokim ryzyku rynkowym instrumentu finansowego.

Oprócz tradycyjnych współczynników greckich specjaliści analizujący opcje określają czasem jeszcze inne współczynniki wrażliwości:<sup>4</sup>

1. Współczynnik *volga* (*vega gamma*, *vomma*) określa, o ile zmieni się współczynnik *vega* względem zmiany zmienności ceny instrumentu bazowego. Jest to druga pochodna ceny opcji względem zmienności ceny instrumentu bazowego.
2. Współczynnik *vanna* określa, o ile zmieni się współczynnik *vega*, gdy cena instrumentu bazowego zmieni się o jednostkę. Inna równoważna interpretacja mówi nam, że jest to wielkość zmiany współczynnika *delta* względem jednostkowej zmiany zmienności ceny instrumentu bazowego. Jest to druga pochodna ceny opcji liczona najpierw względem zmienności, a potem względem ceny instrumentu bazowego.

Wybrane współczynniki wrażliwości wraz z wzorami je opisującymi są zawarte w tabeli 1.

#### Volga i vanna w modelu wyceny Blacka-Scholesa

Wartość współczynników wrażliwości jest uzależniona od przyjętego modelu wyceny opcji. Najczęściej stosowane są równania modelu Blacka-Scholesa:<sup>5</sup>

$$\begin{aligned} c &= S \cdot N(d_1) - X \cdot e^{-r(T-t)} \cdot N(d_2), \\ p &= X \cdot e^{-r(T-t)} \cdot N(-d_2) - S \cdot N(-d_1), \end{aligned} \quad (1)$$

<sup>3</sup> Szerzej na ten temat w [7].

<sup>4</sup> Patrz: [5] s. 350, [6]

<sup>5</sup> Patrz [8], s.48.

Tabela 1. Wybrane współczynniki wrażliwości

| <b>Greeks</b> | <i>call</i>                                                         | <i>put</i>                                                          |
|---------------|---------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------|
| <i>delta</i>  | $\frac{\partial c}{\partial S}$                                     | $\frac{\partial p}{\partial S}$                                     |
| <i>gamma</i>  | $\frac{\partial^2 c}{\partial S^2}$                                 | $\frac{\partial^2 p}{\partial S^2}$                                 |
| <i>vega</i>   | $\frac{\partial c}{\partial \sigma}$                                | $\frac{\partial p}{\partial \sigma}$                                |
| <i>theta</i>  | $\frac{\partial c}{\partial t} = -\frac{\partial c}{\partial \tau}$ | $\frac{\partial p}{\partial t} = -\frac{\partial p}{\partial \tau}$ |
| <i>rho</i>    | $\frac{\partial c}{\partial r}$                                     | $\frac{\partial p}{\partial r}$                                     |
| <i>volga</i>  | $\frac{\partial^2 c}{\partial \sigma^2}$                            | $\frac{\partial^2 p}{\partial \sigma^2}$                            |
| <i>vanna</i>  | $\frac{\partial^2 c}{\partial S \partial \sigma}$                   | $\frac{\partial^2 p}{\partial S \partial \sigma}$                   |

Źródło: opracowanie własne.

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S}{X}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right) \cdot (T - t)}{\sigma \cdot \sqrt{T - t}}, \quad (1')$$

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{S}{X}\right) + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right) \cdot (T - t)}{\sigma \cdot \sqrt{T - t}} = d_1 - \sigma \cdot \sqrt{T - t}$$

gdzie:

 $c$  – wartość europejskiej opcji kupna, $p$  – wartość europejskiej opcji sprzedaży, $r$  – stopa procentowa wolna od ryzyka, $\sigma$  – odchylenie standardowe stopy zwrotu akcji, $S$  – bieżąca cena akcji,  $X$  – cena wykonania opcji, $T$  – termin wygaśnięcia,  $t$  – termin bieżący.



$N(x)$  we wzorach (1) jest to wartość dystrybuanty standaryzowanego rozkładu normalnego dla argumentu  $x$ , określona następująco:

$$N(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{1}{2}y^2} dy.$$

Czas do wygaśnięcia opcji  $\tau$  można wyrazić za pomocą następującego wzoru:

$$\tau = T - t. \quad (2)$$

Korzystając ze wzorów (1) i (2) można wyprowadzić wzory na współczynniki wrażliwości europejskiej opcji kupna i sprzedaży (Tabela 2).

Tabela 2. Wybrane współczynniki wrażliwości dla modelu wyceny opcji Blacka-Scholesa

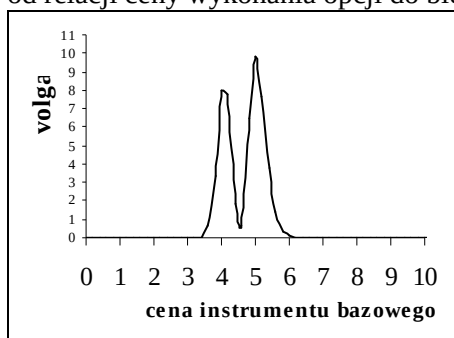
| Greeks       | Model wyceny opcji Blacka-Scholesa                                                |                                                             |
|--------------|-----------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------|
|              | <i>call</i>                                                                       | <i>put</i>                                                  |
| <i>delta</i> | $N(d_1)$                                                                          | $N(d_1) - 1$                                                |
| <i>gamma</i> | $\frac{N'(d_1)}{S\sigma\sqrt{T-t}}$                                               |                                                             |
| <i>vega</i>  | $SN'(d_1)\sqrt{T-t} = \frac{S\sqrt{\frac{T-t}{2\pi}}}{e^{\frac{d_1^2}{2}}}$       |                                                             |
| <i>theta</i> | $-\frac{SN'(d_1)\sigma}{2\sqrt{T-t}} - rXe^{-r(T-t)}N(d_2)$                       | $-\frac{SN'(d_1)\sigma}{2\sqrt{T-t}} + rXe^{-r(T-t)}N(d_2)$ |
| <i>rho</i>   | $X(T-t)e^{-r(T-t)}N(d_2)$                                                         | $-X(T-t)e^{-r(T-t)}N(-d_2)$                                 |
| <i>volga</i> | $\frac{\partial vega}{\partial \sigma} = S\sqrt{T-t}N'(d_1)\frac{d_1d_2}{\sigma}$ |                                                             |
| <i>vanna</i> | $\frac{\partial vega}{\partial S} = -\frac{N'(d_1)d_2}{\sigma}$                   |                                                             |

Źródło: opracowanie własne.

Wzory służące do obliczenia współczynników *volga* i *vanna* są takie same dla opcji *call* i *put* (Tabela 2). Wynika to z faktu, iż wartość parametru *vega* nie zależy od pozycji przyjętej przez inwestora.

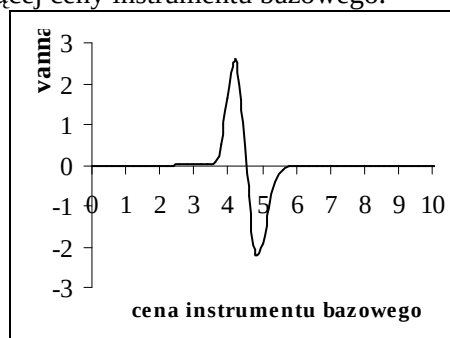
Na rys. 1-4 przedstawiono wykresy funkcji opisujących wartości współczynników *volga* i *vanna* dla opcji europejskiej w zależności od ceny instru-

mentu bazowego  $S$  i od czasu pozostającego do wygaśnięcia opcji  $\tau$ . Na rys. 1-4 widać, że nawet niewielka zmiana ceny instrumentu bazowego może powodować bardzo gwałtowne zmiany wartości badanych współczynników, które to z kolei wpływają na kształtowanie się wartości tradycyjnych współczynników „greckich”. Nie bez znaczenia jest również zmiana czasu do wygaśnięcia. Przy czym można zauważyć, że zależność wskaźników *volga* i *vanna* od ceny  $S$  jest regularna, natomiast ich zmiany w zależności od czasu  $\tau$  są silnie uzależnione od relacji ceny wykonania opcji do bieżącej ceny instrumentu bazowego.



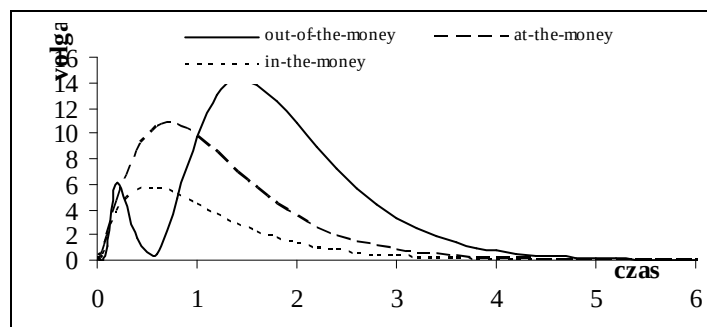
Rys. 1. Zależności współczynnika *volga* od ceny  $s$ .

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 2. Zależności współczynnika *vanna* od ceny  $s$ .

Źródło: opracowanie własne.

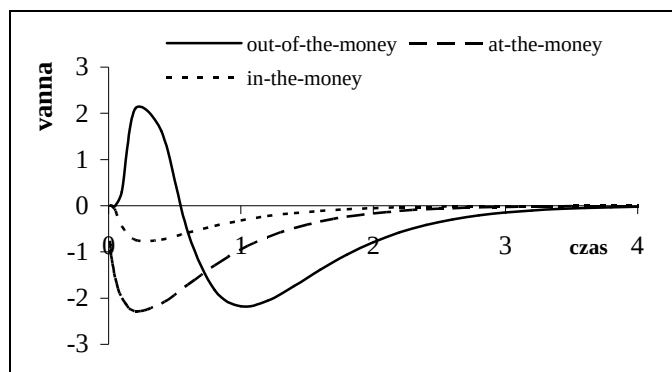


Rys. 3. Zależności współczynnika *volga* od czasu  $\tau$ .

Źródło: opracowanie własne.

Świadczy to o konieczności kontrolowania wartości tych wskaźników przy gwałtownych zmianach cen instrumentu bazowego. Współczynniki te są wyko-

rzystane w metodzie *volga-vanna* służącej do oceny ryzyka inwestowania w opcje<sup>6</sup>



Rys. 4. Zależności współczynnika *vanna* od czasu  $\tau$ .

Źródło: opracowanie własne.

### Podsumowanie

W praktyce uważa się, że zbadanie współczynników *delta*, *gamma*, *theta*, *vega* i *rho* jest wystarczające do zarządzania ryzykiem opcji. Jednak w przypadku strategii tworzonych w oparciu o te parametry należy pamiętać, że ich wartość zmienia się wraz ze zmianą ceny instrumentu podstawowego *S* oraz w wyniku tzw. „starzenia się” opcji, czyli wraz z upływem czasu. Stąd też zachodzi konieczność stosowania w zaawansowanych analizach również innych miar wrażliwości takich jak: *volga* i *vanna*.

W literaturze wymienia się jeszcze inne współczynniki np.: *beta*, *charm*, *colour*, *speed*, *dual delta*, *dual gamma*, *dual theta*<sup>7</sup>. Umiejętność prawidłowej analizy wszystkich współczynników tego typu jest niezbędna przy tworzeniu różnorodnych strategii, gdyż ich skuteczność jest uzależniona od prawidłowego odczytania wpływu poszczególnych parametrów na wartość opcji.

### Literatura

1. Castagna A., Marcurio F., *The Vanna -Volga Method for Implied Volatilities*, Risk, 2007, nr 1.

<sup>6</sup> Szerzej na temat metody *volga-vanna* w Castagna A., Marcurio F., *The Vanna -Volga Method for Implied Volatilities*, s. 106-111.

<sup>7</sup> Więcej na ten temat w [2], s. 3-14.

2. Hakala J., Wystup U. [red.], *Foreign Exchange Risk: Models, Instruments and Strategies*, Risk Books, London 2002.
3. Hull J., *Kontrakty terminowe i opcje*. Wprowadzenie, WIG-PRESS, Warszawa 1999.
4. Jajuga K. [red.], *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 2000.
5. Jajuga K., Kuziak K., Markowski P., *Inwestycje finansowe*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 1998.
6. Korona R. M., *Niedoceniana reszta*, Bank, 1999, nr 7.
7. Stolorz B., *Analiza współczynnika rho w modelu wyceny opcji Garmana-Kohlhagena*, [w:] Tarczyński W. [red.], *Rynek Kapitałowy. Skuteczne Inwestowanie*, część II, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2007.
8. Wilmott P., Howison S., Dewynne J., *The Mathematics of Financial Derivatives*, Cambridge University Press 1999.

### STRESZCZENIE

W praktyce uważa się, że zbadanie współczynników *delta*, *gamma*, *theta*, *vega* i *rho* jest wystarczające do zarządzania ryzykiem opcji. Jednak w przypadku strategii tworzonych w oparciu o te parametry należy pamiętać, że ich wartość zmienia się wraz ze zmianą ceny instrumentu podstawowego *S* oraz w wyniku tzw. „starzenia się” opcji, czyli wraz z upływem czasu. Stąd też zachodzi konieczność stosowania w zaawansowanych analizach również innych miar wrażliwości. Celem pracy jest zaprezentowanie dwóch mniej znanych współczynników wrażliwości opcji: *volga* i *vanna* europejskiej opcji kupna (*call*) i sprzedaży (*put*) dla modelu wyceny Blacka-Scholesa.

### VOLGA AND VANNA – SENSITIVITY MEASURES

### SUMMARY

In practice it is claimed that studying parameters: *delta*, *gamma*, *theta*, *vega* and *rho* is sufficient to manage option risk. However in case of strategies created on the basis of these parameters one should remember that their value changes with the change of price of underlying instrument *S* and also due to the so called “ageing” of option, meaning the change with time. Hence, there is a need to apply in advanced analyses

other sensitivity measures. The aim of this study is to present two less known sensitivity parameters: volga and vanna of European call option and put option for the model of pricing of Black – Scholes.

*Translated by B. Stolorz*

*Dr Beata Stolorz*  
Uniwersytet Szczeciński  
stolorz@interia.pl



ADAM SZYSZKA

## UOGÓLNIONY BEHAWIORALNY MODEL WYCENY PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH

### Wprowadzenie

Od ponad dwóch dekad w światowej literaturze toczy się burzliwa dyskusja między zwolennikami klasycznej teorii rynku kapitałowego, a przedstawicielami nowego nurtu nazywanego finansami behawioralnymi.

Podjęcie klasyczne bazuje na założeniu racjonalności decydentów, rozumianej jako zdolność do poprawnej oceny informacji i szacowania na ich podstawie prawdopodobieństwa przyszłych zdarzeń. Racjonalni inwestorzy wartościują różne stany posiadania zgodnie z subiektywną funkcją użyteczności Von Neumanna i Morgensterna (1944). Podejmując decyzje obarczone ryzykiem, dążą do maksymalizacji łącznej oczekiwanej wartości użyteczności, przy czym jednocześnie cechują się powszechną awersją do ryzyka (Friedman i Savage (1948)). Zgodnie z zaleceniami teorii portfelowej Markowitza (1952) racjonalni inwestorzy tworzą zdywersyfikowane portfele inwestycyjne, minimalizując wpływ czynników specyficznych i uzyskując efektywną relację między oczekiwaną stopą zwrotu a poziomem ryzyka. W długim horyzoncie oczekiwane zyski z papierów wartościowych powinny być zatem uzależnione wyłącznie od poziomu ryzyka systematycznego (rynkowego), zgodnie z modelem wyceny dóbr kapitałowych (CAPM) Sharpe'a (1964) i Lintnera (1965). Ewentualne chwilowe przejawy nieracjonalności będą szybko niwelowane przez arbitrażystów, którzy nieustannie poszukując błędów w wycenie walorów, swoimi działaniami przyczyniają się jednocześnie do ich wyeliminowania. W konsekwencji rynek kapitałowy winien być zawsze efektywny, tzn. ceny papierów wartościowych powinny poprawnie odzwierciedlać wszystkie dostępne w danym momencie

informacje, a w rezultacie stanowić najlepsze przybliżenie tzw. prawdziwej wartości wewnętrznej walorów (Fama (1965, 1970)).

Liczne prace empiryczne z lat 80-tych i 90-tych ubiegłego stulecia dostarczyły wielu obserwacji, które stały w wyraźnej sprzeczności z tradycyjnym widzeniem rynku kapitałowego. Odpowiedzią na coraz większą liczbę odkrywanych anomalii były narodziny nowego nurtu w nauce ekonomii, nazwanego finansami behawioralnymi. Kierunek ten podejmuje próbę wytłumaczenia szeregu zjawisk na rynku kapitałowym podnosząc, iż mogą one być powodowane błędami o podłożu psychologicznym. Zachowania nieracjonalnych inwestorów mogą wpływać na wycenę walorów i nie zawsze zostaną szybko wyeliminowane działaniami racjonalnych arbitrażystów, gdyż w realnych uwarunkowaniach organizacyjnych i instytucjonalnych mechanizm arbitrażu staje przed wieloma ograniczeniami. Trzeba przyznać, że w licznych przypadkach wyjaśnienia odwołujące się do nieracjonalnych zachowań i błędów popełnianych przez inwestorów okazały się bardzo przekonujące, przez co finanse behawioralne już teraz zyskały wielu zwolenników. Jednocześnie ten nowy nurt finansów dotknięty jest przypadłością typową dla relatywnie młodych i mało spenetrowanych obszarów wiedzy. Duża ilość prac prowadzonych w sposób nieskoordynowany owocuje fragmentarycznymi rezultatami, które niejednokrotnie są trudne do połączenia w usystematyzowaną całość. Materia zachowań inwestorów i sposób oddziaływania tych zachowań na wycenę papierów wartościowych są na tyle złożone, że trudno precyzyjnie wyspecyfikować wszystkie czynniki i relacje między nimi w taki sposób, aby od razu można było wyjaśnić całokształt zjawisk zachodzących na rynku kapitałowym. Z kolei ograniczanie się do opisu tylko niektórych aspektów powoduje, że dotychczasowe propozycje modeli behawioralnych często spotykają się z zarzutem wycinkowego dostosowywania do potrzeb wyjaśnienia tylko wybranych osobliwości rynku kapitałowego.

W kontekście przedstawionych spostrzeżeń dotyczących aktualnego stanu rozwoju finansów behawioralnych, niniejszy artykuł stara się wypełnić istniejącą lukę. Prezentuje próbę stworzenia uogólnionego behawioralnego modelu wyceny papierów wartościowych, który wskazywałby na najistotniejsze kategorie czynników o podłożu psychologicznym oraz opisywałby, w jaki sposób czynniki te mogą determinować proces kształtowania się cen i rzutować na osiąganą stopę zwrotu z inwestycji. Zamysłem było opracowanie modelu na takim poziomie ogólności, aby można było odnieść go do możliwie szerokiego

katalogu zjawisk obserwowanych w rzeczywistości rynkowej. Model został opracowany na podstawie pogłębionych studiów literaturowych z zakresu psychologii i finansów, a także własnych badań empirycznych zawartych w rozprawie habilitacyjnej autora (Szyszka 2007). Artykuł zawiera uaktualnioną wersję modelu, której opracowanie było możliwe m.in. dzięki wnikliwym uwagom i cennym spostrzeżeniom Recenzentów w procesie habilitacyjnym.

### Założenia modelu

Punktem wyjścia dla proponowanego modelu jest stwierdzenie, że wartość fundamentalna spółki jest wartością losową:

$$\tilde{F}_t = \tilde{F}_{t-1} + \tilde{\nu}_t, \quad (1)$$

gdzie  $\nu_t$  jest niezależną zmienną losową o średniej zero, związaną z napływem nowych informacji mających wpływ na wartość fundamentalną. Losowość wartości fundamentalnej wynika z jej natury, tzn. wartość spółki zmienia się w następstwie napływu nowych informacji, a nowa informacja to taka, której nie można przewidzieć, czyli niejako z definicji jest ona losowa. Przyjmuje się, że wartość fundamentalna może być wyznaczona – w tym również z wykorzystaniem klasycznych narzędzi wyceny – choć najprawdopodobniej tylko w przybliżony sposób. Nawet na rynku efektywnym cena nie musi bowiem dokładnie odpowiadać wartościom fundamentalnym, gdyż „(...) w świecie niepewności wartości wewnętrzne nie są dokładnie znane” (Fama (1965), s. 36). Niemniej na rynku efektywnym cena stanowi najlepsze przybliżenie wartości fundamentalnych:

$$\tilde{P}_t = \tilde{F}_t + \tilde{\xi}_t, \quad (2)$$

gdzie  $P_t$  oznacza rynkową cenę waloru w momencie  $t$ , a  $\xi_t$  jest niezależną zmienną losową o średniej zero.

Do tego momentu zgodni jesteśmy z klasyczną teorią rynku kapitałowego. Tak określona wartość fundamentalna i cena stanowią jednak tylko punkt odniesienia dla wartości, które w rzeczywistości możemy obserwować na rynku. Przedstawiciele finansów behawioralnych stoją bowiem na stanowisku, że ceny walorów – przynajmniej okresowo – mogą być odrywane w sposób systematyczny od wartości fundamentalnych na skutek czynników związanych z niewłaściwym zachowaniem inwestorów. Proponowany model behawioralny nie tyle zatem zastępuje, co raczej uzupełnia klasyczne modele wyceny o dodatko-



wy element, związany z możliwymi odchyleniami wywołowanymi nieracjonalnymi działaniami. Zgodnie z takim ujęciem ceny papierów wartościowych kształtują się następująco:

$$\tilde{P}_t = \tilde{F}_t + \tilde{B}_t + \tilde{\xi}_t, \quad (3)$$

gdzie  $B_t$  jest błędem w wycenie spowodowanym czynnikami o podłożu behawioralnym. Ponieważ z definicji  $\tilde{P}_t > 0$ , stąd maksymalne rozmiary błędu niedowartościowania waloru ( $\tilde{B}_t < 0$ ) mogą sięgać co najwyżej wartości fundamentalnej powiększonej o składnik resztowy:

$$-\tilde{B}_t < \tilde{F}_t + \tilde{\xi}_t. \quad (4)$$

Natomiast maksymalna wielkość błędu przewartościowania ( $\tilde{B}_t > 0$ ) teoretycznie jest nieograniczona.

Zakłada się, że na rynku występują dwie kategorie inwestorów: racjonalni w sensie klasycznej teorii finansów, a także nieracjonalni, popełniający błędy o podłożu psychologicznym. Te dwie kategorie inwestorów koegzystują razem na rynku w każdym momencie. Pomimo popełnianych błędów inwestorzy nieracjonalni nie są eliminowani z rynku wraz z upływem czasu. Nie następuje stopniowa utrata przez nich kapitału na rzecz inwestorów racjonalnych. Behawioralny błąd w wycenie stanowi bowiem dodatkową zmienną losową rzutującą na ceny walorów, której nie przewiduje klasyczna teoria finansów, stanowiąca podstawę działań inwestorów racjonalnych. A zatem, również inwestorzy racjonalni dysponują ułomnymi narzędziami nie przystającymi do rzeczywistych uwarunkowań rynku i przez to podejmują decyzje co najwyżej sub-optymalne. Błędy popełniane przez inwestorów nieracjonalnych wcale nie muszą oznaczać, że będą oni uzyskiwać gorsze wyniki inwestycyjne niż inwestorzy racjonalni.

Nasuwa się pytanie, od czego uzależniona jest wielkość behawioralnego błędu w wycenie walorów i jakie elementy składają się na jego wartość. Pogłębiona analiza literatury z dziedziny psychologii poznawczej oraz dotychczasowy dorobek finansów behawioralnych przedstawione sumarycznie przez Szyszkę (2007), dały podstawę do wyróżnienia trzech najważniejszych kategorii błędów popełnianych przez inwestorów nieracjonalnych. Łączne oddziaływanie tych błędów jest w mniejszym lub większym stopniu korygowane działaniami racjonalnych arbitrażystów. Do modelu zostaje wprowadzona zatem również miara uwzględniająca zdolność rynku do auto-korekty i niwelowania przynajm-

niej części postaw nieracjonalnych racjonalnymi decyzjami pozostałych inwestorów.

Ostatecznie zatem odchylenia od wartości fundamentalnej, które występują na rynku w każdym momencie  $t$ , a które wynikają z inklinacji behawioralnych w odniesieniu do napływających sygnałów informacyjnych, są zmienną losową, którą opisać można następującym równaniem:

$$\tilde{B}_t = (\tilde{\varepsilon}_1(x_t) + \tilde{\varepsilon}_2(x_t) + \tilde{\varepsilon}_3(x_t)) \cdot (1 - A) \quad (5)$$

gdzie w reakcji na zdarzenie losowe  $x_t$  z momentu  $t$ :

$\tilde{\varepsilon}_1$  jest zmienną losową będącą wynikiem zagregowanych błędów w przetwarzaniu sygnałów informacyjnych,

$\tilde{\varepsilon}_2$  jest zmienną losową będącą wynikiem zagregowanych błędów reprezentatywności,

$\tilde{\varepsilon}_3$  jest zmienną losową będącą wynikiem niestałości preferencji inwestorów,

$A \in [0,1]$  jest miarą zdolności rynku do auto-korekty.

W ujęciu behawioralnym proces kształtowania się cen papierów wartościowych można zatem opisać w postaci następującego uogólnionego modelu, który wypływa z równań (3) i (5):

$$\tilde{P}_t = \tilde{F}_t + (\tilde{\varepsilon}_1(x_t) + \tilde{\varepsilon}_2(x_t) + \tilde{\varepsilon}_3(x_t)) \cdot (1 - A) + \tilde{\xi}_t, \quad (6)$$

W każdym momencie  $t$  na rynku jest aktywnych  $N$  inwestorów. Wartości  $\tilde{\varepsilon}_1$ ,  $\tilde{\varepsilon}_2$  i  $\tilde{\varepsilon}_3$  zależą od wielkości i kierunku indywidualnych błędów popełnianych w danej chwili przez poszczególnych uczestników rynku oraz od względnej wielkości bogactwa (aktywów) będącego w posiadaniu tych inwestorów. Niech  $w_n$  oznacza udział wartości portfela  $W_n$  należącego do  $n$ -tego inwestora w ogólnej wartości portfela rynkowego  $W_m = \sum_n W_n$ , tzn.  $w_n = \frac{W_n}{\sum_n W_n}$ , wtedy:

$$\tilde{\varepsilon}_1(x_t) = \sum_n w_n \tilde{\varepsilon}_{1n}(x_t), \quad (7)$$

$$\tilde{\varepsilon}_2(x_t) = \sum_n w_n \tilde{\varepsilon}_{2n}(x_t), \quad (8)$$

$$\tilde{\varepsilon}_3(x_t) = \sum_n w_n \tilde{\varepsilon}_{3n}(x_t). \quad (9)$$

Jeżeli wszyscy inwestorzy byliby racjonalni, wówczas wartości  $\tilde{\varepsilon}_1$ ,  $\tilde{\varepsilon}_2$  i  $\tilde{\varepsilon}_3$  wynosiłyby zero. Podobnie byłoby, gdyby inwestorzy popełniali błędy na poziomie indywidualnym, które jednak w ujęciu zagregowanym wzajemnie neutralizowałyby się ze względu na ich przeciwny kierunek. W takich przy-

padkach rynek byłby oczywiście efektywny w sensie informacyjnym. Pamiętajmy jednak, że jednym z głównych postulatów teorii behawioralnej jest założenie, że inwestorzy nie są racjonalni a ich błędy mają charakter systemowy i nie neutralizują się wzajemnie. Zatem prawdopodobieństwo, że w danym momencie  $t$  indywidualne błędy inwestorów nie występują lub dokładnie się znośzą na wzajem, należy uznać za bliskie zeru:

$$P(\tilde{\epsilon}_1(x_t) = \sum_n w_n \epsilon_{1_n}(x_t) = 0) \approx 0, \quad (10)$$

$$P(\tilde{\epsilon}_2(x_t) = \sum_n w_n \epsilon_{2_n}(x_t) = 0) \approx 0, \quad (11)$$

$$P(\tilde{\epsilon}_3(x_t) = \sum_n w_n \epsilon_{3_n}(x_t) = 0) \approx 0 \quad (12)$$

Poszczególne kategorie błędów będą odgrywały tym większą rolę, im bardziej działania nieracjonalnych graczy będą homogeniczne oraz im większy udział w rynku będzie posiadać ta grupa inwestorów. W szczególności zagrożeniem dla poprawnej wyceny rynkowej są zachowania grupowe (tzw. stadne) i efekty naśladownictwa, które zazwyczaj prowadzą do kumulacji błędów popełnianych na poziomie indywidualnym.

Zagregowane wartości  $\tilde{\epsilon}_1$ ,  $\tilde{\epsilon}_2$  i  $\tilde{\epsilon}_3$  mogą jednocześnie oddziaływać w tym samym lub w przeciwnych kierunkach, a ostateczny łączny błąd w wycenie jest wypadkową siły i kierunku wpływu poszczególnych składowych w danym momencie  $t$ . Dodatkowo ostateczna skala niewłaściwej wyceny jest uzależniona od zdolności rynku do natychmiastowej auto-korekty, która to zdolność mierzona jest miarą  $A$ .

Poniżej omówiono czynniki wpływające na wartości błędów  $\tilde{\epsilon}_1$ ,  $\tilde{\epsilon}_2$  i  $\tilde{\epsilon}_3$ , wskazując w jakich sytuacjach, jakie zjawiska o podłożu psychologicznym i w jaki sposób mogą zniekształcać prawidłową wycenę walorów. Przedstawiono również dyskusję na temat czynników rzutujących na zdolność rynku do auto-korekty.

### Błędy w przetwarzaniu sygnałów informacyjnych

Błędy w przetwarzaniu sygnałów informacyjnych, których oddziaływanie mierzone jest wartością  $\tilde{\epsilon}_1$ , niekiedy prowadzą do zbyt słabej reakcji na nowe wiadomości, a kiedy indziej znów przyczyniają się do nadreakcji rynku. Niedostateczny odzew na nowe informacje pozytywne lub też nadmierna reakcja na złe wiadomości prowadzą do niedowartościowania walorów ( $\tilde{\epsilon}_1 < 0$ ). Nato-

miast nadreakcja na sygnały pozytywne lub zbyt słaba reakcja na niepomyślne doniesienia przyczyniają się do przewartościowania aktywów ( $\tilde{\mathcal{E}}_1 > 0$ ). Możliwości niedostatecznej i nadmiernej reakcji nie wykluczają się wzajemnie. Inwestorzy mogą za słabo reagować na jeden rodzaj informacji, a jednocześnie nadzbyt gwałtownie na wiadomości innego pokroju. Wartość  $\tilde{\mathcal{E}}_1$  jest wypadkową zarówno zbyt słabej, jak i nadzbyt silnej reakcji na napływające na rynek nowe wiadomości o charakterze fundamentalnym.

Wśród głównych zjawisk psychologicznych, które na rynku kapitałowym mogą obniżyć siłę reakcji na nowe informacje wymienić należy błąd kotwiczenia w stosunku do dotychczasowego poziomu notowań, konserwatyzm poznawczy w odniesieniu do nowych wyraźnych sygnałów informacyjnych oraz efekt konfirmacji, czyli podświadome poszukiwanie informacji, które potwierdzałyby przyjętą wcześniej hipotezę, przy jednoczesnym unikaniu konfrontacji z faktami, które mogłyby okazać się sprzeczne z dotychczasową opinią lub zakłócić obrany wcześniej sposób widzenia określonego problemu. Reakcja rynku jest tym słabsza, im bardziej nowe wiadomości są niezgodne z wcześniejszymi przewidywaniami i przekonaniami inwestorów. Jako, że wśród ludzi zazwyczaj panuje nieuzasadniony optymizm i myślenie życzeniowe, a nadto do głosu dochodzi silna awersja do strat (niechęć do zamykania pozycji ze stratą), niedostatecznej reakcji rynku należy się zatem spodziewać w szczególności wobec informacji o charakterze negatywnym.

Istotne znaczenie dla wartości  $\tilde{\mathcal{E}}_1$  ma również precyzja, jakość i sposób przedstawienia informacji. Precyzyjne sygnały o dużym stopniu wiarygodności, ale przedstawione w sposób mało czytelny lub zrozumiały (np. numerycznie) i wymagające dodatkowej interpretacji, z reguły spotykają się z opóźnioną reakcją rynku. Przykładem może być tu powszechnie znane zjawisko tzw. dryfu ogłoszeniowego, tj. kontynuacji anormalnych stóp zwrotu przez okres co najmniej 3 miesięcy po ogłoszeniu niespodziewanych wyników finansowych (Ball i Brown (1968), Rendeleman, Jones i Latane (1982), Foster, Olsen i Shelvin (1984) oraz Bernard i Thomas (1989, 1990), Szyszka (2002, 2003a)). Wiadomo, że inwestorzy na bieżąco śledzą zyski przedsiębiorstw, a okresowe sprawozdania finansowe spółek stanowią stosunkowo wiarygodne źródło informacji. Należałoby się zatem spodziewać, że tego rodzaju wiadomości będą odzwierciedlane w cenach walorów szybko i poprawnie. Tak się jednak nie dzieje. Okazuje się, że informacje w sprawozdaniach finansowych są podane w sposób mało

przystępny dla przeciętnego inwestora. Tabelaryczne zestawienia liczb nie są łatwo przyswajalne i na ogół wymagają dodatkowej analizy. Inwestorzy nie doceniają precyzji tego rodzaju informacji i zarówno do niespodziewanie dobrych, jak i złych wyników finansowych początkowo podchodzą z rezerwą. Większą reakcję od samej publikacji sprawozdania finansowego wywołuje późniejszy komentarz medialny, ale przecież nie komentuje się wyników finansowych wszystkich spółek, ale tylko najbardziej spektakularne przypadki.

Z kolei do nadmiernej reakcji rynku przyczyniać się mogą takie zjawiska, jak efekt dostępności, nadmierna pewność siebie wraz z błędem kalibracji, a także iluzja prawdy. Dodatkowo nieuzasadniony optymizm i myślenie życzeniowe powodują, że nadreakcja rynku jest częściej obserwowana w przypadku sygnałów pozytywnych. Zbyt gwałtowna reakcja inwestorów ma zwykle miejsce w stosunku do wiadomości prezentowanych w sposób opisowy, szeroko komentowanych i nagłaśnianych medialnie, nawet jeśli nie są to informacje do końca sprawdzone i potwierdzone (np. pogłoski i plotki, dyskusje w mediach, wypowiedzi analityków). Problemy z oszacowaniem rzeczywistej jakości takich komunikatów powodują, że ludzie na ogół zawyżają ich precyzję i przypisują im nadmierną wagę.

### **Błędy reprezentatywności**

Wśród błędów reprezentatywności największe znaczenie na wycenę papierów wartościowych wywierają dwa zjawiska, z których każde działa w przeciwnym kierunku. Z jednej strony może dochodzić do przedwczesnego wnioskowania na podstawie zbyt małej liczby obserwacji i budowania w oparciu o to nieuzasadnionych reguł i prawidłowości. Z przeprowadzonych badań psychologicznych wiemy, że dzieje się tak, gdy decydenci nie znają zasad, według których generowane są kolejne obserwacje. Z drugiej strony, gdy reguły rządzące procesem losowym są znane, wówczas niedocenywanie znaczenia wielkości próby może prowadzić to tzw. błędu hazardzisty. Przejawia się on w nieusprawiedliwionym przekonaniu, że nawet w niewielkich próbach liczba wyników powinna być zgodna ze znanym rozkładem prawdopodobieństwa.

Na rynku kapitałowym pierwszy rodzaj błędu reprezentatywności prowadzi m.in. do doszukiwania się prawidłowości w losowych sekwencjach zmian notowań. Zupełnie przypadkowa, stosunkowo krótka seria wzrostów lub spadków może skłonić niektórych inwestorów do poglądu, że właśnie zapoczątko-

wany został nowy trend, którego kontynuacji będą oczekiwać. Badania Shefrina (2000, 2005) oraz Szyszki (2007) pokazują, że oczekiwanie kontynuacji trendu jest silniejsze wśród inwestorów indywidualnych. Obserwacja ta wydaje się być zgodna z wcześniejszymi wynikami eksperymentów psychologicznych, w których wykazano skłonność do przedwczesnego wnioskowania i budowania nieuprawnionych uogólnień w przypadku, gdy zmienne generowane są według nieznanego rozkładu losowego. Można bowiem przypuszczać, że drobni inwestorzy mają mniejszą wiedzę na temat rzeczywistych czynników wpływających na notowania walorów i prawdziwych zasad, jakimi rządzi się rynek kapitałowy. Są oni zatem bardziej skłonni do upraszczania rzeczywistości, budując swoje przekonania i wyciągając wnioski w oparciu o zbyt małą liczbę obserwacji. Postawy takie sprzyjają nieuzasadnionej ekstrapolacji wcześniejszych obserwacji, kontynuacji stóp zwrotu, a w rezultacie prowadzą do nadreaktywności rynku na wiadomości fundamentalne, które pierwotnie mogły wywołać określone sekwencje notowań w sposób zupełnie przypadkowy. Jeżeli do czynienia mamy z nadmierną ekstrapolacją trendu wzrostowego, wówczas sprzyja to przewartościowaniu walorów ( $\tilde{\mathcal{E}}_2 > 0$ ), natomiast w przypadku nadmiernego przywiązania do trendu spadkowego może wystąpić niedoszacowanie kursów ( $\tilde{\mathcal{E}}_2 < 0$ ). Ponieważ wśród ludzi na ogół przeważa nadmierny optymizm można przypuszczać, że oddziaływanie w kierunku odchylenia od wartości fundamentalnej będzie silniejsze w trendzie wzrostowym.

Badania Shefrina (2000, 2005) oraz Szyszki (2007) wskazują także na odmienne zachowanie profesjonalnych uczestników rynku. Ta grupa inwestorów, mając większe rozeznanie w zakresie prawdziwych reguł oddziaływujących na ceny papierów wartościowych, często pada ofiarą tzw. błędu hazardzisty. Nie doceniają możliwości wystąpienia okresowej kontynuacji stóp zwrotu w sposób losowy, np. w reakcji na pojawiające się sekwencyjnie wiadomości fundamentalne o podobnym kierunku oddziaływania na ceny. W rezultacie zbyt szybko uznają taką sytuację za przejaw nadreakcji rynku i za wcześnie przewidują korektę notowań. Jeśli przewidywania takie przekładają się na odpowiednią aktywność profesjonalnych inwestorów, wówczas przyczynia się to do niepełnego odzwierciedlenia informacji. Zbyt słaba reakcja na wiadomości pozytywne obniża wartość  $\tilde{\mathcal{E}}_2$ , natomiast niedostateczny odzew na sygnały niepomysłne podwyższa wartość tej zmiennej.

Ostateczny wpływ błędów reprezentatywności na wycenę papierów wartościowych, mierzony wartością  $\tilde{\xi}_2$ , w każdym momencie  $t$  jest zatem wypadkową działań inwestorów przewidujących kontynuację dotychczasowego kierunku zmian cen oraz graczy obstawiających na korektę trendu. Obserwacje Shefrina sugerują, że wartość  $\tilde{\xi}_2$  może być związana z miarą siły oddziaływania graczy indywidualnych na tle aktywności profesjonalnych inwestorów w danej chwili.

### Niestalość preferencji

Spośród przejawów nieracjonalnego kształtowania preferencji największe znaczenie dla ewentualnych nieprawidłowości w wycenie papierów wartościowych mają zachowania inwestorów zgodne z deskryptywną teorią perspektywy Kahnemana i Tversky'ego (1979, 1982). Dokonując oceny alternatyw inwestycyjnych inwestorzy często koncentrują swoją uwagę nie na łącznych wartościach finalnych, lecz przede wszystkim na zmianach wartości swoich inwestycji z perspektywy danego punktu referencyjnego. Takim punktem odniesienia może być np. cena zakupu walorów, zestawienie z wynikami inwestycyjnymi innych graczy lub z określonym benchmarkiem rynkowym. Jeśli w porównaniu do obranego punktu referencyjnego inwestor uważa, iż jego sytuacja kształtuje się lepiej (czyli znajduje się w obszarze zysków), wówczas przejawia awersję do ryzyka. Natomiast, jeśli postrzega swoją pozycję jako gorszą niż punkt odniesienia, wtedy jest silnie zmotywowany do zmiany takiej sytuacji i może przejawiać skłonności do podejmowania ryzyka, o ile tylko da mu to nadzieję na ostateczne uniknięcie lub przynajmniej opóźnienie straty. Podkreślić przy tym należy, że satysfakcja z potencjalnych zysków i dotkliwość płynąca ze strat nie są symetryczne. Znalezienie się poniżej punktu referencyjnego jest na ogół bardziej dotkliwe niż ewentualna satysfakcja z bycia powyżej. Innymi słowy, inwestorzy nie lubią strat dużo bardziej niż pożąдают zysków.

Stopień awersji do ryzyka jest tym większy, im lepiej od punktu referencyjnego wypada wartość dokonanej inwestycji. Należy zatem przypuszczać, że w odniesieniu do walorów, których notowania w ostatnim czasie istotnie rosły, np. na skutek nowych pozytywnych informacji fundamentalnych, inwestorzy będą starać się zabezpieczyć osiągnięte zyski i zaczną zamykać pozycje. Dodatkowa podaż zgłoszona przez inwestorów realizujących zyski spowoduje, że pozytywne wiadomości fundamentalne, które dały pierwotny impuls do wzrostu notowań, nie zostaną w pełni odzwierciedlone w cenach walorów, a na rynku

wystąpi chwilowe niedowartościowanie ( $\tilde{\mathcal{E}}_3 < 0$ ). Warto jednakże zaznaczyć, że z punktu widzenia inwestorów, którzy w danym momencie znaleźli się powyżej punktu referencyjnego, słabsza niż należałoby oczekiwać reakcja rynku na wiadomości pozytywne wcale nie musi oznaczać niedowartościowania. Po prostu stopień awersji do ryzyka w tej grupie inwestorów wzrósł i teraz wymagają oni wyższych oczekiwanych stóp zwrotu (premii za ryzyko). W związku z tym przyszłe zyski spółek, których dotyczą pozytywne wiadomości, są przez nich dyskontowane z zastosowaniem wyższej stopy dyskontowej.

Odmienne przedstawia się sytuacja w przypadku walorów, których kursy zanotowały spadki, np. w rezultacie nadejścia na rynek nowych, niepomyślnych wiadomości fundamentalnych. Inwestorzy, którzy w danym momencie byli akurat w posiadaniu tych walorów, w przypadku ich sprzedaży musieliby ponieść definitywną stratę. Silna niechęć do realizacji strat połączona z nadzieją, że spadki są przejściowe i być może uda się je jeszcze w niedalekiej przyszłości odrobić, skłaniają inwestorów do podjęcia dalszego ryzyka i niezamykania pozycji, co skutkuje ograniczeniem podaży. To z kolei przyczynia się do tego, że reakcja notowań na pierwotne niepomyślne wiadomości fundamentalne nie jest tak silna, jak być powinna i w rezultacie na rynku ma miejsce okresowe zawyżenie wartości walorów ( $\tilde{\mathcal{E}}_3 > 0$ ). W grupie inwestorów, którzy znaleźli się poniżej punktu referencyjnego zmniejsza się stopień awersji do ryzyka, a nawet może przerodzić się w skłonność do ryzyka. Inwestorzy, którzy bardzo chcą uniknąć realizacji pewnej straty, wymagają teraz niższych oczekiwanych stóp zwrotu. W związku z tym do wyceny spółek stosują niższe stopy dyskontowe. Z ich punktu widzenia obiektywnie zbyt słaba reakcja rynku na niepomyślne wiadomości wcale nie musi oznaczać, że bieżące kursy walorów są zawyżone.

Skala okresowego przewartościowania spółek spadkowych jest znacznie większa niż niedoszacowania spółek, których notowania wzrosły. Jest to związane z tym, że inwestorzy dużo bardziej nie lubią strat niż pożąдают zysków. Ograniczenie awersji do ryzyka w następstwie znalezienia się poniżej punktu referencyjnego będzie zdecydowanie większe niż wzrost awersji do ryzyka w przypadku inwestora, który postrzega swoją sytuację, jako lepszą niż punkt odniesienia. Potwierdzają to badania empiryczne, np. wskazujące na wyraźniejszy dryf po-ogłoszeniowy w reakcji na wydarzenia negatywne, czy też zdecydowanie wyższą zyskowność pozycji krótkich w portfelach inwestycyjnych konstruowanych zgodnie ze strategią *momentum* (Szyszka 2002, 2006).



Zarówno inwestorzy indywidualni, jak i profesjonalni podatni są na zmianę stopnia awersji do ryzyka w zależności od punktu referencyjnego. W przypadku inwestorów indywidualnych taka niestalość preferencji przełoży się przede wszystkim na zachowania określane mianem efektu dyspozycji (tj. zbyt szybkie zbywanie akcji, których notowania zaczęły wzrastać oraz za długie utrzymywanie pozycji, których realizacja oznaczałaby definitywne poniesienie straty). Wśród profesjonalnych inwestorów efekt dyspozycji jest ograniczony, przynajmniej częściowo, za sprawą wewnętrznych regulacji panujących w wielu instytucjach, które obligują zarządzających aktywami do zamykania pozycji najpóźniej w momencie, gdy poziom strat przekroczy określoną granicę (tzw. stop-loss).

Niemniej profesjonalści mogą przejawiać także inne zachowania, będące efektem zmienności stopnia awersji do ryzyka w zależności od osiągniętych uprzednio wyników. Przykładowo zarządzający, który w pierwszej połowie roku osiągnął wyniki znacznie powyżej przyjętego punktu odniesienia, będzie w drugiej połowie ograniczał ryzyko i starał się możliwie dopasować strukturę portfela do benchmarku tak, aby zabezpieczyć uprzednio wypracowaną przewagę. Z kolei w przypadku wyników poniżej oczekiwań zarządzający może decydować się na coraz bardziej ryzykowne inwestycje (ale ciągle w ramach obowiązującej go strategii inwestycyjnej) licząc na to, że uda mu się jeszcze odrobić straty przed końcem okresu sprawozdawczego.

Niewspółmierne odczucia towarzyszące stratom i zyskom mogą także skłaniać profesjonalistów do zachowań stadnych i wywoływać tzw. efekt równania do średniej. Subiektywne poczucie satysfakcji z bycia w czołówce pod względem uzyskanych wyników inwestycyjnych i ewentualna premia finansowa z tym związana są mniejsze niż dyskomfort z wypadnięciem poniżej benchmarku, za który bardzo często przyjmuje się średnią wyników wszystkich funduszy z danej klasy inwestycyjnej. Dlatego też, zamiast inwestować zgodnie ze swoją najlepszą wiedzą i przekonaniem, zarządzający mogą przejawiać skłonności do wzajemnego naśladownictwa.

Uwzględnienie aspektów behawioralnych związanych ze zmiennością preferencji ważne jest przy opracowywaniu przepisów regulujących instytucje profesjonalnie zarządzające środkami swoich klientów, w szczególności zaś przy tworzeniu systemów motywacyjnych dla osób zarządzających aktywami na zlecenie.

### Zdolność rynku do auto-korekty

Jedną z kluczowych przesłanek, na których opiera się klasyczna hipoteza efektywności rynku jest przeświadczenie, że nawet, jeśli w pewnych granicach inwestorzy będą zachowywać się nieracjonalnie, a do tego na tyle silnie, że mogliby wpłynąć na poziom cen, to i tak natrafią na inwestorów racjonalnych, którzy za pomocą arbitrażu niemal natychmiast wyeliminują przejawy niewłaściwej wyceny. Przedstawiciele finansów behawioralnych nie podważają samego mechanizmu arbitrażu i jego pozytywnego wpływu na prawidłowość wyceny aktywów. Niemniej wskazują na szereg przeszkód, które mogą sprawić, że nieracjonalne odchylenia kursów nie zawsze będą szybko zniwelowane aktywnymi działaniami arbitrażystów.

Wśród najistotniejszych ograniczeń arbitrażu wymienić należy: ryzyko fundamentalne, ryzyko związane z aktywnością graczy nieracjonalnych, ryzyko synchronizacji, a także koszty implementacji i bariery natury instytucjonalno-regulacyjnej. Ryzyko fundamentalne występuje wówczas, gdy na rynku nie ma idealnego substytutu dla instrumentu, który miałby być przedmiotem arbitrażu. Innymi słowy nie można zawrzeć jednocześnie pozycji długiej i krótkiej na tym samym instrumencie lub na bardzo zbliżonych instrumentach, których notowania wrażliwe byłyby dokładnie na te same czynniki fundamentalne. Nieprzewidywalność i zmienne natężenie działań inwestorów nieracjonalnych, którzy mogą okresowo spowodować jeszcze większe odchylenia notowań od ich wartości fundamentalnych, naraża racjonalnych arbitrażystów na możliwość poniesienia strat, pomimo zajęcia prawidłowych pozycji zgodnie z zasadami arbitrażu. Z kolei ryzyko synchronizacji polega na tym, że pojedynczy arbitrażysta nie wie, jak szybko osiągnięta zostanie masa krytyczna aktywności innych graczy racjonalnych, pozwalająca sprowadzić notowania do właściwych poziomów, a co za tym idzie, nie wie, jak długo będzie musiał utrzymywać pozycje arbitrażowe i ponosić związane z tym koszty. W końcu nie można także zapomnieć o barierach prawnych uniemożliwiających w niektórych przypadkach krótką sprzedaż oraz o innych aspektach regulacyjnych i strukturalnych na rynku, które mogą przyczyniać się do efektywnego ograniczenia możliwości stosowania arbitrażu (Szyszka 2003b).

Im większy w danym momencie  $t$  błąd w wycenie, będący sumą  $\tilde{\varepsilon}_1$ ,  $\tilde{\varepsilon}_2$  i  $\tilde{\varepsilon}_3$ , tym większa potencjalna skłonność racjonalnych arbitrażystów do angażo-

wania się w działania sprowadzające ceny do poziomów fundamentalnych. Niemniej jednak, skłonność ta hamowana jest wspomnianymi wcześniej ograniczeniami arbitrażu. Ostatecznie zatem wartość  $A$  w równaniach (5) i (6) jest wypadkową wielkości błędów w wycenie (sumy wartości  $\tilde{\varepsilon}_1$ ,  $\tilde{\varepsilon}_2$  i  $\tilde{\varepsilon}_3$ ) oraz przeszkód stojących przed racjonalnymi graczami, którzy z określonych przyczyn nie wykorzystują, bądź nie w pełni wykorzystują zauważone przejawy niewłaściwej wyceny.

Wielkość  $A$  jest zatem miernikiem zdolności rynku do auto-korekty, a nawet może być traktowana jako pewnego rodzaju miara efektywności informacyjnej rynku.  $A = 0$  oznacza, że w danym momencie  $t$  z jakichś powodów nie działa mechanizm samoregulacji i cena odbiega od wartości fundamentalnej o wartość będącą wynikiem błędów behawioralnych. Z kolei  $A = 1$  świadczy o całkowitej zdolności rynku do natychmiastowego eliminowania wpływu czynników nieracjonalnych na wycenę papierów wartościowych. Im większa zdolność rynku do samoregulacji ( $A \rightarrow 1$ ), tym mniejsze znaczenie błędów o podłożu behawioralnym ( $B_t \rightarrow 0$ ).

Auto-korekta jest możliwa przede wszystkim wówczas, gdy efektywnie działa mechanizm arbitrażu. Sprzyjać temu będzie rozwinięty rynek kapitałowy, na którym z każdego sektora gospodarki notowanych będzie wiele płynnych spółek, na akcjach których będzie można swobodnie zawierać także krótkie pozycje. Poza tym ważny jest rozwój rynku instrumentów pochodnych tak, aby możliwe było tworzenie ich odpowiednich kombinacji, które de facto stanowią mogą substytut instrumentu bazowego. Konieczna jest także obecność na rynku odpowiedniej liczby profesjonalnych graczy, dostatecznie silnych finansowo i pozbawionych restrykcji w stosowaniu strategii arbitrażowych. Wydłużenie horyzontu oceny zarządzających zwiększy ich skłonność do wykorzystywania przejawów niewłaściwej wyceny, gdyż będą mieli więcej czasu na to, by w razie ewentualnego dalszego natężenia działań nieracjonalnych inwestorów nieco dłużej, acz konsekwentnie oczekiwać powrotu notowań w pobliże wartości fundamentalnych. Obniżenie kosztów transakcyjnych, w szczególności zaś kosztów utrzymywania pozycji krótkich, również przyczyni się do wzrostu efektywności informacyjnej rynku.

### Podsumowanie

Przedstawiony w niniejszym artykule model jest próbą opisu procesu kształtowania się cen papierów wartościowych przy założeniu, że istotna część inwestorów podatna jest na inklinacje o podłożu psychologicznym. W modelu tym przyjęto, że na poziom cen papierów wartościowych oprócz wartości fundamentalnej wpływ mają także trzy zmienne behawioralne, będące wynikiem błędów w przetwarzaniu sygnałów informacyjnych, błędów reprezentatywności oraz niestałości preferencji. Błędy popełniane przez inwestorów mogą powodować istotne odchylenia od wartości fundamentalnej prowadząc do okresowego przewartościowania lub niedowartościowania walorów. Ostateczna skala niewłaściwej wyceny jest uzależniona od zdolności rynku do natychmiastowej auto-korekty, która to zdolność mierzona jest wprowadzoną miarą  $A$ . W ramach prezentacji modelu omówiono czynniki wpływające na wartość zmiennych losowych odpowiadających wyróżnionym kategoriom błędów, wskazując w jakich sytuacjach, jakie zjawiska o podłożu psychologicznym i w jaki sposób mogą zniekształcać prawidłową wycenę papierów wartościowych. Przedstawiono również dyskusję na temat czynników rzutujących na zdolność rynku do auto-korekty.

Należy podkreślić, że stworzony model cechuje się wysokim poziomem ogólności. Powoduje to, że ewentualne próby przewidywania na jego podstawie mogą być mało precyzyjne. Wysoki stopień uogólnienia jest jednak koniecznym kompromisem na drodze do kompleksowego modelowania złożonej materii ludzkich postaw i zachowań, które mogą wielokierunkowo i wielopłaszczyznowo wpływać na wycenę papierów wartościowych. Właśnie dzięki swojej ogólności, model pozwala wyjaśnić zarówno kontynuację, jak i odwrotności w kształtowaniu się stóp zwrotu, a także dobrze oddaje szereg innych osobliwości, m.in. nadmierny poziom zmienności cen akcji, naruszenie prawa jednej ceny, okresowe przewartościowanie lub niedowartościowanie określonych kategorii aktywów. Jego walorem jest też charakter porządkująco-systematyzujący relacje między czynnikami behawioralnymi, zachowaniami inwestorów oraz rynkową wyceną papierów wartościowych.

Model ten jest kolejną propozycją w dorobku finansów behawioralnych i jako taki może być podstawą do dalszych prac teoretycznych i empirycznych. Przyszłe kierunki badań mogą dotyczyć bardziej precyzyjnego opisu funkcji rzutujących na wartość wyszczególnionych w modelu rodzajów inklinacji be-

hawioralnych. Można także próbować uwzględnić wahania wokół wartości fundamentalnej wywołane błędami behawioralnymi jako dodatkowy czynnik ryzyka systematycznego na rynku kapitałowym. W takim kontekście racjonalni inwestorzy powinni wymagać zwiększonej premii za ryzyko od inwestycji w określone klasy instrumentów finansowych, które szczególnie podatne są na zakłócenia związane z zachowaniem graczy nieracjonalnych. W ujęciu dynamicznym stopniowa eskalacja behawioralnych błędów w wycenie może prowadzić do wzrostu stóp zwrotu wymaganych przez inwestorów racjonalnych, jako rekompensata za rosnącą nieprzewidywalność rynku, a przez to obniżać wartość fundamentalną walorów. Rozdzwięk między wyceną behawioralną a racjonalną będzie narastał tak długo, aż siła czynników nieracjonalnych nie osłabnie lub nie zostanie przeważona zdolnością rynku do auto-korekty. W ten sposób można próbować wyjaśnić różnego rodzaju okresowe manie i mody inwestycyjne oraz następujące po nich korekty.

#### Literatura

1. Ball R., Brown P., *An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers*, Journal of Accounting Research, Vol. 6, 2, s. 159-178, 1968.
2. Bernard V., Thomas J., *Post-Earnings-Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium?*, Journal of Accounting Research, Vol. 27 Supplement 1989, s. 1-36
3. Bernard V., Thomas J., *Evidence That Stock Prices Do Not Fully Reflect The Implications of Current Earnings for Future Earnings*, Journal of Accounting and Economics, Vol. 13, 4, s. 305-340, 1990.
4. Fama E., *The Behavior of Stock-Market Prices*, Journal of Business, Vol.38, 1965, 1, s. 34-105.
5. Fama E., *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, Journal of Finance, Vol. 25/1970, 2, s. 383-417.
6. Foster G., Olsen C., Shevlin T., *Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns*, Accounting Review, Vol. 59, 4, s. 574-603, 1984.
7. Friedman M., Savage L., *The Utility Analysis of Choices Involving Risk*, Journal of Political Economy, Vol. 56, 4, s. 279-304, 1948.
8. Kahneman D., Tversky A., *Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk*, Econometrica, Vol. 47, 2, s. 263-292, 1979.

9. Kahneman D., Tversky A., *Evidential impact of base rates*, w: Kahneman D., Slovic P., Tversky A., (red.), *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases*, Cambridge University Press 1982.
10. Lintner J., *Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification*, *Journal of Finance*, Vol. 20, s. 587-615, 1965.
11. Markowitz H., *Portfolio Selection*, *Journal of Finance*, Vol. 7, 1, s. 77-91, 1952.
12. Rendelman Jr. R., Jones C., Latane H., *Empirical Anomalies Based on Unexpected Earnings and the Importance of Risk Adjustments*, *Journal of Financial Economics*, Vol.10, s. 269-287, 1982.
13. Sharpe W.F., *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk*, *Journal of Finance*, Vol. 19, s. 425-442, 1964.
14. Shefrin H., *Beyond Greed and Fear. Understanding Behavioral Finance and the Psychology of Investing*, Boston, MA, Harvard Business School Press 2000.
15. Shefrin H., *A Behavioral Approach to Asset Pricing, International Edition*, Elsevier Academic Press 2005.
16. Szyszka A., *Reakcja inwestorów. Prognozy wyników finansowych*, *Nasz Rynek Kapitałowy*, nr 02/2002.
17. Szyszka A., *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań 2003 (a).
18. Szyszka A., *Ograniczenia arbitrażu a efektywność rynku kapitałowego*, *Studia Ekonomiczne*, nr 3/2003 (b), s. 211-226.
19. Szyszka A., *Zjawisko kontynuacji stóp zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, *Bank i Kredyt*, nr 8/2006, s. 37-49.
20. Szyszka A., *Wycena papierów wartościowych na rynku kapitałowym w świetle finansów behawioralnych*, Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu 2007.
21. Von Neumann J., Morgenstern O., *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton University Press, Princeton 1944.

### STRESZCZENIE

Niniejszy artykuł prezentuje uogólniony behawioralny model wyceny papierów wartościowych, który wskazuje na najistotniejsze kategorie czynników o podłożu psychologicznym oraz opisuje, w jaki sposób czynniki te mogą determinować proces kształtowania się cen i rzutować na osiągnięte stopy zwrotu z inwestycji. W modelu tym

przyjęto, że na poziom cen papierów wartościowych oprócz wartości fundamentalnej wpływ mają także zmienne behawioralne, będące wynikiem trzech zasadniczych rodzajów nieracjonalności: błędów w przetwarzaniu sygnałów informacyjnych, błędów reprezentatywności oraz niestałości preferencji. Błędy behawioralne mogą powodować istotne odchylenia od wartości fundamentalnej prowadząc do okresowego przewartościowania lub niedowartościowania walorów. Ostateczna skala niewłaściwej wyceny jest uzależniona od zdolności rynku do natychmiastowej auto-korekty, która to zdolność mierzona jest wprowadzoną miarą  $A$ . W ramach prezentacji modelu omówiono czynniki wpływające na wartość zmiennych losowych odpowiadających wyróżnionym kategoriom błędów, wskazując w jakich sytuacjach, jakie zjawiska o podłożu psychologicznym i w jaki sposób mogą zniekształcać prawidłową wycenę papierów wartościowych. Przedstawiono również dyskusję na temat czynników rzutujących na zdolność rynku do auto-korekty. W podsumowaniu zwrócono również uwagę na zalety i ograniczenia prezentowanego modelu, a także wskazano potencjalne kierunki dalszych prac.

## GENERALIZED BEHAVIORAL ASSET PRICING MODEL

### SUMMARY

This paper presents the Generalized Behavioral Model (GBM) that describes how asset prices may be influenced by various behavioral heuristics and how the prices may deviate from fundamental values due to investors' irrational behavior. The model distinguishes three behavioral variables that are linked to mistakes in understanding and transforming information signals, problems with representativeness, and unstable preferences. The ultimate scale of behavioral mispricing depends on a measure  $A$  – the ability of the market for self-correction. The discussion on factors influencing each of model's variables is presented and illustrated with examples. Concluding remarks include discussion on model's advantages and limitations, as well as potential directions for future development and research.

*Translated by A. Szyszka*

*Dr Adam Szyszka*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
adam.szyszka@ae.poznan.pl



PAWEŁ TRIPPNER

## **EFEKTYWNOŚĆ DZIAŁALNOŚCI OTWARTYCH FUNDUSZY EMERYTALNYCH**

### **Wstęp**

W wyniku wprowadzenia w Polsce zreformowanego systemu emerytalnego w dniu 1 stycznia 1999 roku pojawiła się w Polsce nowa kategoria inwestora zbiorowego. Są to otwarte fundusze emerytalne, które są zarządzane przez Powołane Towarzystwa Emerytalne. Zadaniem funduszy emerytalnych jest inwestowanie powierzonych środków finansowych w celu ich pomnożenia, przy przestrzeganiu zasady ograniczenia poziomu ryzyka inwestycyjnego<sup>1</sup>. W momencie osiągnięcia przez członka funduszu wieku emerytalnego, zgromadzony kapitał zostaje przekazany do Zakładu Emerytalnego, który zajmuje się inwestowaniem powierzonych mu środków oraz wypłatą dożywotniej emerytury.

Zarówno PTE jak i OFE są instytucjami o charakterze komercyjnym, których celem funkcjonowania jest przynoszenie ich właścicielom zysków. Źródłami zysku tych instytucji są przede wszystkim pobierane od ich klientów opłaty oraz prowizje od powierzanych im środków finansowych.

Celem artykułu jest analiza kondycji finansowej otwartych funduszy emerytalnych oraz panujących w tym obszarze tendencji.

### **Rola oraz zadania otwartych funduszy emerytalnych**

Aktem prawnym, który reguluje działalność funduszy emerytalnych w Polsce jest „Ustawa z 28 sierpnia 1997 roku – o organizacji i funkcjonowaniu fun-

---

<sup>1</sup> Sas-Kulczycka K. (red), *Instytucje wspólnego inwestowania w Polsce*, WIG PRESS, Warszawa 1999, s. 36.



duszy emerytalnych” z późniejszymi zmianami<sup>2</sup>. Według Ustawy fundusz emerytalny jest osobą prawną, której przedmiotem działalności jest gromadzenie środków pieniężnych i ich lokowanie z przeznaczeniem na wypłatę członkom funduszu po osiągnięciu przez nich wieku emerytalnego.

Organem funduszu jest towarzystwo emerytalne, które tworzy fundusz, zarządza nim oraz reprezentuje go na zewnątrz. Aktywa funduszu emerytalnego powstają w wyniku wpłacania do niego składek; pomniejszone o zobowiązania funduszu tworzą aktywa netto funduszu emerytalnego.

Instytucją wydającą zezwolenie na działalność funduszu emerytalnego jest Komisja Nadzoru Finansowego (wcześniej Komisja Nadzoru Ubezpieczeń i Funduszy Emerytalnych). Wydaje on zezwolenie na działalność w terminie 3 miesięcy od dnia złożenia wniosku, który składa się z :

- statutu funduszu,
- treści umowy z depozytariuszem,
- aktualnego odpisu z rejestru handlowego towarzystwa,
- danych oraz kwalifikacji zawodowych osób mających istotny wpływ na gospodarkę finansową funduszu.

Otwarte fundusze emerytalne są instytucjami komercyjnymi, tak więc ich celem długookresowym jest maksymalizacja zysku. Obszar dotyczący pobierania przez OFE opłat jest regulowany w rozdziale 14 Ustawy.

OFE może pobierać opłaty w dwóch formach :

- potrącenia procentowej kwoty z wpłaconej składki przed przeliczeniem jej na jednostki rozrachunkowe (wysokość wynika z prowizji stosowanej przez OFE),
- potrącenia określonej kwoty ze środków członka funduszu wyłącznie w przypadku zmiany przez członka funduszu emerytalnego.

Prowizje pobierane przez fundusz muszą być procentowo jednakowe dla wszystkich jego członków, z zastrzeżeniem możliwości stosowania niższych prowizji wobec członków funduszu o dłuższym stażu. Koszty zarządzania funduszem przez PTE mogą być pokrywane z aktywów funduszu w wysokości nie przekraczającej 0,05% wartości aktywów netto funduszu miesięcznie.

Ustawodawca nałożył na OFE obowiązki informacyjne polegające na prezentowaniu raz w roku prospektu informacyjnego w dzienniku o zasięgu krajowym

---

<sup>2</sup> Dziennik Ustaw Nr 139, poz. 934 z późniejszymi zmianami.

wym. Integralną częścią tego prospektu jest prezentacja sprawozdania finansowego funduszu. Fundusz ma również obowiązek dostarczenia sprawozdania do Komisji Nadzoru Finansowego, która publikuje je na swojej stronie internetowej. Głównym zadaniem tej instytucji zgodnie z rozdziałem 21 Ustawy jest ochrona interesów członków funduszy emerytalnych poprzez sprawowanie nadzoru nad działalnością funduszy w zakresie przestrzegania przepisów Ustawy oraz kontrola ich polityki lokacyjnej oraz jej rezultatów.

Każdy członek funduszu otrzymuje co najmniej raz w roku w odstępach regularnych pisemną informację o środkach znajdujących się na jego rachunku, terminach dokonanych wpłat składek, przeliczaniu składek na jednostki rozrachunkowe oraz o wynikach inwestycyjnych funduszu.

Zgodnie z przepisami ustawy, otwarty fundusz emerytalny może pobierać następujące rodzaje opłat:

- opłatę dystrybucyjną,
- opłatę za zarządzanie,
- opłatę transferową.

*Opłata dystrybucyjna* (zwana również opłatą od składki) jest pobierana od składki, potrącenie tej opłaty następuje przed przeliczeniem składek na jednostki rozrachunkowe. Opłata od składki nie może przekroczyć 7%. Docelowo w roku 2014 opłata ma zostać obniżona do 3,5 %.

OFE mają obowiązek stosowania jednolitych zasad naliczania i pobierania opłat w stosunku do wszystkich swoich członków.

*Opłata za zarządzanie* składa się z dwóch części :

- część stała – jest to kwota zapisana w statucie funduszy, nie wyższa niż 0,045 % wartości aktywów w skali miesiąca. Granica to dotyczy funduszy, które posiadają aktywa niższe niż 8 miliardów PLN. Przekroczenie tej granicy powoduje proporcjonalne obniżanie tej opłaty.
- część zmienna – jest ona zależna od wyników inwestycyjnych osiągniętych przez fundusz. Maksymalna jej wysokość wynosi 0,005 % wartości aktywów funduszu w skali miesiąca. Przysługuje ona w tej wysokości jedynie funduszowi który w danym okresie zanotował na rynku najwyższą stopę zwrotu, fundusz o najniższym jej poziomie w ogóle nie pobiera tej opłaty. Pozostałe fundusze pobierają ją wprost proporcjonalnie do osiągniętych przez nie wyników inwestycyjnych.

*Opłatę transferowa* jest związana z przejściem członka funduszu do innego OFE. Ustawa zezwala na jej pobieranie jedynie w odniesieniu do tych klientów, których staż członkowski w opuszczanym funduszu nie przekracza 24 miesięcy.

#### **Rachunek zysków i strat jako źródło informacji do oceny efektywności funkcjonowania OFE**

Rachunek zysków i strat jest obok bilansu najważniejszym dokumentem wchodzącym w skład sprawozdania finansowego, sporządzanego przez podmioty gospodarcze w tym również otwarte fundusze emerytalne. Informuje, jaki jest wynik finansowy funduszu oraz jaka jest struktura jego tworzenia.

Schematyczne ujęcie rachunku zysków i strat OFE zaprezentowane zostało w tabeli 1.

Tabela 1. Schemat rachunku zysków i strat otwartego funduszu emerytalnego

| L.P. | Składnik                                                    |
|------|-------------------------------------------------------------|
| I.   | Przychody operacyjne                                        |
| 1.   | Przychody portfela inwestycyjnego                           |
| 2.   | Przychody ze środków pieniężnych na rachunkach emerytalnych |
| 3.   | Pozostałe przychody                                         |
| II.  | Koszty operacyjne                                           |
| 1.   | Koszty zarządzania funduszem                                |
| 2.   | Koszty zasilenia rachunku premialnego                       |
| 3.   | Koszty wynagrodzenia depozytariusza                         |
| 4.   | Koszty portfela inwestycyjnego                              |
| 5.   | Koszty zaciągniętych kredytów i pożyczek                    |
| 6.   | Pozostałe koszty                                            |
| III. | Wynik z inwestycji ( I – II )                               |
| IV.  | Zrealizowany i niezrealizowany zysk (strata)                |
| 1.   | Zrealizowany zysk z inwestycji (strata)                     |
| 2.   | Niezrealizowany zysk (strata) z wyceny inwestycji           |
| V.   | Wynik z operacji ( III + IV )                               |
| VI.  | Przychody z tytułu pokrycia niedoboru                       |
| VII. | Wynik finansowy                                             |

Źródło: Rozporządzenie Ministra Finansów w sprawie szczególnych zasad rachunkowości funduszy emerytalnych z 19.03.2004, Dz. U. nr 106 poz.894.

*Przychody operacyjne* – są to bieżące przychody funduszu, związane z prowadzoną przez niego działalnością operacyjną. Zaliczamy do nich wypłacone przez spółki dywidendy, których akcje fundusz posiada. Kolejnym składnikiem jest liniowy odpis dyskonta od papierów wartościowych nabytych poniżej ich wartości nominalnej (np. bony skarbowe). Na poziom przychodów wpływ mają również przekazywane funduszom obligacje na poczet zobowiązań Zakładu Ubezpieczeń Społecznych (pod warunkiem, iż występuje dodatnia różnica

pomiędzy ceną zamiany a wartością zobowiązań ZUS wobec funduszu). Przychodem operacyjnym są także wypłacone odsetki od posiadanych papierów wartościowych (np. obligacje skarbowe) oraz przychody od udzielonych przez fundusz kredytów i pożyczek (również tych, które są udzielone w papierach wartościowych)<sup>3</sup>.

*Koszty operacyjne* – ich ponoszenie jest związane z prowadzeniem bieżącej działalności przez fundusz emerytalny. Najistotniejszym ich składnikiem jest przekazywana do towarzystwa emerytalnego opłata za zarządzanie funduszem. Kolejnym ich składnikiem jest wynagrodzenie, wypłacane depozytariuszowi związane z przechowywaniem przez niego aktywów posiadanych przez fundusz. Składnikiem kosztów może być amortyzacji premii od dłużnych papierów wartościowych, które zostały nabyte powyżej ich wartości nominalnej. W sytuacji gdy cena zamiany obligacji przekazanych na poczet zobowiązań ZUS wobec funduszu jest niższa niż wartość zobowiązań to taka różnica stanowi koszt operacyjny funduszu. Ostatnim elementem mogą być koszty obsługi kredytów i pożyczek, zaciągniętych przez fundusz<sup>4</sup>.

*Zrealizowany zysk z inwestycji* – kategoria ta jest związana z przeprowadzonymi przez fundusz transakcjami papierami wartościowymi na rynku wtórnym, które fundusz posiadał. Najczęściej dotyczy ona akcji oraz obligacji, notowanych na giełdzie papierów wartościowych. Zarówno cena sprzedaży jak i nabycia danego składnika portfela inwestycyjnego uwzględnia koszty, prowizje i inne opłaty związane z dokonanymi transakcjami. Jeżeli cena sprzedaży danego papieru wartościowego jest wyższa niż jego cena nabycia występuje zrealizowany zysk z inwestycji, w odwrotnym przypadku mamy do czynienia z poniesioną stratą z zrealizowanej inwestycji.

*Niezrealizowany zysk z wyceny inwestycji* – dotyczy rynkowej wyceny instrumentów finansowych pozostających w portfelu inwestycyjnym funduszu. Dotyczy ona przede wszystkim posiadanych przez OFE akcji oraz obligacji, notowanych na rynku giełdowym, które nie były przedmiotem przeprowadzanych przez fundusz transakcji. W przypadku, gdy aktualna cena rynkowa danego instrumentu jest wyższa od ceny jego nabycia fundusz notuje niezrealizowany zysk z inwestycji, w sytuacji odwrotnej OFE ponosi niezrealizowaną stratę z inwestycji.

<sup>3</sup> Marcinkowska M., *Ocena działalności instytucji finansowych*, Difin, Warszawa 2007, s. 218.

<sup>4</sup> ibidem, s. 219.

### Wskaźnikowa ocena efektywności funkcjonowania OFE

Celem analizy jest dokonanie oceny działalności otwartych funduszy emerytalnych w latach 2003 – 2006. Wykorzystano zostały informacje publikowane przez fundusze w corocznych sprawozdaniach finansowych. Dokumentem z którego pochodziły informacje jest rachunek zysków i strat oraz dane charakteryzujące rozmiar prowadzonej przez fundusze działalności (liczba członków funduszu, wartość posiadanych aktywów netto).

Dodatkowym elementem analizy jest ocena poziomu ponoszonych przez otwarte fundusze emerytalne zobowiązań na rzecz instytucji nimi zarządzających czyli powszechnych towarzystw emerytalnych.

Dane pochodzące ze dokumentów finansowych oraz opisujące rozmiar prowadzonej przez fundusze działalności posłużyły do stworzenia wskaźników, opisujących efektywność ich funkcjonowania .

Do analizy wykorzystano następujące wskaźniki :

- wynik finansowy na jednego członka funduszu emerytalnego :  
$$WF/LC = \text{Wynik finansowy OFE} / \text{Liczba członków OFE}$$
- wskaźnik poziomu kosztów operacyjnych :  
$$WPKO = \text{Koszty operacyjne OFE} / \text{Przychody operacyjne OFE}$$
- udział opłaty za zarządzanie w aktywach netto funduszu

*Wynik finansowy na jednego członka funduszu emerytalnego* informuje jaką kwota wyniku finansowego przypada na jednego członka funduszu. Im wyższy poziom tej miary tym lepsza efektywność funkcjonowania funduszu.

*Wskaźnik poziomu kosztów operacyjnych* informuje on jaka część z 1 złotówki wygenerowanych przez fundusz przychodów operacyjnych jest przeznaczana na koszty operacyjne. Im niższy poziom tej miary tym lepsza efektywność zarządzania funduszem.

*Udział opłaty za zarządzanie w aktywach netto funduszu* informuje jaką część aktywów netto funduszy stanowią obligatoryjnie przekazywane na rzecz PTE opłaty za zarządzanie. Im niższy ich poziom tym większa część wypracowanych przychodów pozostaje w funduszu.

Analizą objęto wszystkie 15 funduszy emerytalnych, aktualnie działających na polskim rynku. Przeprowadzona została ona w trzech obszarach:

- indywidualnie dla każdego OFE,
- zbiorczo dla całego rynku, przy uwzględnieniu udziałów w nim poszczególnych OFE ważonych wartością posiadanych aktywów netto,

- z podziałem na „wielką czwórkę” OFE (AIG, CU, ING NN, PZU) oraz pozostałe, małe towarzystwa.

Na podstawie powyższego zestawienia można zauważyć duże dysproporcje w poziomie analizowanego wskaźnika pomiędzy poszczególnymi funduszami. W 2003 roku różnica pomiędzy najlepszym (ING NN) a najgorszym funduszem (Polsat) wynosiła ponad 167%. W roku 2006 analogiczna różnica pomiędzy najlepszym i najgorszym funduszem (CU oraz Polsat) wyniosła ponad 114%.

Tabela 2. Poziom wskaźnika WF/LC dla OFE w latach 2003 – 2006 (PLN)

| OFE        | 2003   | 2004   | 2005    | 2006    |
|------------|--------|--------|---------|---------|
| CU         | 413,48 | 741,63 | 1144,16 | 1491,21 |
| ING NN     | 466,18 | 740,04 | 1150,90 | 1485,45 |
| Generali   | 377,45 | 637,01 | 837,81  | 1237,11 |
| Allianz    | 435,54 | 586,49 | 707,49  | 1219,17 |
| Pekao      | 211,09 | 463,81 | 571,37  | 1218,64 |
| AIG        | 392,83 | 683,92 | 958,76  | 1214,18 |
| PZU        | 316,27 | 519,86 | 719,51  | 1152,43 |
| AXA        | 240,61 | 545,37 | 725,33  | 1113,90 |
| Bankowy    | 307,62 | 576,81 | 640,63  | 1034,29 |
| Skarbiec   | 249,51 | 424,76 | 652,77  | 914,30  |
| AEGON      | 177,31 | 374,48 | 558,66  | 904,08  |
| Pocztylion | 178,12 | 330,40 | 588,57  | 887,73  |
| Dom        | 313,65 | 553,42 | 656,08  | 885,78  |
| Nordea     | 230,87 | 342,95 | 536,92  | 759,36  |
| Polsat     | 174,20 | 253,06 | 373,12  | 696,11  |

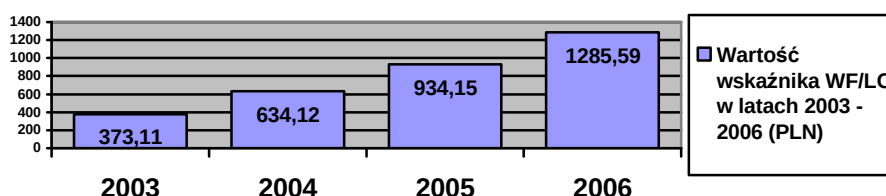
Źródło : opracowanie własne na podstawie [www.knf.gov.pl](http://www.knf.gov.pl)

Występuje tendencja malejąca, lecz nadal różnice tej są na wysokim poziomie. Istotnym elementem mającym wpływ na poziom tego wskaźnika jest wielkość funduszu. Najlepiej w zestawieniu wypadają duże podmioty (CU, ING NN) u których wskaźnik ten wynosi blisko 1500 PLN na jednego członka. Najniższy poziom wskaźnika w każdym z analizowanych lat zajmuje OFE Polsat, gdzie wskaźnik ten znajduje się na poziomie poniżej 700 PLN.

Powyższe zestawienie potwierdza rosnącą efektywność zarządzania w otwartych funduszach emerytalnych. Obserwuje się regularny przyrost wypracowywanego na 1 klienta wyniku finansowego. Poziom tego wskaźnika wzrósł w okresie 2003 – 2006 o ponad 900 PLN na 1 członka funduszu. Daje to wzrost

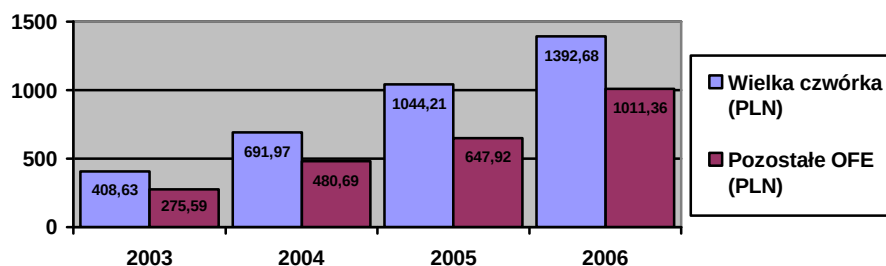
o blisko 245 % w ciągu trzech lat i stanowi potwierdzenie regularnego wzrostu poziomu zarządzania funduszami emerytalnymi.

Potwierdzenie znalazła teza, mówiąca o bardziej efektywnym zarządzaniu dużymi funduszami. Relacja wyniku finansowego w stosunku do liczby klientów jest znacznie korzystniejsza w dużych podmiotach (CU, ING NN, PZU, AIG) niż w funduszach o niskim poziomie aktywów. Na koniec 2006 roku poziom tego wskaźnika w czterech największych funduszach był wyższy o blisko 38 % niż w podmiotach małych.



Rys. 1. Wartość wskaźnika WF/LC dla rynku OFE w latach 2003 – 2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie [www.knf.gov.pl](http://www.knf.gov.pl)



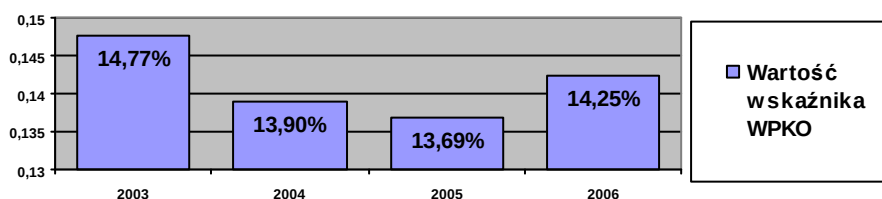
Rys. 2. Wartość wskaźnika WF/LC dla „wielkiej czwórki” i pozostałych OFE w latach 2003 – 2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie [www.knf.gov.pl](http://www.knf.gov.pl)

Poziom udziału kosztów operacyjnych funduszy w przychodach do 2005 roku ulegał stałemu obniżaniu (o ponad 1 punkt procentowy). Jednak na koniec 2006 roku wskaźnik ten wzrósł, przekraczając ponownie poziom 14 % (ponad 14 groszy z 1 złotówki wygenerowanego przychodu operacyjnego jest przeznaczone na koszty). Kolejne lata pokażą, jakie tendencje będą panować w obszarze kontroli kosztów przez fundusze.

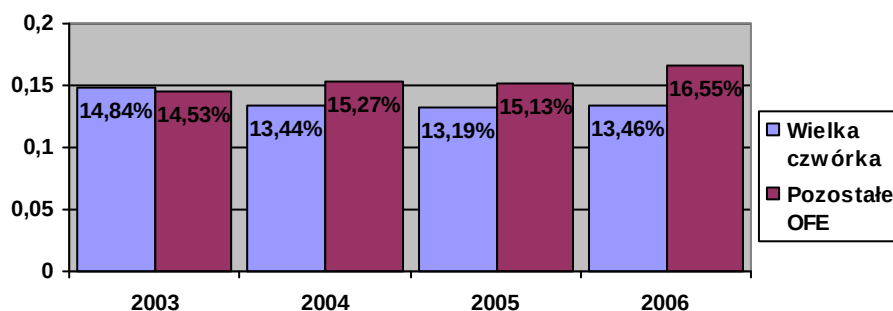
Warto podkreślić, iż duże podmioty na rynku lepiej kontrolują koszty operacyjne niż fundusze małe. Poza 2003 rokiem w każdym z badanych lat poziom wskaźnika WPKO był niższy dla „wielkiej czwórki”.

W latach 2004 – 2006 kształtował się on na poziomie poniżej 14 groszy, gdy w odniesieniu do małych podmiotów przekraczał granicę 15 groszy a w roku 2006 nawet 16 groszy. Także różnica pomiędzy wartością wskaźnika dla dużych i małych podmiotów ulegała wzrostowi (2004 – 1,83 groszy, 2005 – 1,94 groszy, 2006 – 3,09 groszy). Można zatem postawić tezę o lepszym poziomie kontroli kosztów operacyjnych w podmiotach dużych niż w małych OFE.



Rys. 3. Wartość wskaźnika WPKO dla rynku OFE w latach 2003 – 2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie [www.knf.gov.pl](http://www.knf.gov.pl)



Rys. 4. Wartość wskaźnika WPKO dla „wielkiej czwórki” i pozostałych OFE w latach 2003 – 2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie [www.knf.gov.pl](http://www.knf.gov.pl)

Dobłą informacją dla zarządzających otwartymi funduszami emerytalnymi jest spadkowa tendencja udziału opłaty za zarządzanie, którą OFE mają obowiązek przekazywać do zarządzających nimi PTE w stosunku do posiadanych



aktywów netto. O ile kwotowo poziom tej opłaty wzrasta (co nie stanowi za-skroczenia biorąc pod uwagę wzrastający poziom posiadanych przez fundusze aktywów) to relacja procentowa jest korzystna dla funduszy. W ciągu 3 lat udział tej opłaty obniżył się o 0,09 punktu procentowego, do 0,41 % aktywów.

### Podsumowanie

Kwestia właściwego zarządzania otwartymi funduszami emerytalnymi jest sprawą istotną dla wszystkich osób, które są objęte zreformowanym systemem emerytalnym. Im wyższy stopień efektywności zarządzania nimi tym mniejsze prawdopodobieństwo grożących im kłopotów finansowych. Należy zauważyć, iż efektywność zarządzania funduszami emerytalnymi wzrasta. Coraz lepsze relacje panują pomiędzy wynikiem finansowym a poziomem przychodów. Wskaźnik udziału kosztów w przychodach systematycznie się obniża (za wyjąt-kiem 2006 roku).

Tabela 3. Udział opłaty za zarządzanie przekazywanej do PTE w aktywach OFE.

| ROK  | Wysokość opłaty za zarządzanie<br>(cały rynek) | Poziom aktywów netto<br>ryнку OFE | Udział opłaty w akty-<br>wach |
|------|------------------------------------------------|-----------------------------------|-------------------------------|
| 2003 | 226 367 177,54                                 | 44 833 088 918,58                 | 0,50 %                        |
| 2004 | 284 343 759,81                                 | 62 626 917 375,32                 | 0,45 %                        |
| 2005 | 375 721 020,76                                 | 86 078 777 334,35                 | 0,44 %                        |
| 2006 | 483 147 157,55                                 | 116 563 259 565,10                | 0,41 %                        |

Źródło : opracowanie własne na podstawie [www.knf.gov.pl](http://www.knf.gov.pl)

Warto podkreślić, iż lepsza jakość zarządzania jest obserwowana w dużych podmiotach („wielka czwórka”) co znajduje potwierdzenie w wynikach prze-prowadzonych analiz. Poziom opłat za zarządzanie obniżył się niestety w nie-wielkim stopniu. W opinii ekspertów poziom pobieranych przez fundusze pro-wizji jest nadal zbyt wysoki, będąc przeciętnie dwukrotnie wyższy niż ten w funduszach inwestycyjnych. Istotnym problemem są także nadal wysokie opłaty za zarządzanie, pobierane przez towarzystwa emerytalne, które nie są w żaden sposób powiązane z wynikami za zarządzanie, a ich poziom jest uzależniony od posiadanych aktywów, których poziom stale wzrasta. Można postawić założe-nie, że gdyby na rynku funduszy emerytalnych panowała rzeczywista konku-rencja to poziom tych opłat byłby niższy.

**Literatura**

1. Marcinkowska M., *Ocena działalności instytucji finansowych*, Difin, Warszawa 2007.
2. Sas – Kulczycka K. (red), *Instytucje wspólnego inwestowania w Polsce*, WIG PRESS, Warszawa 1999.
3. [www.knf.gov.pl](http://www.knf.gov.pl)
4. Rozporządzenie Ministra Finansów w sprawie szczególnych zasad rachunkowości funduszy emerytalnych z 19.03.2004, Dz. U. nr 106 poz.894.
5. Ustawa z 28 sierpnia 1997 roku – o organizacji i funkcjonowaniu funduszy emerytalnych” z późniejszymi zmianami, Dz. U. nr 139, poz. 934 z późniejszymi zmianami.

**STRESZCZENIE**

Wprowadzenie w Polsce reformy systemu emerytalnego spowodowało powołanie nowych instytucji na rynku finansowym. Ich zadaniem jest obsługa kapitałowych filarów emerytalnych, poprzez inwestowanie powierzanych im środków. W II filarze emerytalnym funkcjonują Otwarte Fundusze Emerytalne, które są zarządzane przez Powołane Towarzystwa Emerytalne. Są one podmiotami gospodarczymi, których działalność ma charakter komercyjny, czyli są nastawione na osiąganie zysku ze swojej działalności. W artykule dokonano oceny działalności otwartych funduszy emerytalnych w latach 2003 – 2006. Wykorzystano zostały informacje publikowane przez fundusze w corocznych sprawozdaniach finansowych, w szczególności w rachunku zysków i strat. Osiągane przez fundusze wyniki oraz dane opisujące rozmiar prowadzonej przez nie działalności wykorzystano do obliczenia wskaźników efektywności działalności funduszy.

**EFFECTIVENESS OF OPEN PENSION FUNDS****SUMMARY**

Implementing the reform of the pension system in Poland resulted in creating new institutions on the financial market. Their responsibility is the service of capital pillars of pension, by investing means entrusted to them. In the II pension pillar they are functioning as opened pension funds which are being managed by common pension companies. Their activity has commercial character, that is they are oriented on making profit.

The main purpose of this paper is an evaluation of activity of opened pension funds in the years 2003 – 2006. The information published by funds in annual financial statements, in particular in the profit and loss account has been used. Results achieved by funds and data describing the size of activity conducted by them, have been used for calculating funds' rates of effectiveness.

*Translated by P. Trippner*

*Dr Paweł Trippner*

Spółeczna Wyższa Szkoła Przedsiębiorczości i Zarządzania w Łodzi  
ptrippner@op.pl



STANISŁAW URBAŃSKI

## **ZMIANY STÓP ZWROTU NA WARSZAWSKIEJ GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W ŚWIETLE ICAPM**

### **Wprowadzenie**

Klasyczna postać modelu CAPM dostarcza kompletnego opisu zmian na rynku kapitałowym, przy założeniu, że spełniony jest każdy postawiony warunek brzegowy modelu. Większość warunków wersji klasycznej odbiega od rzeczywistości. Poszukiwanie i analiza modeli opartych na bardziej realistycznych założeniach ma swój sens gdyż pozwala uzyskać lepszy pogląd na zachowanie się inwestorów. Również wersje alternatywne, których uogólnienie stanowi model ICAPM, mogą lepiej opisywać rzeczywistość i mogą wyjaśniać rozbieżności z wersją klasyczną.

Prowadzone, w ostatnich latach, prace dotyczące zmian stóp zwrotu z papierów wartościowych wykazywały częste niewytłumaczalne odstępstwa w świetle praw stanowiących nowoczesną teorię finansów. Zaproponowany przez Fama i Frencha<sup>1</sup>(1993) model dobrze opisuje zmienność stóp zwrotu na rynku akcji i obligacji. Model F&F okazał się być istotnym krokiem jeśli chodzi o wytłumaczenie stwierdzonych anomalii rynkowych. F&F (1996) wykazali, że model ten potrafi wyjaśnić efekt DeBondta i Thaler (1985) dotyczący opisanego przyszłych stóp zwrotu na podstawie portfeli tworzonych z przeszłych, długoterminowych stóp zwrotu. Model ten nie tłumaczy jednak kontynuacji krótkoterminowych zwrotów dokumentowanych przez Jegadeesha i Titmana (1993).

Prowadzone w ostatnich latach badania dostarczają podstaw do wytłumaczenia ryzyka w wymiarach innych niż zmienne F&F: HML i SMB. Prace Lettau i Ludwigsona (2001) oraz Vassalou (2003) pokazały, że uwzględnienie ma-

---

<sup>1</sup> W dalszej części pracy będzie stosowany skrót F&F

makroekonomicznego ryzyka redukuje informacje zawarte w HML i SMB. Campbell (1996) wskazuje, że empiryczne zastosowania ICAPM nie powinny polegać tylko na wyborze ważnych zmiennych makroekonomicznych lecz winny być związane z innowacjami zmiennych, które przewidują przyszłe i różne możliwe sposoby inwestycji.

W pracy niniejszej zaproponowano liniowy model czynnikowy podejmujący próbę wyceny akcji notowanych na rynku polskim. Proponowana procedura opisu stóp zwrotu łączy osiągnięcia dotychczasowych badań F&F (1993, 1995, 1996) oraz uwzględnia wymienione wyżej wskazania Campbella (1996), dotyczące empirycznych implementacji ICAPM, zastosowanych przez Petkovą (2006). Praca niniejsza różni się jednak od dotychczasowych metod analizy tym, że przyjęte czynniki modelu uwzględniają zarówno znane jak i nieznanne parametry przyszłych, możliwie różnych sposobów inwestycji. Wybrane zmienne objaśniające bazują na wartościach funkcji FUN zaproponowanej w pracy Urbańskiego (2004). Funkcja ta uwzględnia czynniki oceny i wyceny aktywów oraz czynniki rynkowe. Przeprowadzone w pracach Urbańskiego (2004, 2006) testy wykazały możliwości podejmowania decyzji inwestycyjnych na GPW w Warszawie na podstawie wartości FUN. Wobec powyższego wysunięto domniemanie o istniejącej zależności funkcji FUN ze znanymi jak i nieznanymi zmiennymi przewidującymi wypadkowe zmieniających się przyszłych sposobów inwestycji. Tym samym zmienne zależne od FUN powinny dobrze opisywać stopy zwrotu na rynku akcji.

W pracy Urbańskiego (2007) przedstawiono autorski model dwu i trójczynnikowy opisujący stopy zwrotu. Testy modelu przeprowadzone zostały w zakresie analizy szeregów czasowych na podstawie danych z okresu 1995-2003.

W pracy niniejszej badania, dotyczące modelowania równowagi na rynku akcji, zostały poszerzone i uaktualnione. Badania te stanowią testowanie własnego modelu czynnikowego, który przedstawiono w kilku alternatywnych wersjach. Wyniki symulacji oraz wyniki testów porównano z wynikami otrzymanymi na podstawie klasycznego CAPM oraz modelu F&F.

#### **Model teoretyczny**

Analiza równowagi, przeprowadzona w niniejszej pracy zakłada, że stopy zwrotu z akcji zmieniają się zgodnie z modelem ICAPM. Próba opisu stóp zwrotu związana została z zaproponowaniem zmiennych objaśniających, które

zgodnie ze wskazaniem Campbella (1996), uwzględniają w ogólnym przypadku czynniki oceny i wyceny walorów oraz czynniki rynkowe, przy zmieniających się przyszłych sposobach inwestycji.

Wartości stóp zwrotu z akcji zapisać można zgodnie z macierzowym równaniem regresji liniowej (1),

$$r = Gb + e, \quad (1)$$

gdzie  $r$  jest wektorem stóp zwrotu badanych portfeli o wymiarze  $mn$ ,  $G$  jest macierzą zmiennych objaśniających o wymiarze  $mn \times k$ ,  $b$  jest wektorem współczynników regresji oraz  $e$  jest wektorem  $mn$  składników losowych,  $m$  jest ilością analizowanych portfeli w jednym okresie inwestycyjnym,  $n$  jest ilością okresów inwestycyjnych,  $k$  jest ilością analizowanych zmiennych objaśniających plus 1.

Zależność (1) stanowi liniowy model ekonometryczny, zbudowany na podstawie danych przekrojowo-czasowych. Założono, że zmienne objaśniające modelu, uwzględniające bieżące czynniki dotyczące danego waloru, mające wpływ na stopę zwrotu, będą konstruowane na podstawie rynkowej stopy zwrotu RM, wartości funkcji FUN, przedstawionej zależnością (2) oraz funkcji LICZ i MIAN stanowiącymi odpowiednio licznik i mianownik FUN.

$$FUN = \frac{\text{nor}(\text{ROE}) * \text{nor}(A - P) * \text{nor}(A - ZO) * \text{nor}(A - ZN)}{\text{nor}(\text{MV}/E) * \text{nor}(\text{MV}/BV)} * L(s, l_k) \quad (2)$$

gdzie

$$\begin{aligned} \text{ROE} = F_1; AP = F_2 = \frac{\sum_{t=1}^i S(Q_t)}{\sum_{t=1}^i S(nQ_t)}; AZO = F_3 = \frac{\sum_{t=1}^i ZO(Q_t)}{\sum_{t=1}^i ZO(nQ_t)}; \\ AZN = F_4 = \frac{\sum_{t=1}^i ZN(Q_t)}{\sum_{t=1}^i ZN(nQ_t)}, \text{MV}/E = F_5; \text{MV}/BV = F_6 \end{aligned} \quad (3)$$

Funkcje  $F_j$  ( $j=1, \dots, 6$ ) transformowano do obszarów unormowanych o granicach  $\langle a_j; b_j \rangle$ , zgodnie z zależnością (4)

$$\text{nor}(F_j) = \left[ a_j + (b_j - a_j) * \frac{F_j - c_j * F_j^{\min}}{d_j * F_j^{\max} - c_j * F_j^{\min} + e_j} \right] * W(s, p_k). \quad (4)$$

W zależnościach (2-4) odpowiednie oznaczenia zdefiniowano następująco:

ROE – stopa zwrotu z kapitału własnego;

$\sum_{t=1}^i S(Q_t), \sum_{t=1}^i ZO(Q_t), \sum_{t=1}^i ZN(Q_t)$  – skumulowana od początku roku wartość odpowiednio: przychodów netto ze sprzedaży, zysku operacyjnego i zysku netto na

koniec „i” kwartału;  $\sum_{t=1}^i \overline{S(nQ_t)}, \sum_{t=1}^i \overline{ZO(nQ_t)}, \sum_{t=1}^i \overline{ZN(nQ_t)}$  – średnia, skumulowana

od początku roku, wartość odpowiednio: przychodów netto ze sprzedaży, zysku operacyjnego i zysku netto na koniec „i” kwartału w 3 ostatnich latach;  $MV/E, MV/BV$  – stosunek aktualnej ceny akcji do sumy zysków netto z czterech ostatnich kwartałów na jedną akcję oraz stosunek aktualnej ceny akcji do średniej wartości księgowej na jedną akcję z czterech ostatnich kwartałów;  $a_j, b_j, c_j, d_j, e_j$  – stanowić mogą parametry wariacyjne lub mogą być przyjmowane arbitralnie.  $L(s, l_k)$  – logiczna funkcja zmiennych  $l_k$  (np. kapitalizacja, płynność spółki) klasyfikująca daną spółkę do możliwości zajęcia pozycji krótkiej na danym rynku. Parametr  $s=0$ , dla pozycji długich,  $s=1$ , dla pozycji krótkich.<sup>2</sup>  $W(s, p_k)$  – funkcja przyporządkowująca określoną wartość zmiennym  $F_j$  w obszarze unormowanym  $\langle a_j; b_j \rangle$  w zależności od wartości zmiennych  $p_k$ , którymi są poszczególne człony zmiennych  $F_j$ . Funkcja ta posiada z reguły inną postać dla pozycji krótkich niż dla pozycji długich:  $W(s=0, p_k) = W_s(p_k)$  oraz  $W(s=1, p_k) = W_l(p_k)$ .

W pracach Urbańskiego (2004 i 2006) wykazano możliwość podejmowania decyzji inwestycyjnych na GPW w Warszawie podstawie wartości FUN. W konfrontacji z pracami F&F (1993, 1995, 1996) wysunięto przypuszczenie, że funkcja FUN może stanowić dobrą charakterystykę będącą podstawą do ogólnego opisu stóp zwrotu. Inwestorzy zainteresowani są spółkami wykazującymi najwyższą dynamikę zmian wyników fundamentalnych, co szacowane jest przez licznik FUN. Poszukiwane są więc walory o najwyższych wartościach LICZ. Z drugiej zaś strony opublikowane bardzo dobre wyniki fundamentalne mogą już zostać zdyskontowane przez rynek i z powodu wysokiej ceny rynkowej popyt na dany walor będzie mniejszy. Względna cena waloru, w stosunku do zysku i wartości księgowej na jedną akcję szacowana jest przez mianownik FUN. Z tego powodu poszukiwane są walory o najmniejszych wartościach MIAN.

Funkcja FUN stanowi relację czynników oceny przedsiębiorstwa do jego czynników wyceny i jest miernikiem walorów dobrze ocenionych przez LICZ i jednocześnie nisko wycenionych przez MIAN. Funkcja ta posiada jasną eko-

<sup>2</sup> W pracy nie uwzględniano możliwości otwierania pozycji krótkich, więc  $L(s, l_k) = 1$

nomiczną interpretację i może stanowić kryterium doboru walorów do portfela. Atrakcyjność inwestycji jest większa jeśli większa jest wartość FUN, co wykazano w pracy Urbańskiego (2007).

Zmienną objaśnianą przyjęto jako nadwyżkę nad stopą wolną od ryzyka z badanych portfeli.

Zmienne objaśniające modelu (1) określone dla waloru (portfela)  $i$  oraz okresu  $t$  zdefiniowano zależnością (5),<sup>3</sup>

$$x_{1it} = RM_t - RF_t; x_{2it} = RMO, x_{3it} = HMLF_t; x_{4it} = HMLL_t; x_{5it} = LMHM_t \quad (5)$$

gdzie  $RM_t$  jest procentową stopą zwrotu z indeksu WIG,  $RF_t$  jest rentownością 91 dniowych bonów skarbowych na początku okresu inwestycyjnego,  $HMLF_t$  jest różnicą między stopą zwrotu z portfela o największej i najmniejszej wartości  $FUN_t$ ,  $HMLL_t$  jest różnicą między stopą zwrotu z portfela o największej i najmniejszej wartości  $LICZ_t$ ,  $LMHM_t$  jest różnicą między stopą zwrotu z portfela o najmniejszej i największej wartości  $MIAN_t$ ,  $RMO$  jest nadwyżką stopy zwrotu z portfela rynkowego nad stopą wolną od ryzyka, nieskorelowaną z pozostałymi, analizowanymi zmiennymi.

Wartości  $FUN$ ,  $LICZ$  i  $MIAN$  określone są dla wszystkich analizowanych walorów na początek każdego okresu inwestycyjnego. Okresy inwestycyjne odpowiadać muszą analizowanym okresom sprawozdawczym; nie mogą być więc krótsze od okresów kwartalnych oraz nie mogą na siebie zachodzić.

### Dyskretyzacja modelu

Badania dotyczące zmian stóp zwrotu akcji dokonano na podstawie walorów notowanych w latach 1995–2004 na rynku podstawowym GPW w Warszawie, za wyjątkiem spółek charakteryzujących się ujemną wartością księgową. Analizie poddano kwartalne stopy zwrotu hipotetycznych inwestycji portfelowych dokonywanych w dniu, w którym spółki zobowiązane były do publikacji kwartalnych sprawozdań finansowych. Zmienne objaśniające (5) przyporządkowane zostały portfelom, w które zgrupowane zostały spółki. Badane walory dzielone były na równoliczne, kwintylowe portfele budowane na podstawie wartości funkcji  $FUN$ ,  $LICZ$  i  $MIAN$ . Wartości  $FUN$ ,  $LICZ$  i  $MIAN$  dla portfeli obliczano jako średnie arytmetyczne wartości tych funkcji poszczegół-

<sup>3</sup> Różne składowe wektora zmiennych niezależnych dobierane były dla wybranych implementacji ICAPM.



ných walorów wchodzących do portfela. Stopy zwrotu z poszczególnych portfeli obliczano zakładając udziały w portfelu ważone kapitalizacjami rynkowymi. W Tabeli 1 przedstawiono średnie wartości zmiennych, ich odchylenia standardowe oraz wartości współczynników korelacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi i zmienną objaśnianą.

Tabela 1. Średnie wartości zmiennych, ich odchylenia standardowe oraz wartości współczynników korelacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi i zmienną objaśnianą <sup>a)</sup>

| Zmienna              | $\bar{z}$ ,<br>% | t(z)  | Współczynniki korelacji |               |          |          |          |          |          |
|----------------------|------------------|-------|-------------------------|---------------|----------|----------|----------|----------|----------|
|                      |                  |       | $r_{it} - RF_t$         | $RM_t - RF_t$ | $RMO1_t$ | $RMO2_t$ | $HMLL_t$ | $LMHM_t$ | $HMLF_t$ |
| $r_{it} - RF_t^{b)}$ | -                | -     | 1                       | 0,92          | 0,92     | 0,78     | 0,35     | -0,32    | 0,28     |
| $RM_t - RF_t$        | -1,27            | -0,56 |                         | 1             | 0,99     | 0,88     | 0,24     | -0,38    | 0,14     |
| $RMO1_t$             | -2,69            | 1,20  |                         |               | 1        | 0,89     | 0,12     | -0,42    | 0        |
| $RMO2_t$             | 1,54             | 0,27  |                         |               |          | 1        | 0        | 0        | 0,01     |
| $HMLL_t$             | 5,39             | 3,08  |                         |               |          |          | 1        | 0,10     | 0,89     |
| $LMHM_t$             | 4,86             | 2,92  |                         |               |          |          |          | 1        | 0,29     |
| $HMLF_t$             | 6,92             | 4,57  |                         |               |          |          |          |          | 1        |

<sup>a)</sup>  $RM_t$ ,  $RF_t$ ,  $HMLF_t$ ,  $HMLL_t$ ,  $LMHM_t$  zdefiniowane zostały w punkcie 2 pracy.  $RMO1_t$  i  $RMO2_t$  określone zostały zależnościami (8) i (9). <sup>b)</sup> Wartości współczynników korelacji podano dla pierwszego kwintyla,  $i=1$ .

Moduły współczynników korelacji między jednocześnie stosowanymi zmiennymi objaśniającymi nie przekraczają wartości 0,38 ( $HMLL_t$  i  $HMLF_t$  nie są używane jednocześnie), natomiast moduły współczynników korelacji między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi zawierają się w większości w przedziale od 0,08 do 0,92. Korelacja czynnika rynkowego  $RM_t - RF_t$  i czynników  $HMLL_t$  oraz  $LMHM_t$  wykazuje dość wysokie wartości. Korelacja czynnika rynkowego i  $HMLF_t$  jest mniejsza i równa 0,14. Istnieje więc możliwość wystąpienia efektu powtarzania informacji. W związku z powyższym na bazie analizowanych zmiennych zdefiniowano ortogonalny czynnik rynkowy,  $RMO$ . Wartości  $RMO$  określano z regresji (6) i (7).

$$RM_t - RF_t = \alpha_1 + \beta_{HMLF} HMLF_t + e_t; t=1, \dots, 36 \quad (6)$$

$$\alpha_1 = -0,03 \quad \beta_{HMLF} = 0,21 \quad R^2 = 1,89\% \\ (-0,93) \quad (0,25)$$

$$RM_t - RF_t = \alpha_2 + \beta_{HMLL} HMLL_t + \beta_{LMHD} LMHM_t + e_t; t = 1, \dots, 36 \quad (7)$$

$$\begin{array}{ccc} \alpha_2 = -0,01 & \beta_{HMLL} = 0,36 & \beta_{LMHD} = -0,55 \quad R^2 = 21,96\% \\ (-0,21) & (1,81) & (-2,62) \end{array}$$

Pod równaniami regresji (6) i (7) podano wartości obciążeń zmiennych oraz w nawiasach ich wartości statystyki-t. Regresja (6) posiada niską moc objaśniającą, co wynika z niskiej wartości współczynnika korelacji pomiędzy czynnikiem rynkowym i  $HMLF_t$ . Parametry formalne przyjmują wartości nieistotnie różne od zera. Regresja (7) posiada natomiast dość wysoką moc objaśniającą. Obciążenia zmiennych przyjmują wartości istotnie różne od zera, a wartość wyrazu wolnego  $\alpha_2 = -0,01$  statystycznie równa jest zeru.

Wartości ortogonalnego czynnika rynkowego, odpowiednio dla regresji (6) i (7), zdefiniowano następująco:

$$RMO1_t = \alpha_1 + e_t, \quad (8)$$

$$RMO2_t = \alpha_2 + e_t. \quad (9)$$

Analogiczną procedurę ortogonalizacji czynnika rynkowego zastosowali F&F (1993, s. 27-31), w przypadku modelu pięcioczynnikowego, dla którego obciążenia wszystkich badanych zmiennych HML, SMB, TERM i DEF okazały się istotnie różne od zera, a współczynnik determinacji regresji nadwyżki rynkowej względem zmiennych objaśniających wyniósł  $R^2 = 38\%$ .

### **Przebieg badań i analiza wyników**

Badania dotyczące modelowania równowagi cenowej na rynku akcji obejmowały analizę przekrojowych zmian parametrów regresji liniowej nadwyżki zwrotów 15 portfeli testowych, budowanych na bazie FUN, LICZ oraz MIAN, względem czynników rynkowych i względem czynników HMLL, LMHM oraz HMLF. Jako czynniki rynkowe analizowano nadwyżkę stopy zwrotu z indeksu WIG, nad stopą wolną od ryzyka  $RM_t - RF_t$  oraz czynniki  $RMO1_t$  i  $RMO2_t$ , zdefiniowane zależnościami (8) i (9). Tak jak w przypadku modelu F&F założono, że prawdziwy jest model bezwarunkowy co oznacza, że współczynniki regresji są stałe w czasie. Wartości współczynników regresji określono metodą GLS z zastosowaniem procedury Prais-Winstena z autokorelacją pierwszego rzędu.

### **Proponowany model dwuczynnikowy**

Równanie regresji przedstawiono zależnością (10), a wartości współczynników regresji, dla badanych portfeli, zamieszczono w tabeli 2.

$$r_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_{i,HMLF} HMLF_t + \beta_{i,RMO1} RMO1_t + e_{it}; i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 32 \quad (10)$$

Zmiennymi niezależnymi są ortogonalny czynnik rynkowy  $RMO1_t$  oraz czynnik  $HMLF_t$ .

Stabilność parametrów strukturalnych została zweryfikowana, dla każdego portfela, na podstawie testu Chowa. W 12 przypadkach, na 15 badanych portfelach, nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej stabilność parametrów regresji (10).

Tabela 2. Wartości współczynników regresji (10) określonych metodą GLS dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na  $FUN_i$ ,  $LICZ_i$  i  $MIAN_i$ .<sup>a</sup>

| GRS=1,64, p-value(GRS)=15,42%                                |            |           |                  |           |                  |           |                    |       |
|--------------------------------------------------------------|------------|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|--------------------|-------|
| Portfel                                                      | $\alpha_i$ | p-value % | $\beta_{i,HMLF}$ | p-value % | $\beta_{i,RMO1}$ | p-value % | R <sup>2</sup> , % | F     |
| Portfele formowane na podstawie wartości $FUN$ , metoda GLS  |            |           |                  |           |                  |           |                    |       |
| MIN, $FUN_{1t}$                                              | 0,02       | 72,43     | -0,64            | 0,00      | 1,13             | 0,00      | 89,27              | 91,49 |
| 2) $FUN_{2t}$                                                | -0,02      | 19,29     | -0,36            | 1,26      | 0,82             | 0,00      | 73,07              | 29,84 |
| 3) $FUN_{3t}$                                                | -0,02      | 13,73     | 0,23             | 8,17      | 0,92             | 0,00      | 78,83              | 40,96 |
| 4) $FUN_{4t}$                                                | -0,04      | 0,21      | 0,49             | 0,00      | 0,90             | 0,00      | 84,74              | 61,07 |
| MAX, $FUN_{5t}$                                              | 0,02       | 8,91      | 0,48             | 0,02      | 1,09             | 0,00      | 86,17              | 68,52 |
| Portfele formowane na podstawie wartości $LICZ$ , metoda GLS |            |           |                  |           |                  |           |                    |       |
| MIN, $LICZ_{1t}$                                             | 0,02       | 47,11     | -0,58            | 0,28      | 1,19             | 0,00      | 76,93              | 36,69 |
| 2) $LICZ_{2t}$                                               | 0,00       | 84,72     | -0,54            | 0,73      | 0,71             | 0,00      | 54,09              | 12,96 |
| 3) $LICZ_{3t}$                                               | -0,03      | 6,37      | 0,16             | 22,77     | 0,75             | 0,00      | 70,08              | 25,77 |
| 4) $LICZ_{4t}$                                               | -0,02      | 10,41     | 0,37             | 0,05      | 1,03             | 0,00      | 88,74              | 86,69 |
| MAX, $LICZ_{5t}$                                             | 0,00       | 71,68     | 0,51             | 0,01      | 1,09             | 0,00      | 85,19              | 63,25 |
| Portfele formowane na podstawie wartości $MIAN$ , metoda GLS |            |           |                  |           |                  |           |                    |       |
| MIN, $MIAN_{1t}$                                             | 0,03       | 8,29      | 0,15             | 37,86     | 0,84             | 0,00      | 63,31              | 18,98 |
| 2) $MIAN_{2t}$                                               | 0,00       | 88,84     | 0,28             | 3,24      | 0,91             | 0,00      | 79,03              | 41,46 |
| 3) $MIAN_{3t}$                                               | -0,04      | 3,64      | 0,37             | 1,09      | 0,85             | 0,00      | 74,02              | 31,34 |
| 4) $MIAN_{4t}$                                               | -0,02      | 40,37     | -0,03            | 78,80     | 1,14             | 0,00      | 86,31              | 69,32 |
| MAX, $MIAN_{5t}$                                             | 0,02       | 32,01     | -0,19            | 14,54     | 1,23             | 0,00      | 86,31              | 69,38 |

<sup>a</sup> Zmienne  $RMO1$  i  $HMLF$  zdefiniowane zostały w opisie do Tabeli 1. GRS jest statystyką Gibbonsa, Rosa i Shankena, określona zależnością (12). Badany okres od maja 1996 do maja 2005, 36 analizowanych okresów kwartalnych. Źródło: badania własne.

Mimo stosunkowo niskiej korelacji czynnika  $HMLF$  z nadwyżką rynkowej stopy zwrotu  $RM-RF$ , a co za tym idzie niewielkiej mocy objaśniającej regresji (6), zastąpienie nadwyżki rynkowej  $RM-RF$  ortogonalnym czynnikiem rynko-

wym RMO1 poprawiło istotność obciążeń czynnika HMLF, dla większości badanych portfeli (statystyki  $t$  wzrosły w 10 na 15 przypadków).

Podobnie jak w badaniach F&F (1993, s. 27-31), dotyczących testów modelu pięcioczynnikowego na rynku amerykańskim, wartości wyrazów wolnych  $\alpha_i$ , obciążeń czynnika rynkowego  $\beta_{i,M}$ , współczynnika determinacji  $R^2$  i statystyki  $F$ , dla obu przypadków zastosowania RMO1 i RM-RF okazały się dokładnie równe. Wartości obciążeń  $\beta_{i,HMLF}$ , dla przypadków zastosowania ortogonalnego czynnika rynkowego RMO1, są przesunięte wyraźnie w kierunku dodatnich wartości.

Współczynniki regresji  $\beta_{i,HMLF}$  wykazują okresowe powiązanie z FUN i LICZ. Dla każdego kwintala, budowanego ze względu na FUN oraz LICZ współczynniki regresji przy HMLF zwiększają się monotonicznie z silnie ujemnych wartości, dla najmniejszych kwintyli, aż do silnie dodatnich wartości dla kwintyli największych. Za wyjątkiem środkowych kwintyli współczynniki  $\beta_{i,HMLF}$  są istotnie różne od zera.

Ujemne wartości  $\beta_{i,HMLF}$  dla portfeli o niskich wartościach FUN i LICZ oznaczają, że dla rynku charakteryzującego się rosnącą wartością HMLF inwestycje w takie portfele wykazują malejące stopy zwrotu. Analogicznie, dodatnie wartości współczynnika  $\beta_{i,HMLF}$  dla portfeli o wysokich wartościach FUN i LICZ oznaczają, że dla rynku charakteryzującego się rosnącą wartością HMLF inwestycje w takie portfele wykazują rosnące stopy zwrotu. Innymi słowy, inwestycje w spółki o najwyższej dodatniej dynamice zmian wyników finansowych i jednocześnie stosunkowo wysokich wartościach BV/MV i E/MV powinny okazywać się tym bardziej rentowne im rynek charakteryzuje się większą wartością wskaźnika HMLF. Współczynnik  $\beta_{i,HMLF}$  dla portfela o maksymalnej wartości MIAN osiąga wysoką ujemną wartość, a dla portfeli o niskich wartościach MIAN współczynnik ten przyjmuje wartości dodatnie.<sup>4</sup> Ujemne wartości  $\beta_{i,HMLF}$  oznaczają, że jeśli rynek charakteryzuje się rosnącą wartością HMLF wówczas inwestycje w portfele wykazują malejące stopy zwrotu. Z kolei dodatnie wartości  $\beta_{i,HMLF}$  dla portfeli o niskich wartościach MIAN oznaczają, że jeśli

<sup>4</sup> Wyjątek stanowi pierwszy kwintyl MIAN, dla którego  $\beta_{i,HMLF}$  jest nieistotnie większy od zera. Również dla piątego kwintyla  $\beta_{i,HMLF}$  jest mniejszy od zera na poziomie 14,54%, jednak w przypadku zastosowania klasycznego czynnika rynkowego, w postaci RM-RF, współczynnik ten jest mniejszy od zera na poziomie istotności 0,34% (pełne wyniki, dla czynnika rynkowego RM-RF mogą być udostępnione na życzenie)

rynek charakteryzuje się rosnącą wartością HMLF wówczas inwestycje w portfele wykazują rosnące stopy zwrotu. Innymi słowy, inwestycje w spółki o wysokich wartościach BV/MV i E/MV (spółki o potencjale wartości) powinny dawać tym wyższe stopy zwrotu im rynek charakteryzuje się większą wartością wskaźnika HMLF. Inwestycje w spółki o niskich wartościach BV/MV i E/MV (spółki o potencjale wzrostu) powinny dawać tym niższe stopy zwrotu im rynek charakteryzuje się większą wartością wskaźnika HMLF. W większości badanych portfeli model generuje wyrazy wolne równe zero co stanowi pozytywny test ICAPM.

#### **Proponowany model trójczynnikowy**

Równanie regresji przedstawiono zależnością (11), a wartości współczynników regresji, dla badanych portfeli, zamieszczono odpowiednio w tabeli 3.

$$r_{it} - RF_t = a_i + \beta_{i,HMLL} HMLL_t + \beta_{i,LMHM} LMHM_t + \beta_{i,RMO2} RMO2_t + e_{it}; i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 36 \quad (11)$$

Zmiennymi niezależnymi są ortogonalny czynnik rynkowy  $RMO2_t$  oraz czynniki  $HMLL_t$  i  $LMHM_t$ .

Stabilność parametrów strukturalnych została zweryfikowana, dla każdego portfela, na podstawie testu Chowa. W 13 przypadkach, na 15 badanych portfelach, nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej stabilność parametrów regresji (11).

Zastąpienie nadwyżki rynkowej RM-RF ortogonalnym czynnikiem rynkowym  $RMO2$  znacznie poprawiło istotność obciążeń czynników  $HMLL$  i  $LMHM$  (statystyki  $t$  wzrosły w 12 na 15 przypadków). Ujemne lecz nieistotne wartości bet  $\beta_{i,LMHM}$ , dla portfeli formowanych na FUN i LICZ, okazały się istotnie ujemne w każdym przypadku po zastąpieniu czynnika RM-RF ortogonalnym czynnikiem rynkowym  $RMO2$ . W przypadku natomiast portfeli formowanych na MIAN, przy zastosowaniu czynnika RM-RF, bety  $\beta_{i,HMLL}$ , przyjmują ujemne lecz nieistotnie różne od zera wartości, co sugeruje spadek stóp zwrotu, wraz ze wzrostem  $HMLL$ . W wyniku zastąpienia czynnika rynkowego RM-RF, ortogonalnym czynnikiem rynkowym  $RMO2$ , bety  $\beta_{i,HMLL}$  przyjęły istotnie dodatnie wartości, dla wszystkich pięciu kwintyli. Wyniki te pozwalają na jednoznaczne stwierdzenie wzrostu stóp zwrotu, wraz ze wzrostem  $HMLL$ , dla portfeli formowanych na MIAN.

Podobnie jak w badaniach F&F (1993, s. 27-31) wartości wyrazów wolnych  $\alpha_i$ , obciążeń czynnika rynkowego  $\beta_{i,M}$ , współczynnika determinacji  $R^2$  i statystyki F, dla obu przypadków zastosowania RMO2 i RM-RF okazały się dokładnie równe. Wartości obciążeń  $\beta_{i,HMLL}$ , dla przypadków zastosowania ortogonalnego czynnika rynkowego RMO2, są przesunięte wyraźnie w kierunku dodatnich wartości, a wartości obciążeń  $\beta_{i,LMHM}$ , w kierunku wartości ujemnych.

Tabela 3. Wartości współczynników regresji (11) określonych metodą GLS, dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na  $FUN_i$ ,  $LICZ_i$  i  $MIAN_i$ .<sup>a</sup>

| GRS=1,61, p-value(GRS)=16,66%                             |            |           |                  |           |                  |           |               |           |         |
|-----------------------------------------------------------|------------|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|---------------|-----------|---------|
| Portfel                                                   | $\alpha_i$ | p-value % | $\beta_{i,HMLL}$ | p-value % | $\beta_{i,LMHM}$ | p-value % | $\beta_{i,M}$ | p-value % | $R^2$ % |
| Portfele formowane na podstawie wartości FUN, metoda GLS  |            |           |                  |           |                  |           |               |           |         |
| MinFUN                                                    | -,01       | 65,07     | -0,22            | 3,45      | -0,80            | 0,00      | 1,11          | 0,00      | 87,41   |
| 2) FUN                                                    | -,03       | 5,54      | -0,04            | 73,02     | -0,59            | 0,01      | 0,79          | 0,00      | 69,88   |
| 3) FUN                                                    | -,02       | 13,52     | 0,41             | 0,09      | -0,52            | 0,01      | 0,90          | 0,00      | 78,93   |
| 4) FUN                                                    | -,03       | 1,49      | 0,58             | 0,00      | -0,47            | 0,00      | 0,88          | 0,00      | 83,81   |
| MaxFUN                                                    | 0,03       | 2,56      | 0,61             | 0,00      | -0,59            | 0,00      | 1,08          | 0,00      | 85,55   |
| Portfele formowane na podstawie wartości LICZ, metoda GLS |            |           |                  |           |                  |           |               |           |         |
| minLICZ                                                   | 0,00       | 92,80     | -0,36            | 1,25      | -0,58            | 0,04      | 1,33          | 0,00      | 82,19   |
| 2) LICZ                                                   | 0,00       | 80,69     | -0,33            | 4,07      | -0,69            | 0,02      | 0,68          | 0,00      | 60,36   |
| 3) LICZ                                                   | -,03       | 3,28      | 0,24             | 3,51      | -0,24            | 4,85      | 0,81          | 0,00      | 72,17   |
| 4) LICZ                                                   | -,01       | 15,56     | 0,58             | 0,00      | -0,62            | 0,00      | 0,98          | 0,00      | 89,64   |
| maxLICZ                                                   | 0,01       | 35,63     | 0,70             | 0,00      | -0,64            | 0,00      | 1,04          | 0,00      | 85,75   |
| Portfele formowane na podstawie wartości MIAN, metoda GLS |            |           |                  |           |                  |           |               |           |         |
| minMIAN                                                   | 0,01       | 30,84     | 0,22             | 3,23      | 0,10             | 34,97     | 1,08          | 0,00      | 83,64   |
| 2) MIAN                                                   | -,01       | 52,01     | 0,29             | 0,15      | -0,12            | 18,37     | 1,04          | 0,00      | 87,59   |
| 3) MIAN                                                   | -,03       | 5,15      | 0,39             | 0,30      | -0,31            | 2,07      | 0,91          | 0,00      | 74,13   |
| 4) MIAN                                                   | -,01       | 50,45     | 0,29             | 0,33      | -0,97            | 0,00      | 1,01          | 0,00      | 89,80   |
| MaxMIAN                                                   | 0,01       | 37,46     | 0,27             | 1,71      | -1,03            | 0,00      | 1,10          | 0,00      | 87,83   |

<sup>a</sup> Zmienne RMO2, HMLL i LMHM jak w Tabeli 1. GRS jest statystyką Gibbonsa, Rosa i Shankena, określona zależnością (12). Badany okres od maja 1996 do maja 2005, 36 analizowanych okresów kwartalnych. Źródło: badania własne.

Dokonując analizy uzyskanych wyników stwierdzić należy, że model ten stanowi szerszy opis zmiany stóp zwrotu w porównaniu z modelem dwuczynnikowym. Uzależnia on bowiem stopy zwrotu od trzech charakterystyk rynku tj. od wskaźników HMLL, LMHM oraz czynnika rynkowego. W wyniku przeprowadzonych badań stwierdzić można, że dokonując inwestycji w spółki o

dużych wartościach FUN lub LICZ stopy zwrotu wykazywały wzrost, dla rosnących wartości HMLL i malejących wartości LMHM.

Z kolei inwestycje w spółki o małych wartościach FUN lub LICZ charakteryzowały się wzrostem zwrotów jeśli rynek wykazywał malejące wartości zarówno HMLL jak i LMHM. Innymi słowy, stopy zwrotu powinny być większe im mniej zróżnicowany będzie rynek pod względem wskaźnika LMHM, czyli im rynek będzie mniej wrażliwy na wskaźniki BV/MV lub E/MV, bądź po prostu zróżnicowanie tych wskaźników będzie mniejsze. W takich przypadkach wpływ wyników fundamentalnych na stopy zwrotu powinien być większy.

Z kolei inwestycje w spółki o dużych wartościach MIAN (spółki o potencjale wzrostu, niskie BV/MV i E/MV) powinny dawać rosnące stopy zwrotu dla rosnących wartości HMLL i malejących wartości LMHM. Natomiast inwestycje w spółki o małych wartościach MIAN (spółki o potencjale wartości, wysokie BV/MV i E/MV) powinny dawać rosnące stopy zwrotu dla rosnących wartości zarówno HMLL jak i LMHM.<sup>5</sup> Zmiany wartości stopy zwrotu portfeli testowych w zależności od wartości parametrów HMLL i LMHM oraz wielkości poszczególnych kwintyli analizowanych portfeli przedstawiono na rys. 1.

Dodatknie i ujemne zmiany stopy zwrotu w zależności od wartości zmieniających HMLL i LMHM wynikają ze znaku współczynników regresji dla najmniejszych i najwyższych kwintyli FUN, LICZ i MIAN. Zerowe wartości HMLL i LMHM odpowiadają przypadkom, gdy rynek jest zupełnie niewrażliwy na wartości LICZ i MIAN lub gdy wartości LICZ i MIAN byłyby równe dla wszystkich walorów rynku. Pierwszy przypadek oznaczałby dominujący wpływ na ceny akcji nierynkowych czynników, całkowicie niezwiązanych z wynikami fundamentalnymi spółek. Drugi przypadek natomiast odzwierciedlałby hipotetyczną sytuację osiągania przez wszystkie walory takich samych wyników fundamentalnych oraz wskaźników E/MV i BV/MV. Dla zerowej wartości HMLL stopa zwrotu z portfeli FUN lub LICZ byłaby maksymalna, jeśli LMHM byłoby równe zero. Analogicznie, dla zerowej wartości LMHM stopa zwrotu z portfeli MIAN byłaby maksymalna, jeśli HMLL byłoby równe zero. W takich przypadkach postać proponowanego modelu trójczynnika sprowadza się do klasycznej wersji CAPM.

<sup>5</sup> Wartość  $\beta_{i,LMHM}$  dla pierwszego kwintyla jest dodatnia na poziomie 34,97%, jednak dla czynnika rynkowego w postaci RM-RF jest dodatnia na poziomie 0,00% (pełne wyniki mogą być udostępnione na życzenie)

### Testowanie wyrazów wolnych regresji; statystyka Gibbsona, Rossa i Shankena (1989)

W celu przetestowania hipotezy, że zbiór zdefiniowanych zmiennych objaśniających generuje dla analizowanych równań regresji zerowe wyrazy wolne, wykorzystano statystykę Gibbsona, Rossa, Shankena (1989), GRS. Testowanie wartości wyrazów wolnych jest tożsame z testowaniem efektywności portfeli generowanych przez proponowane zmienne oraz ekwiwalentne z testem modelu ICAPM.

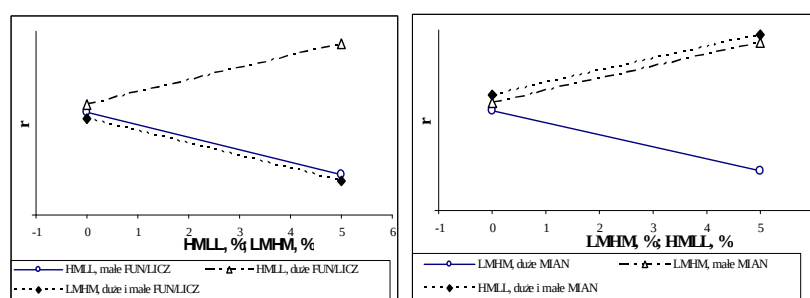
Hipotezę zerową sformułowano następująco:  $H_0: \alpha_i = 0, \forall i = 1, \dots, 15$ ; badany model może być traktowany jako ICAPM. Statystyka testująca GRS posiada zarówno dla hipotezy zerowej jak i alternatywnej rozkład  $F$  z  $m$  i  $n-m-k$  stopniami swobody. Statystykę GRS przedstawia zależność (12)

$$GRS = \frac{n}{m} \frac{n-m-k}{n-k-1} \frac{\hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha}}{1 + \bar{\mu}' \hat{\Omega}^{-1} \bar{\mu}} \sim F(m, n-m-k) \quad (12)$$

gdzie:  $\hat{\alpha}$  – wektor oszacowanych wyrazów wolnych  $m$  testowanych portfeli,  $\hat{\Sigma} = \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} / (n-k-1)$ ,  $\hat{\varepsilon}$  – macierz wariancji i kowariancji składników resztowych  $\varepsilon_{it}$  o wymiarze  $m \times n$ ,  $\bar{\mu}$  – wektor  $k-1$  średnich wartości czynników, z  $n$  okresów,  $\hat{\Omega} = (\mathbf{V} - \bar{\mathbf{V}})'(\mathbf{V} - \bar{\mathbf{V}}) / (n-1)$ ,  $\mathbf{V}$  – macierz  $k-1$  wartości czynników dla  $n$  okresów (poszczególne wiersze macierzy odpowiadają kolejnym okresom),  $\bar{\mathbf{V}}$  – macierz średnich wartości elementów macierzy  $\mathbf{V}$  z  $n$  okresów.

a)

b)



Rys. 1. Schemat zmian stopy zwrotu portfela w zależności od wartości zmiennych HMLL i LMHM: a) portfele budowane ze względu na FUN i LICZ, b) portfele budowane ze względu na MIAN.

Źródło: opracowanie własne.



Wartości statystyki GRS określono dla analizowanych regresji, zdefiniowanych zależnościami (10) i (11), rozważając w każdym przypadku  $m=15$  portfeli testowych generowanych ze względu na FUN, LICZ i MIAN. Wartości statystyki GRS dla poszczególnych przypadków analizowanych zmiennych objaśniających zamieszczono w Tabelach (2) i (3).

Test na poziomie 5% zdecydowanie odrzuca hipotezę zerową, że stopy zwrotu mogą być opisane, w świetle klasycznej wersji CAPM.<sup>6</sup> Proponowany model w wersji dwu i trójczynnika daje poprawny opis stóp zwrotu. Dla proponowanych implementacji ICAPM obliczona wartość badanej statystyki GRS jest niższa od wartości statystyki odpowiadającej poziomowi istotności 10%. Graniczny poziom istotności wynosi 15,42%, dla modelu dwuczynnikowego oraz 16,66 dla modelu trójczynnika, co oznacza, że wyrazy wolne regresji (10) i (11), dla 15 badanych portfeli są równe zero, a proponowany model może być traktowany jako ICAPM.

#### Podsumowanie i wnioski

W pracy niniejszej przedstawiony został liniowy model czynnikowy, opisujący równowagę cenową na rynku akcji. Postać modelu opracowana została na podstawie wyników badań, opublikowanych przez F&F (1993, 1996), wskazań Campbella (1996), jak również własnych przemyśleń uzyskanych na podstawie badań przedstawionych w pracach Urbańskiego (2004, 2006). Proponowany model wyceny przedstawiony został w kilku alternatywnych wersjach; jako model dwuczynnikowy i model trójczynnika, w których czynnik rynkowy uwzględniony został jako nadwyżka RM-RF oraz jako czynnik ortogonalny RMO, zdefiniowany zależnościami (8) i (9). Ortogonalizacja czynnika RM-RF pozwoliła na dokładniejsze oszacowanie obciążeń czynników HMLF, HMLL i LMHM, jak również wniosła dodatkowe informacje dotyczące rzeczywistych zmiany stóp zwrotu w zależności od zmian czynników LMHM i HMLL. Podobnie jak w badaniach F&F (1993, s. 27-31) wartości wyrazów wolnych  $\alpha_i$ , obciążeń czynnika rynkowego  $\beta_{i,M}$ , współczynnika determinacji  $R^2$  i statystyki F, dla obu przypadków zastosowania RMO i RM-RF okazały się dokładnie równe.

---

<sup>6</sup> Wyniki tych obliczeń mogą być udostępnione przez autora.

Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzić można, że w świetle proponowanego modelu dwuczynnikowego:

- inwestycje długie dokonywane powinny być w portfele formowane ze względu na maksymalną wartość FUN lub LICZ, a rentowność takich inwestycji powinna być tym większa im większą wartość przybiera zmienna HMLF na koniec ostatniego okresu sprawozdawczego,
- inwestycje krótkie dokonywane powinny być w portfele formowane ze względu na minimalną wartość FUN lub LICZ, ewentualnie duże wartości MIAN, a rentowność takich inwestycji (krótkich) powinna być tym większa im większą wartość przybiera zmienna HMLF na koniec ostatniego okresu sprawozdawczego.
- W świetle proponowanego modelu trójczynnikowego:
- inwestycje długie dokonywane powinny być w portfele formowane ze względu na maksymalną wartość FUN lub LICZ, a rentowność takich inwestycji powinna być tym większa, im większa jest wartość HMLL oraz mniejsza jest wartość LMHM,
- inwestycje krótkie dokonywane powinny być w portfele formowane ze względu na minimalną wartość FUN lub LICZ, a rentowność takich inwestycji (krótkich) powinna być tym większa, im większe są wartości zmiennych HMLL i LMHM. Inwestycje krótkie dokonywane mogą być również w portfele o dużych MIAN i rentowność takich inwestycji powinna być tym większa, im mniejsze będzie HMLL i większe LMHM. Obliczone wartości statystyki GRS świadczą, że wyrazy wolne regresji (10-11) są statystycznie równe zero, co oznacza, że proponowany model stanowi dobry opis stóp zwrotu w świetle ICAPM.

### Literatura

1. Campbell J.Y., *Understanding risk and return*, Journal of Political Economy, 1996, 104, 2, 298-345.
2. DeBondt W.F.M., Thaler R.H., *Does the stock market overreact*, Journal of Finance, 1985, 40, 3, 793-808.
3. Fama E. F., French K. R., *Common risk factors in the returns on stock and bonds*, Journal of Financial Economics, 1993, 33, 1, 3-56.
4. Fama E. F., French K. R., *Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns*, Journal of Finance, 1995, 50, 1, 131-155.

5. Fama E. F., French K. R., *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, Journal of Finance, 1996, 56, 1, 55-84.
6. Gibbons M. R., Ross S. A., Shanken J., *A Test of the Efficiency of a Given Portfolio*, Econometrica, 1989, 57, 5, 1121-1152.
7. Jajuga K., *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, 2000.
8. Jegadeesh N., Titman S., *Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency*, Journal of Finance, 1993, 48, 65-91.
9. Lettau M., Ludvigson S., *Resurrecting the (C) CAPM: A cross-sectional test when risk premia are time-varying*, Journal of Political Economy, 2001, 109, 1238-1287.
10. Lustig H.N., Van Nieuwerburgh S.G., *Housing collateral, consumption insurance and risk premia: An empirical perspective*, Journal of Finance, 2005, 60, 3
11. Parker J. A., Julliard Ch., *Consumption risk and the cross section of expected returns*, Journal of Political Economy, 2005, 113, 185-222.
12. Petkova R., *Do the Fama-French Factors Proxy for Innovations in Predictive Variables?* Journal of Finance, 2006, 61, 2, 581-612.
13. Tarczyński W., Łuniewska M., *Wskaźnik P/E jako kryterium dyskryminacji dla potrzeb analizy portfelowej*, Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek, Prace Naukowe AE we Wrocławiu, 2004, Nr 1037.
14. Urbański S., *Symulacje inwestycji giełdowych w papiery wartościowe; rentowność i ryzyko inwestycji przyszłych*, Studia i Pace Kolegium Zarządzania i Finansów, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, 2004, 48, 66-85.
15. Urbański S., *Fundamentalne determinanty modelowania inwestycji kapitałowych*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, 2006, Nr 1109, 647-659.
16. Urbański S., *Time-Cross-Section Factors of Rates of Return Changes on Warsaw Stock Exchange*, Statistical Review, 2007, 54, 2, 94-121.
17. Vassalou M., *News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns*, Journal of Financial Economics, 2003, 68, 47-73.

### STRESZCZENIE

W niniejszej pracy przedstawiona została dalsza metodologia objaśniania przekrojowo-czasowych zmian stóp zwrotu na rynku polskim. Zaproponowany został dwu i trójczynnikiowy model wyceny aktywów kapitałowych. Model ten oparty jest na zmieniających objaśniających uzależnionych od dynamiki zmian parametrów oceny przedsiębior-

stwa jak również od bieżących parametrów jego wyceny. Proponowane procedury stanowią modyfikację trójczynnika modelu Fama i Frencha. Wydaje się jednak, że zastosowane zmienne objaśniające posiadają większe uzasadnienie merytoryczne. W prezentowanej implementacji ICAPM, w porównaniu do poprzedniej wersji, publikowanej przez autora, zmodyfikowana została zmienna rynkowa. Przedstawione wyniki symulacji stóp zwrotu, w obu proponowanych wersjach, w konfrontacji z wynikami uzyskanymi na podstawie klasycznego CAPM, świadczą, że proponowany model czynnikowy dobrze opisuje stopy zwrotu akcji notowanych na GPW w Warszawie, a wnioski wynikające z uwzględnienia określonych warunków brzegowych mogą być wykorzystane w szczególności przez dużych inwestorów instytucjonalnych.

## **CHANGES TO THE RATES OF RETURN ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE IN THE LIGHT OF ICAPM**

### **SUMMARY**

The paper presents a further methodology for explaining time-cross section factors of the changes in the rates of return on the Polish market. A two- and three-factor capital asset assessment model is proposed. This model is based on the explanatory variables, which are dependent on the dynamics of changes to corporate assessment parameters as well as the company's valuation parameters. The proposed procedures constitute a modification of the Fama-French 3-factor model. It seems, however, that the applied explanatory variables are more reliable in terms of their substantial value. In the presented ICAPM implementation, as compared with the previous model - published by the author of this paper - the market variable has been modified. The presented results of the rates of return simulation in the two proposed versions, as confronted with the results obtained from the classical CAPM, indicate that the proposed factor model provides an appropriate description of the rates of return of the shares traded on the Warsaw Stock Exchange, and that the conclusions resulting from specific boundary conditions may be taken advantage of by large institutional investors.

*Translated by S. Urbański*

*Dr inż. Stanisław Urbański*  
Akademia Górniczo-Hutnicza  
surbansk@zarz.agh.edu.pl



RYSZARD WĘGRZYN

## SKUTECZNOŚĆ DELTA HEDGINGU W OGRANICZANIU RYZYKA KURSÓW AKCJI. ANALIZA EMPIRYCZNA

### Wprowadzenie

Ryzyko kursów akcji jest jednym z podstawowych rodzajów ryzyka branego pod uwagę przez inwestorów giełdowych. Do ograniczania tego ryzyka wykorzystują oni pochodne instrumenty finansowe. W szczególności w tym względzie są użyteczne opcje, jako instrumenty bardzo elastyczne w sensie dopasowania określonych pozycji do potrzeb zabezpieczającego.

Zabezpieczenie przed ryzykiem kursów akcji z wykorzystaniem opcji może polegać na dwóch rozwiązaniach: *hedgingu* statycznym oraz *hedgingu* dynamicznym. *Hedging* statyczny to stosunkowo prosty sposób zabezpieczenia, polegający na przyjęciu i utrzymywaniu odpowiednich pozycji zabezpieczających do terminu wykonania opcji. W *hedgingu* statycznym inwestor może z góry określić obraz jego ewentualnych strat i zysków w terminie wykonania opcji. Z tego powodu *hedging* statyczny jest dobrym rozwiązaniem szczególnie dla mniejszych inwestorów nie analizujących na bieżąco sytuacji rynkowej.<sup>1</sup>

*Hedging* dynamiczny natomiast polega na zabezpieczeniu przed bieżącymi zmianami kursów. W *hedgingu* tym chodzi o takie skonstruowanie portfela akcji i opcji, aby zmiany kursów akcji były rekompensowane zmianami cen opcji.

---

<sup>1</sup> Szerzej na ten temat: R. Węgrzyn, *Zastosowanie opcji w ograniczaniu ryzyka kursów akcji*, [w:] Fatała D. [red.], *Finansowe uwarunkowania decyzji ekonomicznych*, KTE, Kraków 2007.

Do właściwego skonstruowania portfela wykorzystuje się tzw. wskaźniki greckie (*greeks*).<sup>2</sup>

Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie możliwości oraz skuteczności zastosowania dynamicznych operacji zabezpieczających *delta hedging* do ograniczania ryzyka kursów akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W szczególności została zwrócona uwaga na dzienne odchylenia wartości portfela zabezpieczonego opcjami i modyfikowanego z końcem kolejnych sesji.

Do zabezpieczania portfeli akcji przed ryzykiem zmiany kursu wykorzystywane są zwykle opcje indeksowe. Na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie opcje takie są przedmiotem obrotu od 22 września 2003 r. W dniu tym miał miejsce giełdowy debiut opcji na indeks WIG20. Do obrotu wprowadzone zostały europejskie opcje kupna i sprzedaży o zróżnicowanych cenach wykonania wygasające w trzeci piątek miesiąca z cyklu kwartalnego: marzec, czerwiec, wrzesień, grudzień. Skuteczność zastosowania tych właśnie opcji została zaprezentowana w dalszej części opracowania.

#### **Przykład teoretyczny *delta hedgingu***

*Hedging* dynamiczny oparty jest na wskaźnikach greckich, do których należą: *delta*, *gamma*, *vega*, *rho* oraz *theta*. Wskaźniki te są miarami wrażliwości ceny opcji względem zmian wartości takich parametrów jak: cena instrumentu bazowego, zmienność, stopa procentowa, czas do terminu wygaśnięcia opcji. Do szacowania tych wskaźników w przypadku opcji opiewających na indeksy kursów akcji stosuje się najczęściej zmodyfikowany model Blacka-Scholesa uwzględniający wypłacane dywidendy.<sup>3</sup>

W przypadku *delta hedgingu* wykorzystuje się wskaźnik *delta*, który oznacza zmianę ceny opcji przypadającą na jednostkową zmianę ceny instrumentu

<sup>2</sup> Zagadnienia *hedgingu* zostały przedstawione m. in. w: Z. Bodie, A. Kane, A.J. Marcus, *Investments*, IRWIN Inc., USA 1993; R.M. Bookstaber, *Option Replication Technology*, [w:] *Advanced Strategies in Financial Risk Management*, ed. R.J. Schwartz, C.W. Smith, New York Institute of Finance, New York 1998, D.M. Chance, *An Introduction to Derivatives & Risk Management*, Thomson South-Western, Ohio 2004, R. Jarrow, S. Turnbull, *Derivative Securities*, South-Western College Publishing, Cincinnati 2000, R.W. Kolb, *Financial Derivatives*, New York Institute of Finance, New York 1993.

<sup>3</sup> Szerzej na ten temat: R.M. Bookstaber, *Option Replication...*, *op. cit.*, s. 180., R. Jarrow, S. Turnbull, *Derivative...*, *op. cit.*, s. 364.

bazowego. Dla opcji kupna wskaźnik ten przyjmuje wartości dodatnie z przedziału (0, 1), natomiast dla opcji sprzedaży wartości ujemne z przedziału (-1, 0).

W celu ilustracji problemów wiążących się z *delta hedgingiem* w tej części zaprezentowany zostanie przykład teoretyczny oparty na wielkościach wyliczanych na podstawie modelu Blacka-Scholesa.<sup>4</sup>

W przykładzie tym inwestor dokonuje sprzedaży 10 europejskich opcji kupna na akcje i chce zabezpieczyć taką pozycję przed małymi zmianami ceny akcji. Chodzi zatem o stworzenie portfela o *delcie* równej zero, przy czym będzie to portfel samofinansujący się. Aby wartość początkowa portfela była równa zero, dochód ze sprzedaży opcji przeznaczany jest na zakup  $m_s$  akcji oraz inwestycję  $B$  jednostek pieniężnych w krótkoterminowe aktywa wolne od ryzyka.

W celu skonstruowania zabezpieczonego portfela wyliczono wskaźnik *delta*, posługując się modelem Blacka-Scholesa. Dane dotyczące kalkulacji zostały zawarte w tabeli 1.

Tabela 1. Dane dotyczące opcji kupna.

| Dane wejściowe      |        | Wyniki     |        |
|---------------------|--------|------------|--------|
| Cena akcji          | 50     | Cena opcji | 2,3740 |
| Cena wykonania      | 50     | Delta      | 0,5620 |
| Czas do wygaśnięcia | 65 dni |            |        |
| Zmienność           | 25%    |            |        |
| Stopa procentowa    | 6%     |            |        |

Źródło: na podstawie R. Jarrow, S. Turnbull, *Derivative...*, *op. cit.*, s. 273.

Opcja kupna opiewa na 100 akcji, stąd dochód ze sprzedaży 10 opcji wyniesie  $10 \times (100 \times 2,3740) = 2374$ , przy cenie opcji równej 2,3740. Aby wartość początkowa portfela była równa zero, powinno być:

$$0 = -2374 + m_s 50 + B.$$

Z kolei, aby delta portfela była równa zero, suma delty z pozycji w zakresie opcji oraz delty  $m_s$  akcji powinna być równa zero. To oznacza:

$$-10 \times (100 \times 0,5620) + m_s = 0.$$

Powstaje zatem układ dwóch równań z dwiema niewiadomymi, który po rozwiązaniu daje:  $m_s = 562$  oraz  $B = -25726$ . Oznacza to, że inwestor powinien sprzedać 10 opcji o wartości 2.374, zakupić 562 akcje po 50 o łącznej wartości

<sup>4</sup> Przykład został zaczerpnięty z: R. Jarrow, S. Turnbull, *Derivative...*, *op. cit.*, s. 272-276.

28.100 oraz pożyczyć 25.726 (28.100 – 2.374), finansując zakup akcji. W ten sposób stworzy portfel o wartości początkowej oraz *delcie* równych zeru.

Aby określić skuteczność takiego zabezpieczenia wyliczone zostały wartości portfela w dniu następnym przy określonych poziomach ceny akcji. Do tego celu wykorzystano model Blacka-Scholesa, przy czym założono, że pozostałe wielkości mające wpływ na cenę opcji pozostały na takim samym poziomie. Wyniki zostały zaprezentowane w tabeli 2.

Jak wynika z tabeli 2, jeżeli nawet cena akcji pozostanie na tym samym poziomie wartość portfela się zmienia. Wynika to z faktu obniżenia ceny opcji w związku z upływem jednego dnia oraz narosłych odsetek od pożyczonej kwoty.

Tabela 2. Wartości zabezpieczonego portfela w dniu następnym.

| Cena akcji | Cena opcji | Wartość opcji | Wartość akcji | Wartość portfela |
|------------|------------|---------------|---------------|------------------|
| 48,00      | 1,3844     | -1384,40      | 26976,00      | -138,69          |
| 49,00      | 1,8303     | -1830,30      | 27538,00      | -22,59           |
| 49,50      | 2,0824     | -2082,40      | 27819,00      | 6,31             |
| 50,00      | 2,3536     | -2353,60      | 28100,00      | 16,11            |
| 50,50      | 2,6437     | -2643,70      | 28381,00      | 7,01             |
| 51,00      | 2,9521     | -2952,10      | 28662,00      | -20,39           |
| 52,00      | 3,6208     | -3620,80      | 29224,00      | -127,09          |

Źródło: na podstawie R. Jarrow, S. Turnbull, *Derivative...*, *op. cit.*, s. 275.

Przy cenie akcji na poziomie 50 wartość portfela wyniesie:

$$-10 \times (100 \times 2,3536) + (562 \times 50) - 25730,29 = 16,11.$$

Również w pozostałych przypadkach wartość portfela nie jest równa zeru, a przy zmianach ceny akcji o 2 jednostki spada o ponad 100 jednostek pieniężnych.

Dzieje się tak dlatego, że w *hedgingu* opartym na ciągłym modelu Blacka-Scholesa zakłada się ciągłe korygowanie struktury portfela. W praktyce jest to niemożliwe, jak również ze względu na koszty transakcji niewskazane. Poza tym portfel inwestora w drugim dniu zabezpieczenia nie może być już dłużej w pełni samofinansującym się, gdyż odchylenie wartości portfela po pierwszym



dniu oznacza dodatkowy dochód albo stratę. To oznacza, że wielkość  $B$  będzie w rzeczywistości inna niż wynikająca z konstrukcji portfela.<sup>5</sup>

Na bazie zaprezentowanego przykładu dokonano dalszej analizy, przyjmując, że inwestor nie zaciąga pożyczki w wysokości 25.726 jednostek pieniężnych, ale sam taką kwotę inwestuje w akcje. Oznacza to, że jego portfel składa się z 562 akcji oraz 10 pozycji sprzedaży opcji kupna. Jest to zatem portfel akcji zabezpieczony przed niewielkimi zmianami ceny akcji pozycjami sprzedaży opcji kupna, który powinien przynosić inwestorowi dochód na poziomie stopy wolnej od ryzyka. Inwestor, zastępując niejako w tym przypadku pożyczkodawcę, powinien osiągać dochód w wysokości 6% w skali roku (zob. tab. 1). Oznacza to, że średni dzienny wzrost wartości jego portfela powinien wynieść około 0,016%.

W tabeli 3 zostały przedstawione procentowe odchylenia wartości takiego portfela inwestora przy określonych zmianach ceny akcji. Na jej podstawie można stwierdzić, że przy zmianie ceny do 1% wartość portfela wzrasta o ponad 0,04%, natomiast zmiana ceny o 2% i 4% powoduje spadek wartości portfela nawet o 0,5%. To pokazuje, że takie zabezpieczenie portfela przy większych zmianach ceny akcji jest już mało skuteczne.

Tabela 3. Odchylenia wartości portfela bez pożyczki.

| Cena akcji | Odchylenia ceny akcji | Wartość portfela | Odchylenia wartości |
|------------|-----------------------|------------------|---------------------|
| 48,00      | -4,00%                | 25591,60         | -0,5224%            |
| 49,00      | -2,00%                | 25707,70         | -0,0711%            |
| 49,50      | -1,00%                | 25736,60         | 0,0412%             |
| 50,00      | 0,00%                 | 25746,40         | 0,0793%             |
| 50,50      | 1,00%                 | 25737,30         | 0,0439%             |
| 51,00      | 2,00%                 | 25709,90         | -0,0626%            |
| 52,00      | 4,00%                 | 25603,20         | -0,4773%            |

Źródło: opracowanie własne.

Przeanalizowany przykład dotyczył zabezpieczenia zakupu akcji jednej spółki za pomocą opcji kupna na te akcje. Zabezpieczenie portfela akcji wielu spółek przed ryzykiem kursowym wiąże się natomiast zwykle z wykorzystaniem odpowiednich opcji indeksowych. W przypadku portfeli akcji różniących

<sup>5</sup> Zob.: R. Jarrow, S. Turnbull, *Derivative...*, op. cit., s. 276.

się składem od składu danego indeksu pojawia się konieczność określenia tzw. skorygowanej wartości portfela, którą wylicza się na podstawie wskaźników  $\beta$  dla poszczególnych akcji. Zadanie to nie jest proste, ponieważ powstaje problem właściwego oszacowania tego wskaźnika. Istotne jest również, aby wskaźniki te określały relację zmian kursów akcji do zmian indeksu giełdowego, na który opiewają wykorzystywane do zabezpieczenia opcje indeksowe.

Aby uzyskać skorygowaną wartość portfela należy pomnożyć ilość akcji każdej spółki przez ich cenę, a następnie przez wskaźnik  $\beta$ . Otrzymane w ten sposób skorygowane wartości akcji poszczególnych spółek po ich zsumowaniu stanowią skorygowaną wartość portfela, będącą przedmiotem zabezpieczenia.

#### **Analiza skuteczności *delta hedgingu* na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie**

Przedmiotem szczegółowej analizy na Giełdzie Warszawskiej został indeks WIG20, w skład którego wchodziły akcje 20 największych spółek giełdowych o największej płynności, oraz opcje kupna na ten indeks. Okres analizy obejmuje 2.07.2007 – 31.01.2008 r.

Przyjmując, że inwestor zabezpiecza portfel akcji odpowiadający indeksowi WIG20 w całym tym okresie, na wstępie został określony skład portfela, który podlegał modyfikacjom z końcem każdej sesji.

*Delta hedging* polegał na zastosowaniu indeksowej opcji kupna o określonych cenach wykonania oraz terminach wygasania. Przyjęto zasadę, że do zabezpieczenia są wykorzystywane opcje kupna o cenie wykonania najbliższej aktualnemu poziomowi indeksu WIG20 (gdy są dwie opcje spełniające ten warunek wybierana jest opcja o niższej cenie wykonania) oraz o najbliższym terminie wykonania.

Do zabezpieczenia portfela zostały zastosowane następujące opcje na indeks WIG20 notowane w okresie 2.07.2007 – 31.01.2008 r.:

- opcje kupna z ceną wykonania 3400, 3500, 3600, 3700, 3800, 3900 wygasające 21.09.2007 r. (OW20I7340, OW20I7350, OW20I7360, OW20I7370, OW20I7380, OW20I7390),
- opcje kupna z ceną wykonania 3400, 3500, 3600, 3700, 3800, 3900 wygasające 21.12.2007 r. (OW20L7340, OW20L7350, OW20L7360, OW20L7370, OW20L7380, OW20L7390),

- opcje kupna z ceną wykonania 2800, 2900, 3000, 3100, 3200, 3300, 3400, 3500 wygasające 20.03.2008 r. (OW20C8280, OW20C8290, OW20C8300, OW20C8310, OW20C8320, OW20C8330, OW20C8340, OW20C8350).

Z dniem wygasania opcji o najbliższym terminie wykonania do zabezpieczenia przyjmowano kolejne opcje o najbliższym terminie wykonania.

Do określania udziału indeksu i danej opcji w portfelu posłużyły wskaźniki *delta*. W tym przypadku na początku przyjęto, że udział indeksu (akcji) w portfelu się nie zmienia i wynosi 1, natomiast udział opcji został określony jako odwrotność wskaźnika *delta*. Nie można jednak sprzedać czy kupić części opcji. Stąd odwrotność wskaźnika *delta* została pomnożona przez 10 oraz zaokrąglana do liczb całkowitych. Taka operacja nie spowodowała istotnych zmian w osiąganych wynikach zabezpieczenia. Aby zachować odpowiednią proporcję indeksu do opcji, ostatecznie przyjęto, że inwestor posiada 10 indeksów w portfelu. Należy tutaj pamiętać o mnożniku występującym przy indeksie oraz kursach opcji na poziomie 10 zł/pkt.

Do szczegółowych obliczeń wykorzystano dane z Giełdy dotyczące kursów opcji i poziomów indeksu WIG20, jak również szacowane przez Giełdę wskaźniki *delta* dla poszczególnych opcji. Wskaźniki te szacowane są na podstawie przywołanego wcześniej modelu Blacka-Scholesa. Stopa wolna od ryzyka jest wyznaczana dla każdego terminu wygasania opcji oddzielnie poprzez interpolację liniową dostępnych średnich ze stawek WIBOR i WIBID dla terminów – 1 tydzień, 2 tygodnie, 1 miesiąc, 3 miesiące, 6 miesięcy, 9 miesięcy. Stawki te uprzednio przeliczane są z kapitalizacji rocznej na kapitalizację ciągłą. Zmienność uwzględniana w modelu jest wyliczoną wcześniej zmiennością implikowaną dla danej serii opcji wynikającą z poziomu ceny opcji. Stopa dywidendy natomiast jest kalkulowana na każdy z terminów wygaśnięcia opcji na podstawie danych dotyczących wielkości i terminów wypłaty dywidend ustalanych na Walnych Zgromadzeniach Akcjonariuszy w bieżącym roku albo danych dotyczących wypłat w poprzednim roku, jeżeli w bieżącym jeszcze nie podjęto decyzji.

Wskaźniki greckie szacowane przez Giełdę udostępniane są dopiero po zakończeniu sesji. Dlatego też przyjęto, że inwestor sam wyliczał wskaźniki w sposób odpowiadający metodzie przyjętej przez Giełdę oraz modyfikował portfel z końcem sesji.

Skuteczność tak stosowanego *delta hedgingu* była określana na podstawie zmian wartości portfela na następnej sesji. Zmiany te określano kwotowo oraz procentowo. Dla przykładu w tablicach 4-5 zaprezentowano szczegółowe wyniki dotyczące dwóch wybranych miesięcy – października 2007 i stycznia 2008 r.

Tabela 4. Wyniki zastosowania *delta hedgingu* z wykorzystaniem opcji kupna – październik 2007 r.

| Data     | Delta<br>opcji | Udz.o<br>pcji | Poziom<br>WIG20 | Kurs<br>opcji | Wartość tworzonego portfela |           |           | Wartość<br>końcowa | Zm. wartości |       |
|----------|----------------|---------------|-----------------|---------------|-----------------------------|-----------|-----------|--------------------|--------------|-------|
|          |                |               |                 |               | Indeks                      | Opcja     | Razem     |                    | zł           | %     |
| 07.10.01 | 0,5740         | -17,00        | 3617,70         | 206,83        | 361770,00                   | -35161,10 | 326608,90 | 332880,50          | -1068,50     | -0,32 |
| 07.10.02 | 0,5221         | -19,00        | 3754,98         | 187,28        | 375498,00                   | -35583,20 | 339914,80 | 325614,90          | -994,00      | -0,30 |
| 07.10.03 | 0,5774         | -17,00        | 3722,36         | 204,33        | 372236,00                   | -34736,10 | 337499,90 | 344290,80          | 4376,00      | 1,29  |
| 07.10.04 | 0,5845         | -17,00        | 3730,90         | 213,88        | 373090,00                   | -36359,60 | 336730,40 | 336730,40          | -769,50      | -0,23 |
| 07.10.05 | 0,5997         | -17,00        | 3750,00         | 232,18        | 375000,00                   | -39470,60 | 335529,40 | 335529,40          | -1201,00     | -0,36 |
| 07.10.08 | 0,5854         | -17,00        | 3733,66         | 216,72        | 373366,00                   | -36842,40 | 336523,60 | 336523,60          | 994,20       | 0,30  |
| 07.10.09 | 0,5173         | -19,00        | 3855,06         | 175,94        | 385506,00                   | -33428,60 | 352077,40 | 338310,60          | 1787,00      | 0,53  |
| 07.10.10 | 0,5303         | -19,00        | 3870,20         | 182,42        | 387020,00                   | -34659,80 | 352360,20 | 352360,20          | 282,80       | 0,08  |
| 07.10.11 | 0,5502         | -18,00        | 3893,43         | 194,02        | 389343,00                   | -34923,60 | 354419,40 | 352479,20          | 119,00       | 0,03  |
| 07.10.12 | 0,5369         | -19,00        | 3879,00         | 187,25        | 387900,00                   | -35577,50 | 352322,50 | 354195,00          | -224,40      | -0,06 |
| 07.10.15 | 0,5614         | -18,00        | 3908,36         | 202,42        | 390836,00                   | -36435,60 | 354400,40 | 352376,20          | 53,70        | 0,02  |
| 07.10.16 | 0,5904         | -17,00        | 3842,41         | 222,51        | 384241,00                   | -37826,70 | 346414,30 | 354794,80          | 394,40       | 0,11  |
| 07.10.17 | 0,5959         | -17,00        | 3848,66         | 225,58        | 384866,00                   | -38348,60 | 346517,40 | 346517,40          | 103,10       | 0,03  |
| 07.10.18 | 0,5245         | -19,00        | 3770,12         | 177,04        | 377012,00                   | -33637,60 | 343374,40 | 346915,20          | 397,80       | 0,11  |
| 07.10.19 | 0,5536         | -18,00        | 3801,19         | 187,95        | 380119,00                   | -33831,00 | 346288,00 | 344408,50          | 1034,10      | 0,30  |
| 07.10.22 | 0,5223         | -19,00        | 3769,54         | 173,79        | 376954,00                   | -33020,10 | 343933,90 | 345671,80          | -616,20      | -0,18 |
| 07.10.23 | 0,5423         | -18,00        | 3890,81         | 166,50        | 389081,00                   | -29970,00 | 359111,00 | 341677,90          | -2256,00     | -0,66 |
| 07.10.24 | 0,5090         | -20,00        | 3856,54         | 160,16        | 385654,00                   | -32032,00 | 353622,00 | 356825,20          | -2285,80     | -0,64 |
| 07.10.25 | 0,5337         | -19,00        | 3882,36         | 176,50        | 388236,00                   | -33535,00 | 354701,00 | 352936,00          | -686,00      | -0,19 |
| 07.10.26 | 0,5485         | -18,00        | 3898,85         | 179,61        | 389885,00                   | -32329,80 | 357555,20 | 355759,10          | 1058,10      | 0,30  |
| 07.10.29 | 0,5734         | -17,00        | 3927,29         | 193,24        | 392729,00                   | -32850,80 | 359878,20 | 357945,80          | 390,60       | 0,11  |
| 07.10.30 | 0,5247         | -19,00        | 3877,01         | 160,51        | 387701,00                   | -30496,90 | 357204,10 | 360414,30          | 536,10       | 0,15  |
| 07.10.31 | 0,5274         | -19,00        | 3880,13         | 164,73        | 388013,00                   | -31298,70 | 356714,30 | 356714,30          | -489,80      | -0,14 |

Źródło: opracowanie własne.

Należy jednak zwrócić uwagę, że do ogólnej oceny skuteczności *hedgingu* właściwszą miarą są zmiany procentowe. Kwotowe zmiany wartości portfela zależą bowiem od wartości tworzonych na danej sesji portfeli i ich zmian procentowych. Jeżeli wartości portfeli będą wyższe w przypadku ujemnych odchylenia procentowych, a stosunkowo niższe przy odchyleniach dodatnich, wówczas łączne kwotowe odchylenie wartości może być znaczne i ujemne.

W celu uogólnienia wyników badań na podstawie procentowych zmian wartości portfela obliczono dla poszczególnych miesięcy oraz dla całego analizowanego okresu średnie arytmetyczne zmian procentowych, odchylenia standardowe tych zmian oraz wartości najmniejsze i największe. Rezultaty tych obliczeń zostały zaprezentowane w tablicy 6.

Na podstawie tej tablicy można stwierdzić, że średnie zmiany wartości portfela w poszczególnych miesiącach znacznie się od siebie różnią. Dla przykładu w grudniu 2007 r. średnia wynosiła 0,23%, a w sierpniu 2007 r. -0,15%, natomiast w najbardziej nietypowym miesiącu styczniu 2008 r. -0,40%. Średnie dla okresów lipiec – grudzień 2007 r. oraz lipiec 2007 r. – styczeń 2008 r. są jednak na znacznie lepszych poziomach. Zwłaszcza dla pierwszego z tych okresów średnia 0,04% oznacza, że zabezpieczenie dla całego okresu było stosunkowo skuteczne, chociaż inwestor osiągnąłby w tym przypadku dochód znacznie większy niż wynikałoby to ze stopy wolnej od ryzyka.

Tabela 5. Wyniki zastosowania *delta hedgingu* z wykorzystaniem opcji kupna – styczeń 2008 r.

| Data     | Delta<br>opcji | Udz.op<br>cji | Poziom<br>WIG20 | Kurs<br>opcji | Wartość tworzonego portfela |           |           | Wartość<br>końcowa | Zm. wartości |       |
|----------|----------------|---------------|-----------------|---------------|-----------------------------|-----------|-----------|--------------------|--------------|-------|
|          |                |               |                 |               | Indeks                      | Opcja     | Razem     |                    | zł           | %     |
| 08.01.02 | 0,5375         | -19,00        | 3472,83         | 177,82        | 347283,00                   | -33785,80 | 313497,20 | 315275,40          | 2510,20      | 0,80  |
| 08.01.03 | 0,5909         | -17,00        | 3432,59         | 191,95        | 343259,00                   | -32631,50 | 310627,50 | 316883,20          | 3386,00      | 1,08  |
| 08.01.04 | 0,5522         | -18,00        | 3390,67         | 186,06        | 339067,00                   | -33490,80 | 305576,20 | 307436,80          | -3190,70     | -1,03 |
| 08.01.07 | 0,5181         | -19,00        | 3355,07         | 163,93        | 335507,00                   | -31146,70 | 304360,30 | 305999,60          | 423,40       | 0,14  |
| 08.01.08 | 0,5205         | -19,00        | 3357,24         | 172,79        | 335724,00                   | -32830,10 | 302893,90 | 302893,90          | -1466,40     | -0,48 |
| 08.01.09 | 0,5478         | -18,00        | 3288,67         | 181,57        | 328867,00                   | -32682,60 | 296184,40 | 302719,20          | -174,70      | -0,06 |
| 08.01.10 | 0,5826         | -17,00        | 3228,39         | 213,20        | 322839,00                   | -36244,00 | 286595,00 | 294525,00          | -1659,40     | -0,56 |
| 08.01.11 | 0,5844         | -17,00        | 3230,28         | 209,47        | 323028,00                   | -35609,90 | 287418,10 | 287418,10          | 823,10       | 0,29  |
| 08.01.14 | 0,5385         | -19,00        | 3180,69         | 195,14        | 318069,00                   | -37076,60 | 280992,40 | 284895,20          | -2522,90     | -0,88 |
| 08.01.15 | 0,5480         | -18,00        | 3091,99         | 182,65        | 309199,00                   | -32877,00 | 276322,00 | 282942,90          | 1950,50      | 0,69  |
| 08.01.16 | 0,5352         | -19,00        | 2979,36         | 166,03        | 297936,00                   | -31545,70 | 266390,30 | 275095,80          | -1226,20     | -0,44 |
| 08.01.17 | 0,5995         | -17,00        | 2947,63         | 202,89        | 294763,00                   | -34491,30 | 260271,70 | 265831,70          | -558,60      | -0,21 |
| 08.01.18 | 0,5462         | -18,00        | 2991,03         | 177,43        | 299103,00                   | -31937,40 | 267165,60 | 259459,00          | -812,70      | -0,31 |
| 08.01.21 | 0,5148         | -19,00        | 2859,87         | 155,00        | 285987,00                   | -29450,00 | 256537,00 | 264118,80          | -3046,80     | -1,14 |
| 08.01.22 | 0,5697         | -18,00        | 2818,58         | 197,51        | 281858,00                   | -35551,80 | 246306,20 | 249020,30          | -7516,70     | -2,93 |
| 08.01.23 | 0,5393         | -19,00        | 2779,69         | 236,65        | 277969,00                   | -44963,50 | 233005,50 | 235372,00          | -10934,20    | -4,44 |
| 08.01.24 | 0,5920         | -17,00        | 2945,99         | 211,90        | 294599,00                   | -36023,00 | 258576,00 | 231465,80          | -1539,70     | -0,66 |
| 08.01.25 | 0,5308         | -19,00        | 2973,57         | 167,83        | 297357,00                   | -31887,70 | 265469,30 | 259013,50          | 437,50       | 0,17  |
| 08.01.28 | 0,5652         | -18,00        | 2916,44         | 182,35        | 291644,00                   | -32823,00 | 258821,00 | 266187,80          | 718,50       | 0,27  |
| 08.01.29 | 0,5319         | -19,00        | 2978,92         | 169,93        | 297892,00                   | -32286,70 | 265605,30 | 260585,20          | 1764,20      | 0,68  |
| 08.01.30 | 0,5324         | -19,00        | 2981,13         | 171,55        | 298113,00                   | -32594,50 | 265518,50 | 265518,50          | -86,80       | -0,03 |
| 08.01.31 | 0,5765         | -17,00        | 2928,57         | 176,36        | 292857,00                   | -29981,20 | 262875,80 | 266251,30          | 732,80       | 0,28  |

Źródło: opracowanie własne.

Istotną miarą w tym przypadku jest również odchylenie standardowe zmian procentowych, które wskazuje na ryzyko związane z *hedgingiem* wynikające z możliwości odchylenia od wyliczonych średnich, jako wartości oczekiwanych. Pod tym względem najmniej ryzykownym okresem zabezpieczenia był październik 2007 r.

Na ryzyko związane z jednodniowym zabezpieczeniem zwracają z kolei uwagę najmniejsze i największe zmiany wartości portfeli. W styczniu 2008 r., miesiącu głębokich spadków indeksu giełdowego, największy spadek wartości portfela zabezpieczonego wyniósł -4,44%. W lipcu, sierpniu i wrześniu 2007 r. największe dzienne spadki były większe od 2%, natomiast w październiku, listopadzie i grudniu 2007 r. nie przekroczyły 1%. To pokazuje, że jednodniowe zabezpieczenie portfela wiąże się z większym ryzykiem poniesienia straty, chociaż zależy to przede wszystkim od sytuacji na rynku.

Tabela. 6. Syntetyczne wyniki zastosowania *delta hedgingu*

| Okres             | Średnia zmiana wartości portfela | Odchylenie standardowe średniej zmiany | Najmniejsza zmiana | Największa zmiana |
|-------------------|----------------------------------|----------------------------------------|--------------------|-------------------|
| VII 2007          | 0,16%                            | 1,08%                                  | -2,33%             | 2,27%             |
| VIII 2007         | -0,15%                           | 1,03%                                  | -2,23%             | 1,67%             |
| IX 2007           | 0,01%                            | 1,20%                                  | -2,11%             | 2,18%             |
| X 2007            | 0,01%                            | 0,40%                                  | -0,66%             | 1,29%             |
| XI 2007           | 0,06%                            | 0,49%                                  | -0,97%             | 1,08%             |
| XII 2007          | 0,23%                            | 0,52%                                  | -0,65%             | 1,68%             |
| I 2008            | -0,40%                           | 1,24%                                  | -4,44%             | 1,08%             |
| VII-XII 2007      | 0,04%                            | 0,84%                                  | -2,33%             | 2,27%             |
| VII 2007 - I 2008 | -0,02%                           | 0,92%                                  | -4,44%             | 2,27%             |

Źródło: opracowanie własne.

### Zakończenie

Należy zwrócić uwagę, iż zmiany wartości tak zabezpieczonego portfela wynikają z wielu różnych przyczyn. Wykorzystany tutaj model Blacka-Scholesa, jak wskazano wcześniej, jest modelem ciągłym, co oznacza, że korygowanie struktury portfela powinno odbywać się w sposób ciągły. W zaprezentowanej analizie korekty portfela dokonywano z końcem każdej kolejnej sesji.

W modelu tym zakłada się stałą zmienność instrumentu bazowego do wygaśnięcia opcji, stałą stopę procentową do wygaśnięcia opcji oraz lognormalny rozkład cen akcji w terminie wykonania. Założenia te stanowią jednak tylko aproksymację rzeczywistości. Jeżeli zatem do *hedgingu* zostaną zastosowane

wskaźniki greckie wyliczone na podstawie tego modelu, niewielkie zmiany wartości portfela będą nadal występowały.<sup>6</sup>

Z drugiej strony w przeanalizowanym przypadku zastosowano *delta hedging* jako podstawowy rodzaj *hedgingu*, pomijający wpływ na wartość portfela pozostałych czynników uwzględnianych w modelu Blacka-Scholesa. Dalsze badania powinny zatem zmierzać do określenia skuteczności *hedgingu* z zastosowaniem również innych wskaźników greckich.

### Literatura

1. Bodie Z., Kane A., Marcus A.J., *Investments*, IRWIN Inc., USA 1993.
2. Bookstaber R.M., *Option Replication Technology*, [w:] *Advanced Strategies in Financial Risk Management*, ed. R.J. Schwartz, C.W. Smith, New York Institute of Finance, New York 1998.
3. Chance D.M., *An Introduction to Derivatives & Risk Management*, Thomson South-Western, Ohio 2004.
4. Haugen R.A., *Teoria nowoczesnego inwestowania*, WIG-Press, Warszawa 1996.
5. Hull J., *Kontrakty terminowe i opcje. Wprowadzenie*, WIG-Press, Warszawa 1997.
6. Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe, aktywa niefinansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*, PWN, Warszawa 2006.
7. Jarrow R., Turnbull S., *Derivative Securities*, South-Western College Publishing, Cincinnati 2000.
8. Kolb R.W., *Financial Derivatives*, New York Institute of Finance, New York 1993.
9. McMillan L.G., *Options as a Strategic Investment*, New York Institute of Finance, New York 1993.
10. Smithson Ch.W., Smith C.W., Wilford D.S., *Zarządzanie ryzykiem finansowym. Instrumenty pochodne, inżynieria finansowa i maksymalizacja wartości*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2000.
11. Tarczyński W., *Instrumenty pochodne na rynku kapitałowym*, PWE, Warszawa 2003.
12. Weron A., Weron R., *Inżynieria finansowa. Wycena instrumentów pochodnych, symulacje komputerowe, statystyka rynku*, Wydawnictwa Naukowo-Techniczne, Warszawa 2005.

---

<sup>6</sup> R. Jarrow, S. Turnbull, *Derivative...*, op. cit., s. 294.

### STRESZCZENIE

Podstawowym rodzajem *hedgingu* dynamicznego jest *delta hedging*, wykorzystujący wskaźnik *delta* jako miarę wrażliwości ceny opcji względem zmian instrumentu bazowego. Celem tego opracowania jest zwrócenie uwagi na możliwości oraz skuteczność *delta hedgingu* w ograniczaniu ryzyka kursów akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Zaprezentowane wyniki badań empirycznych dotyczą zastosowania opcji na WIG20 w okresie lipiec 2007 – styczeń 2008. Autor dokonał syntetycznej oceny skuteczności *hedgingu* na podstawie średnich arytmetycznych, odchyleń standardowych oraz minimów i maksimów zmian procentowych wartości zabezpieczonego portfela.

### EFFECTIVENESS OF DELTA HEDGING IN REDUCING THE RISK OF STOCK PRICES. EMPIRICAL ANALYSIS

#### SUMMARY

Delta hedging is a basic kind of dynamic hedging, using delta as a measure of option price sensitivity to the changes of a base instrument. The aim of this paper is to pay attention to the opportunity and effectiveness of delta hedging in reducing the risk of stock prices on the Warsaw Stock Exchange .

Presented results of the empirical research refer to the application of the option on WIG20 in the period July 2007 – January 2008. The author made the synthetic assessment of the hedging effectiveness on the basis of arithmetic means, standard deviations, maxima and minima of the percentage changes of the hedged portfolio value.

*Translated by R. Węgrzyn*

*Dr Ryszard Węgrzyn*  
Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie  
wegrzynr@ae.krakow.pl





TOMASZ WĘGRZYN

### **ANALIZA EFEKTYWNOŚCI PORTFELA ZE WZGLĘDU NA OGRANICZENIE MAKSYMALNEGO UDZIAŁU POJEDYNCZEJ SPÓŁKI W PORTFELU**

Konstruowanie portfela optymalnego w sensie Markowitza wiąże się m.in. z podjęciem decyzji odość wprowadzania ograniczenia na maksymalny udział pojedynczej spółki w portfelu. Nie wprowadzenie ograniczenia może w skrajnym przypadku prowadzić do konstrukcji portfela złożonego z jednego waloru. Natomiast wprowadzenie ograniczeń z jednej strony wymusza minimalny poziom dywersyfikacji, ale z drugiej strony prowadzi do konstrukcji portfela, który nie jest optymalny w sensie Markowitza.

Celem artykułu jest analiza wpływu wprowadzenia ograniczenia na maksymalny udział akcji pojedynczej spółki w portfelu, którego skład jest optymalizowany za pomocą modelu Markowitza, przy założeniu, iż spółki zostały wstępnie wybrane do portfela za pomocą modelu TMAI. Portfele będą optymalizowane z przyjęciem następujących celów:

- minimalizacja ryzyka portfela,
- maksymalizacja oczekiwanej stopy zwrotu przy ryzyku na poziomie ryzyka z indeksu WIG.

#### **Dobór spółek do portfela**

Dobór spółek do konstruowanego portfela jest ważnym etapem budowy portfela. Wykorzystanie modelu TMAI<sup>1</sup> do budowy rankingu spółek, a następ-

---

<sup>1</sup> Por. Hellwig Z., Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju i strukturę wykwalifikowanych kadr, *Przegląd Statystyczny* 1968, nr 4; Tarczyński W., Taksonomiczna miara atrakcyjności inwestycji w papiery wartościowe, *Przegląd Statystyczny* 1994, nr 3; Tarczyński W., Fundamentalny portfel papierów wartościowych, PWE, Warszawa 2002.

nie wybraniu najlepszych spośród nich do portfela jest jednym ze sposobów na wykorzystanie informacji płynącej z analizy sprawozdań finansowych w procesie budowy portfela.

Wykorzystując model TMAI, jako narzędzie doboru spółek do portfela, postanowiono poszerzyć analizę sytuacji finansowej badanych podmiotów o względne tempo przyrostu wybranych wskaźników finansowych<sup>2</sup>. Listę analizowanych wskaźników finansowych można znaleźć m.in. w [8, 9, 10, 11]. W cytowanych pracach można znaleźć podstawowe założenia co do przedmiotowego zakresu badań, a także wyniki inwestycji w portfele złożone z 20 najlepszych podmiotów, wybranych na podstawie analizy proponowanych wskaźników finansowych. Portfele te były określane jako portfele mTMAI. Spółki tworzące portfele mTMAI w poszczególnych latach stanowiły bazę do wyznaczenia portfeli przy wykorzystaniu modelu Markowitza.

#### **Optimalizacja składu portfela z wykorzystaniem modelu Markowitza**

Model Markowitza<sup>3</sup> pozwala nie tylko zbudować efektywny portfel papierów wartościowych, ale także traktować portfel papierów wartościowych jako całość. Efektywny portfel papierów wartościowych w ramach teorii Markowitza jest definiowany, jako portfel o minimalnym ryzyku dla danej oczekiwanej stopy zwrotu lub równoważnie portfel o maksymalnej oczekiwanej stopie zwrotu dla danej wariancji, bądź odchylenia standardowego. Zbiór portfeli efektywnych tworzy linię efektywną. Inwestorzy zgodnie ze swoimi funkcjami użyteczności wybierają spośród portfeli efektywnych taki, który maksymalizuje charakteryzującą ich funkcję użyteczności<sup>4</sup>.

Budując portfel papierów wartościowych inwestor dąży do jego dywersyfikacji, rezultatem czego powinno być rozproszenie ryzyka na wiele walerów.

<sup>2</sup> Por. Węgrzyn T., TMAI – wartości nominalne wskaźników finansowych czy tempo ich przyrostu?, [w] *Prace Naukowe nr 1088, AE, Wrocław 2005, Tom 2.*; Węgrzyn T., TMAI – poszerzenie analizy o tempo wzrostu wartości wskaźników finansowych a stopy zwrotu z budowanych portfeli papierów wartościowych, [w] *Finanse – kierunki badań*, Z. Kędzior, K. Marcinek (red.), Wyd. AE w Katowicach, Katowice 2006, s. 195; Węgrzyn T., TMAI - wpływ grupowania wskaźników finansowych na uzyskiwane stopy zwrotu z budowanego portfela papierów wartościowych, [w] *Uwarunkowania rozwoju przedsiębiorczości*, H.G. Adamkiewicz-Drwiłło (red.), PWN, Warszawa 2007, s. 394.

<sup>3</sup> Por. Markowitz H.M., *Portfolio Selection*, Basil Blackwell, 1991.

<sup>4</sup> Por. Amenc N., Le Sourd V., *Portfolio theory and performance analysis*, John Wiley & Sons, 2003, s. 80.

Skutkiem dywersyfikacji powinno być obniżenie całkowitego ryzyka portfela, przy zachowaniu oczekiwanej stopy zwrotu na przyjętym poziomie. Badania prowadzone na giełdach światowych<sup>5</sup> wskazują, iż dobrze zdywersyfikowany portfel powinien składać się z akcji 10-15 spółek. Dla GPW w Warszawie liczba spółek w dobrze zdywersyfikowanym portfelu powinna wynosić około<sup>6</sup> 10. Rozwiązanie zadania Markowitza nie daje gwarancji, iż w portfelu znajdą się akcje więcej niż jednej spółki. W związku, z czym można do zadania dołożyć dodatkowe warunki na maksymalny udział pojedynczej spółki w portfelu. Ograniczenie maksymalnego udziału pojedynczej spółki w portfelu ma za zadanie wyeliminowanie możliwości zdominowania danego portfela przez jedną, czy też dwie spółki.

W celu określenia wpływu ograniczenia maksymalnego udziału akcji pojedynczej spółki w portfelu postanowiono budować dwa rodzaje portfeli. Pierwszy portfel, określany w dalszej części jako Markowitz<sub>max</sub>, budowany jest przy następujących założeniach:

- maksymalizacji oczekiwanej stopy zwrotu,
- maksymalnym poziomie ryzyka na poziomie ryzyka rynkowego<sup>7</sup>.

Drugi portfel, określany w dalszej części pracy jako Markowitz<sub>min</sub>, budowany był przy następującym założeniu minimalizacji ryzyka portfela.

### Przyjęte założenia

Wykorzystanie modelu Markowitza wiąże się z określeniem następujących wielkości:

- oczekiwanej stopy zwrotu dla każdej ze spółek,
- ryzyka dla każdej ze spółek,
- korelacji pomiędzy stopami zwrotu dla wszystkich par spółek.

Biorąc pod uwagę założony okres inwestycji (1 rok), postanowiono, iż dla każdej z wybranych spółek należy wyznaczyć oczekiwaną roczną stopę zwrotu. Dla każdego z badanych podmiotów dysponowano przynajmniej 1,5 rocznym

---

<sup>5</sup> Por. Evans J.L., Archer S.H., Diversification and the reduction of dispersion: An empirical analysis, *Journal of Finance*, December 1968, Volume (tom) 23, Issue (numer) 5, s. 761

<sup>6</sup> Tarczyński W., Dywersyfikacja ryzyka na polskim rynku kapitałowym, [w] *Prace Naukowe nr 952*, Wrocław 2002, s. 61;

<sup>7</sup> Ryzyko rynkowe wyznaczano na podstawie notowań indeksu WIG z okresu 1,5 roku poprzedzającego moment zbudowania portfela.

zestawem notowań. Roczna stopę zwrotu wyznaczano zgodnie z następującą formułą:

$$R_{ij} = \frac{S_{i+k} - S_i}{S_i} \quad (1)$$

gdzie:

$R_{ij}$  –  $i$ -ta stopa zwrotu dla  $j$ -tej spółki,

$k$  – stała określająca odległość w czasie między notowaniami (np. 1 rok),

$S_i$  – cena akcji w momencie  $i$ ,

$S_{i+k}$  – cena akcji w momencie  $i+k$ .

Estymator oczekiwanej rocznej stopy zwrotu dla  $j$ -tej spółki definiowano jako średnią arytmetyczną z wyznaczonych na podstawie formuły (1) stóp zwrotu. Ryzyko mierzono odchyleniem standardowym z rocznych stóp zwrotu. Korelację pomiędzy rocznymi stopami zwrotu dla wszystkich par spółek objętych optymalizacją wyznaczano wykorzystując współczynnik korelacji Pearsona.

Portfele Markowitz<sub>max</sub> oraz Markowitz<sub>min</sub> konstruowano na okres jednego roku. Spółki do portfela dobierano na podstawie modelu TMAI. Po okresie roku następowała rekonstrukcja portfela w oparciu o nowy ranking spółek stworzony na podstawie modelu TMAI. W przeprowadzonych badaniach uwzględniono wypłaconą w tym czasie dywidendę.

### Wyniki badań

Liczbę spółek, które znalazły się w zbudowanym portfelu Markowitz<sub>max</sub> w kolejnym roku dla danego ograniczenia przedstawiono w tabelach 1 oraz 2.

Analiza danych zawartych w tabelach 1 oraz 2 pozwala zauważyć, iż największa liczba spółek znajduje się w portfelu o równym udziale (portfel max5%). Powiększanie maksymalnego udziału pojedynczej spółki w portfelu prowadzi do zmniejszania liczby spółek w portfelu. W portfelach budowanych dla pozostałych ograniczeń liczba spółek waha się od 14 (portfel max10% w roku 2005) do 2 spółek (portfele max55% do max100% w roku 1996). Analizując tabelę 1 oraz tabelę 2 można również zauważyć, iż dla ograniczeń od 55% do 100% w portfele składają się z tej samej liczby spółek w każdym kolejnym roku.

Liczbę spółek, które znalazły się w zbudowanym portfelu Markowitz<sub>min</sub> w kolejnym roku dla danego ograniczenia przedstawiono w tabelach 3 oraz 4.

Analiza danych zawartych w tabelach 3 oraz 4 prowadzi do podobnych wniosków, jak analiza tabeli 1 oraz 2. Również w tym przypadku największa liczba spółek znajduje się w portfelu o równym udziale (portfel max5%).

Tabela 1. Liczba spółek w kolejnym roku w portfelu Markowitz<sub>max</sub> budowanym przy ograniczeniu od 5% do 50%.

| ROK konstrukcji portfela | MAX 5% | MAX 10% | MAX 15% | MAX 20% | MAX 25% | MAX 30% | MAX 35% | MAX 40% | MAX 45% | MAX 50% |
|--------------------------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 1996                     | 20     | 11      | 8       | 6       | 5       | 4       | 4       | 4       | 4       | 3       |
| 1997                     | 20     | 13      | 10      | 9       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       |
| 1998                     | 20     | 12      | 8       | 7       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       |
| 1999                     | 20     | 11      | 7       | 5       | 4       | 4       | 4       | 5       | 5       | 5       |
| 2000                     | 20     | 12      | 9       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 6       | 6       |
| 2001                     | 20     | 11      | 8       | 6       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 6       |
| 2002                     | 20     | 11      | 8       | 7       | 7       | 7       | 6       | 5       | 3       | 3       |
| 2003                     | 20     | 10      | 7       | 6       | 6       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       |
| 2004                     | 20     | 12      | 11      | 8       | 7       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       |
| 2005                     | 20     | 14      | 12      | 11      | 9       | 9       | 8       | 8       | 8       | 8       |

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Liczba spółek w kolejnym roku w portfelu Markowitz<sub>max</sub> budowanym przy ograniczeniu od 55% do 100%.

| ROK konstrukcji portfela | MAX 55% | MAX 60% | MAX 65% | MAX 70% | MAX 75% | MAX 80% | MAX 85% | MAX 90% | MAX 95% | MAX 100% |
|--------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| 1996                     | 2       | 2       | 2       | 2       | 2       | 2       | 2       | 2       | 2       | 2        |
| 1997                     | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7        |
| 1998                     | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5        |
| 1999                     | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4        |
| 2000                     | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5        |
| 2001                     | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6        |
| 2002                     | 3       | 3       | 3       | 3       | 3       | 3       | 3       | 3       | 3       | 3        |
| 2003                     | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4       | 4        |
| 2004                     | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6        |
| 2005                     | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       | 8        |

Źródło: opracowanie własne.

Ponadto powiększanie maksymalnego udziału pojedynczej spółki w portfelu prowadzi do zmniejszania liczby spółek w portfelu. W portfelach budowanych dla pozostałych ograniczeń liczba spółek waha się od 13 (portfel max10% w roku 1997 i w roku 1998) do 3 spółek (portfele max50% do max100% w roku 1996). Również w przypadku portfeli Markowitz<sub>min</sub> portfele budowane przy ograniczeniach od 50% do 100% składają się z takiej samej liczby spółek w każdym kolejnym roku.

Tabela 3. Liczba spółek w kolejnym roku w portfelu Markowitz<sub>min</sub> budowanym przy ograniczeniu od 5% do 50%.

| ROK konstrukcji portfela | MAX 5% | MAX 10% | MAX 15% | MAX 20% | MAX 25% | MAX 30% | MAX 35% | MAX 40% | MAX 45% | MAX 50% |
|--------------------------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 1996                     | 20     | 10      | 7       | 6       | 5       | 5       | 4       | 4       | 4       | 3       |
| 1997                     | 20     | 13      | 11      | 10      | 10      | 10      | 9       | 8       | 8       | 7       |
| 1998                     | 20     | 13      | 12      | 9       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       |
| 1999                     | 20     | 12      | 10      | 9       | 9       | 8       | 8       | 8       | 8       | 5       |
| 2000                     | 20     | 12      | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       |
| 2001                     | 20     | 11      | 9       | 8       | 7       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       |
| 2002                     | 20     | 11      | 8       | 7       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       |
| 2003                     | 20     | 12      | 11      | 11      | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       |
| 2004                     | 20     | 11      | 9       | 9       | 8       | 7       | 7       | 5       | 5       | 5       |
| 2005                     | 20     | 12      | 9       | 8       | 7       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       |

Zródło: opracowanie własne.

Analiza rys. 1 pozwala zauważyć, że powiększenie dopuszczalnego udziału jednej spółki w portfelu Markowitz<sub>max</sub> prowadzi do uzyskiwania coraz niższych stóp zwrotu. Natomiast w przypadku portfeli Markowitz<sub>min</sub> powiększanie dopuszczalnego udziału jednej spółki portfela prowadzi do wzrostu zrealizowanej stopy zwrotu. W dla każdego ograniczenia udziału pojedynczej spółki w portfelu, stopy zwrotu uzyskane z portfeli Markowitz<sub>min</sub> są wyższe niż uzyskane dla portfeli Markowitz<sub>max</sub>.

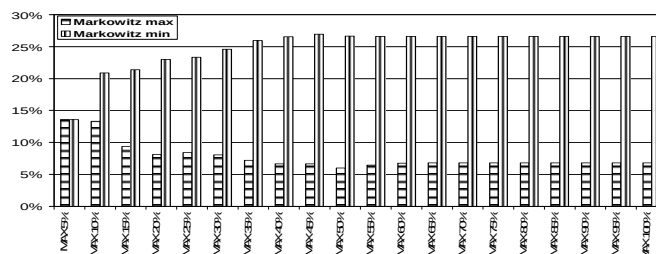
Najwyższą średnią geometryczną stopę zwrotu uzyskano dla portfela Markowitz<sub>min</sub> o ograniczeniu maksymalnego udziału pojedynczej spółki na poziomie 45% – w portfelu znajdowało się od 4 do 8 spółek, a średnia geometryczna stopa zwrotu była o 98% wyższa niż w przypadku portfela o równym udziale każdej spółki w portfelu. Uzyskane wyniki mogą sugerować, że średnia stopa

zwrotu wyznaczona na podstawie danych historycznych nie jest dobrym predyktorem przyszłej stopy zwrotu.

Tabela 4. Liczba spółek w kolejnym roku w portfelu Markowitz<sub>min</sub> budowanym przy ograniczeniu od 55% do 100%.

| ROK konstrukcji portfela | MAX 55% | MAX 60% | MAX 65% | MAX 70% | MAX 75% | MAX 80% | MAX 85% | MAX 90% | MAX 95% | MAX 100% |
|--------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| 1996                     | 3       | 3       | 3       | 3       | 3       | 3       | 3       | 3       | 3       | 3        |
| 1997                     | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7        |
| 1998                     | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7        |
| 1999                     | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5        |
| 2000                     | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7       | 7        |
| 2001                     | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6        |
| 2002                     | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6        |
| 2003                     | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       | 8       | 8        |
| 2004                     | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5       | 5        |
| 2005                     | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6       | 6        |

Źródło: opracowanie własne.

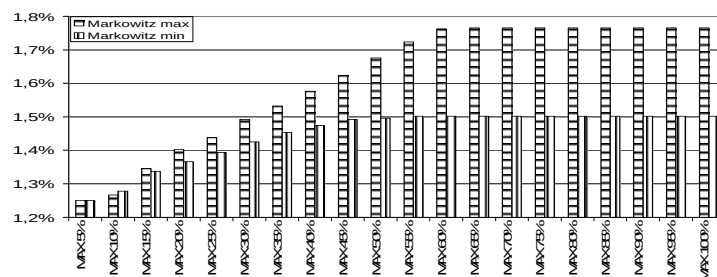


Rys. 1. Średnie geometryczne stopy zwrotu z portfeli Markowitz<sub>max</sub> oraz Markowitz<sub>min</sub> dla ograniczenia maksymalnego udziału akcji pojedynczej spółki w portfelu.

Źródło: opracowanie własne. Na wykresie przedstawiono średnią geometryczną stopę zwrotu. Oznaczenie MAX5% oznacza, że ograniczenie pojedynczej spółki w portfelu przyjęto na poziomie 5%. Średnia geometryczna wyznaczana jest ze stóp zwrotu uzyskanych dla 10 portfeli budowanych dla kolejnych lat przy zadanym ograniczeniu.

Analiza rys. 2 pozwala zauważyć, że powiększenie dopuszczalnego udziału jednej spółki w portfelu prowadzi budowy portfeli o coraz większym ryzyku, niezależnie od przyjętego celu na etapie konstrukcji portfela. W przypadku portfeli Markowitz<sub>min</sub> (poza jednym przypadkiem) średnie ryzyko portfela jest na

niższym poziomie niż w przypadku portfeli  $\text{Markowitz}_{\max}$ . Co jest zgodne z oczekiwaniami.



Rys. 2. Średnie odchylenie standardowe dziennej stopy zwrotu z portfeli  $\text{Markowitz}_{\max}$  oraz  $\text{Markowitz}_{\min}$  dla ograniczenia maksymalnego udziału akcji pojedynczej spółki w portfelu.

Źródło: opracowanie własne. Na wykresie przedstawiono średnie odchylenie standardowe dziennej stopy zwrotu. Oznaczenie MAX5% oznacza, że ograniczenie pojedynczej spółki w portfelu przyjęto na poziomie 5%. Średnie odchylenie standardowe wyznaczane jest z odchyleń standardowych uzyskanych dla 10 portfeli budowanych dla kolejnych lat przy zadanym ograniczeniu.

### Podsumowanie

Przeprowadzone badania wskazują, że historyczna stopa zwrotu nie jest dobrym predyktorem oczekiwanej stopy zwrotu. Ponadto budowa portfeli przy założeniu minimalizacji ryzyka prowadzi do budowy portfeli charakteryzujących się coraz wyższą zrealizowaną stopą zwrotu w stosunku do portfela o równym udziale każdej ze spółek. Należy podkreślić, iż w każdym z przeanalizowanych przypadków zrealizowana stopa zwrotu z portfela budowanego przy założeniu minimalizacji ryzyka była wyższa niż z portfela budowanego przy założeniu maksymalizacji oczekiwanej stopy zwrotu, niezależnie od przyjętego ograniczenia na maksymalny udział pojedynczej spółki w portfelu.

Na uwagę zasługuje fakt, iż niezależnie od przyjętego celu na etapie konstrukcji portfela, wzrost dopuszczalnego udziału pojedynczej spółki w portfelu prowadził do wzrostu średniego ryzyka portfela. Wiązało się to głównie ze spadkiem liczby spółek w portfelu. Jednakże portfele budowane przy założeniu minimalizacji ryzyka charakteryzowały się (poza jednym przypadkiem) niższym średnim ryzykiem niż portfele budowane przy założeniu maksymalizacji oczekiwanej stopy zwrotu.



## Literatura

1. Amenc N., Le Sourd V., *Portfolio theory and performance analysis*, John Wiley & Sons, 2003.
2. Evans J.L., Archer S.H., *Diversification and the reduction of dispersion: An empirical analysis*, Journal of Finance, December 1968, Volume (tom) 23, Issue (numer) 5, s. 761.
3. Hellwig Z., *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju i strukturę wykwalifikowanych kadr*, Przegląd Statystyczny 1968, nr 4.
4. Markowitz H.M., *Portfolio Selection*, Basil Blackwell, 1991.
5. Tarczyński W., *Taksonomiczna miara atrakcyjności inwestycji w papiery wartościowe*, Przegląd Statystyczny 1994, nr 3.
6. Tarczyński W., *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*, PWE, Warszawa 2002.
7. Tarczyński W., *Dywersyfikacja ryzyka na polskim rynku kapitałowym*, [w] Prace Naukowe nr 952, Wrocław 2002, s. 61
8. Węgrzyn T., *TMAI – wartości nominalne wskaźników finansowych czy tempo ich przyrostu?*, [w] Prace Naukowe nr 1088, AE, Wrocław 2005, Tom 2.
9. Węgrzyn T., *TMAI – poszerzenie analizy o tempo wzrostu wartości wskaźników finansowych a stopy zwrotu z budowanych portfeli papierów wartościowych*, [w] *Finanse – kierunki badań*, Z.Kędzior, K.Marcinek, Wyd. AE w Katowicach, Katowice 2006, s. 195.
10. Węgrzyn T., *TMAI - porównanie dwóch metod wyznaczania tempa przyrostu dla ujemnych wartości wskaźników finansowych*, [w] *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, W.Tarczyński (red.), Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2007, Część 2, s. 495.
11. Węgrzyn T., *TMAI - wpływ grupowania wskaźników finansowych na uzyskiwane stopy zwrotu z budowanego portfela papierów wartościowych*, [w] *Uwarunkowania rozwoju przedsiębiorczości*, H.G.Adamkiewicz-Drwiłło (red.), PWN, Warszawa 2007, s. 394.

## STRESZCZENIE

W pracy przedstawiono wyniki badań nad wpływem wprowadzenia ograniczenia na maksymalny udział pojedynczej spółki w portfelu, którego skład optymalizowano

przy wykorzystaniu modelu Markowitza. Badania prowadzono konstruując portfele dla następujących celów: maksymalizacji oczekiwanej stopy zwrotu przy określonym poziomie ryzyka oraz minimalizacji ryzyka portfela. Portfele budowane przy założeniu minimalizacji ryzyka charakteryzowały się niższym ryzykiem i wyższymi stopami zwrotu niż portfele budowane przy założeniu maksymalizacji oczekiwanej stopy zwrotu.

### **PORTFOLIO PERFORMANCE ANALYSIS ON ACCOUNT OF UPPER RESTRICTION OF ONE SHARE'S QUANTITY IN THE PORTFOLIO**

#### **SUMMARY**

In the paper results of researches on the impact of implementing upper restriction of one share's quantity in the Markowitz portfolio are presented. Two kinds of portfolios were built: the Markowitz<sub>max</sub> and the Markowitz<sub>min</sub>. The Markowitz<sub>max</sub> was built on the assumption that the expected return rate of portfolio was maximised for fixed level of the risk. The Markowitz<sub>min</sub> was built on the assumption that the portfolio risk was minimised. The Markowitz<sub>min</sub> portfolios were characterised by a lower risk and higher return rate than the Markowitz<sub>max</sub> portfolios.

*Translated by T. Węgrzyn*

*Dr Tomasz Węgrzyn*  
Akademia Ekonomiczna w Katowicach  
wegrzynt@ae.katowice.pl



TOMASZ WIŚNIEWSKI

## WPŁYW BŁĘDÓW SZACOWANIA KOSZTU KAPITAŁU W OCENIE EFEKTYWNOŚCI INWESTYCJI NA WARTOŚĆ FIRMY

### Wprowadzenie

Powszechnie przyjmuje się, że koszt kapitału jest jednym bardziej istotnych parametrów w ocenie efektywności inwestycji rzeczowych mających wpływ na decyzje inwestycyjne przedsiębiorstw. Błędy w szacowaniu kosztu kapitału prowadzą do błędnej alokacji kapitału. Stosowanie zbyt niskiego kosztu kapitału będzie powodowało przyjmowanie nieefektywnych projektów inwestycyjnych do realizacji a jego zawyżanie – odrzucanie projektów potencjalnie efektywnych. Wybór nieefektywnych projektów inwestycyjnych będzie powodował zmniejszenie wartości firmy. Powstaje zatem realne zagrożenie odpływu kapitałów do firm konkurencyjnych<sup>1</sup>. Z drugiej strony zbyt restrykcyjne podwyższenie wymagań co do efektywności realizowanych projektów będzie skutkowało odrzucaniem potencjalnie efektywnych projektów. Takie zachowanie firmy spowoduje realizację odrzuconych projektów przez konkurencję<sup>2</sup> i w rezultacie spowoduje utratę pozycji konkurencyjnej<sup>3</sup> przez rozpatrywaną firmę. Wybór właściwych projektów inwestycyjnych przez współczesne firmy jest zatem jednym z podstawowych problemów decyzyjnych. Jest to również za-

<sup>1</sup> Takie przypadki podają między innymi Stewart, Copeland, Koller i Murrin oraz Pioch, Kasiewicz i Pawłowicz. Por. Stewart G.B., *The Quest for Value*. Harper Collins Publishers, New York 1991. Copeland T., T. Koller, J. Murrin: *Wycena: mierzenie i kształtowanie wartości firm*. WIG-Press, Warszawa 1997; Pioch J., *Destrukcja wartości dla akcjonariuszy*. W: Zarządzanie wartością firmy w dobie kryzysu. Pr. zb. pod red. S. Kasiewicza i L. Pawłowicza, CEDEWU, 2003.

<sup>2</sup> Jest to oczywiście pewien skrót myślowy, gdyż chodzi tu o wejście w nisze rynkowe, działania, produkty, które zostały odrzucone przez firmę wraz z odrzuceniem efektywnych projektów.

<sup>3</sup> Pisali o tym M. Porter i G. Arnold. Por. Porter M.E., *Competitive Advantage*. Free Press, New York 1985; Arnold G., *Corporate Financial Management*. Wyd. 2. Prentice Hall, 2002.

gadnienie silnie powiązane z zarządzaniem bazującym na analizie wartości przedsiębiorstwa<sup>4</sup>.

Celem niniejszego artykułu jest ustalenie wagi systematycznego popełniania błędów w szacowaniu kosztu kapitału. W szczególności analizie został poddany przypadek zawyżania kosztu kapitału powodujący odrzucanie projektów inwestycyjnych potencjalnie efektywnych. Analiza została przeprowadzona w oparciu o eksperyment symulacyjny porównujący wzrost wartości firmy właściwie ustalającej koszt kapitału i firmy systematycznie zawyżającej ten koszt.

#### **Zawyżanie kosztu kapitału – obserwacje z praktyki gospodarczej**

Praktyka użycia metod oceny efektywności inwestycji wskazuje, że najczęściej jako stopa dyskontowa lub referencyjna stosowany jest średni ważony koszt kapitału<sup>5</sup>. Elementem składowym niezbędnym do oszacowania tego kosztu jest koszt kapitału własnego przy samofinansowaniu. Ta składowa teoretycznie powinna być oparta na danych pozyskanych z rynku kapitałowego i w wyniku tego uwzględniać możliwość dywersyfikacji portfela przez inwestora. Często do wyznaczenia poziomu kosztu kapitału własnego stosuje się model CAPM. Jednym z alternatywnych podejść jest metoda składania, jednak bez statystyk pochodzących z rynku finansowego korekty stopy wolnej od ryzyka o premię za ryzyko biznesu i ryzyko finansowe mają wysoce subiektywny charakter.

Naruszenie powyższych sposobów szacowania wysokości kosztu kapitału, a w szczególności odwołania się do rynkowej wyceny aktywów opartej na koncepcji dywersyfikacji ryzyka przez inwestora, jest podłożem większości błędów związanych z zawyżaniem kosztu kapitału. Analiza wyników badań ankietowych przeprowadzona przez Drury'ego i Tayles'a<sup>6</sup> wskazuje, że firmy brytyjskie w przeważającej większości stosowały zawyżone wartości kosztu kapitału

<sup>4</sup> O znaczeniu zarządzania bazującego na wartości przedsiębiorstwa pisali między innymi W. Skoczylas i T. Dudycz. Por. Skoczylas W., *Wartość przedsiębiorstwa w systemie jego oceny*. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 1998; Dudycz T., *Finansowe narzędzia zarządzania wartością przedsiębiorstwa*. Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław 2001.

<sup>5</sup> Payne J.D., W.C. Heath, L.R. Gale, *Comparative Financial Practice in the US and Canada: Capital Budgeting and Risk Assessment Techniques*. Financial Practice and Education, Spring/Summer 1999, s. 20.

<sup>6</sup> Por. Drury C., M. Tayles, *The Misapplication of Capital Investment Appraisal Techniques*. Management Decision, 1997, Vol.35(1/2), s. 86-93.

po uwzględnieniu aktualnego w momencie badania<sup>7</sup> poziomu zwrotu z obligacji rządowych, premii za ryzyko i kosztu kapitału obcego. Dla projektów nie odbiegających od średniego ryzyka rynkowego ( $\beta=1$ ) i przyjętego średniego poziomu zadłużenia, który autorzy określili na 25% całkowitych pasywów średni ważony koszt kapitału powinien wynosić, według autorów, 19% w wartościach nominalnych i 15% w wartościach realnych. Według badań autorów ponad 50% firm oceniało typowe projekty stosując znacznie wyższe wartości kosztu kapitału niż obliczone przez nich typowe wartości referencyjne. Podobne spostrzeżenia miało wielu innych autorów z Wielkiej Brytanii i USA<sup>8</sup>. Takie praktyki nie zostały zaobserwowane w badaniu Polskich przedsiębiorstw prowadzonych przez D. Zarzeckiego w 1994 roku<sup>9</sup> i T. Wiśniewskiego w 2003<sup>10</sup> roku, jednak można zakładać, że w niektórych polskich firmach błędy w szacowaniu kosztu kapitału mogą również występować.

Przyczyny zawyżania kosztu kapitału mogą być różne i wynikać zarówno z luki edukacyjnej powodującej stosowanie błędnych procedur szacowania kosztu kapitału, jak i ze świadomych korekt kosztu kapitału. Pierwszą wskazywaną przyczyną świadomego zawyżania kosztu kapitału jest próba uwzględnienia ryzyka niesystematycznego. Podwyższając koszt kapitału firmy stawiają wyższe wymagania wobec projektu. Jak wskazuje C. Drury i M. Tayles<sup>11</sup> może to wynikać z innego postrzegania ryzyka przez menedżerów w stosunku do jego postrzegania przez właścicieli. O ile właściciele są świadomi możliwości dywersyfikacji ryzyka dzięki inwestycjom w wielu firmach lub w wielu projektach wewnątrz firmy to menedżerowie – zwłaszcza przygotowujący ocenę efektywności projektu na poziomie oddziału firmy – mogą nie dostrzegać możliwości dywersyfikacji projektów przez właścicieli i wewnątrz firmy. Próbuując zatem uwzględnić ryzyko specyficzne zwiększają oni poziom kosztu kapitału

<sup>7</sup> Badanie przeprowadzono w 1997 roku.

<sup>8</sup> Por. Scapens R.W., J.T. Sale, *Performance measurement and formal capital expenditure controls in divisionalised companies*. Journal of Business Finance & Accounting, 1981, Vol. 8(3), s. 389-419; Pike R.H., *A Longitudinal Survey on Capital Budgeting Practices*. Journal of Business Finance and Accounting, Vol. 23(1), Jan. 1996, s. 79-92.

<sup>9</sup> Por. Zarzecki D., T. Wiśniewski, *Organizacja i planowanie inwestycji w polskich przedsiębiorstwach w świetle badań empirycznych*. W: Zarządzanie przedsiębiorstwami. Struktury i modele decyzyjne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 239, Szczecin, 1999, s. 217-240.

<sup>10</sup> Por. Wiśniewski T., *Główne mankamenty budżetowania kapitału w Polsce*. W: „Budżetowanie działalności jednostek gospodarczych. Teoria i praktyka” pod red. W. Krawczyka, PTE, Kraków 2005, s. 520-529.

<sup>11</sup> Por. C. Drury, M. Tayles, op.cit., s. 90-91

używanego w ocenie efektywności, czyli podchodzą do ryzyka ze swojego punktu widzenia.

Analizując komentarze praktyków do pytań ankietowych i wyniki otrzymane w studiach przypadku można zauważyć, że szczegółowy sposób użycia WACC znacznie odbiega od wskazań teoretycznych. Przykładowe wypowiedzi praktyków brytyjskich pokazują nie tylko dowolność interpretacji i stosowania złożonych metod zarządzania finansami w praktyce ale także wskazują na brak wiedzy z zakresu złożonych technik oceny efektywności. Kilka typowych stwierdzeń to<sup>12</sup>:

- „WACC jest poziomem minimalnym. W rzeczywistości stosujemy średnią z WACC i najniższej stopy zwrotu wymaganej przez inwestorów”,
- „stosujemy formułę WACC plus margines bezpieczeństwa”
- „stosujemy formułę WACC plus inflacja”

Zawyżanie kosztu kapitału używanego do obliczania NPV projektów inwestycyjnych może być także rezultatem mniej lub bardziej świadomego dodawania wartości opcji odłożenia inwestycji w czasie do wartości projektu. Dzięki zwiększeniu stopy dyskontowej uzyskuje się efekt podobny do wynikającego z teorii opcji realnych: do realizacji przyjmowane są tylko te projekty, których wartość NPV jest nie tylko wyższa od zera, ale znacznie wyższa od zera, aby przekroczyć wartość opcji odłożenia inwestycji w czasie. Przy zawyżonej stopie dyskontowej i tych samych przepływach pieniężnych maleje wartość NPV, więc projekt musi w rzeczywistości mieć wartość NPV na tyle wysoką, aby skompensować to podwyższenie stopy dyskontowej. Błędem w tym podejściu jest brak możliwości dokładnego wyznaczenia poziomu, na którym znajduje się próg decyzyjny. Teoria opcji umożliwia natomiast precyzyjniejszą analizę tego zagadnienia<sup>13</sup>.

<sup>12</sup> Por. Arnold G.C., Hatzopoulos P.D., *The Theory-Practice Gap in Capital Budgeting: Evidence from the United Kingdom*. Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 27(5)&(6), June/July 2000, s. 619.

<sup>13</sup> Por. Kester W.C., *Today's Options for Tomorrow's Growth*. Harvard Business Review, Mar.-Apr. 1984, Vol. 62(2), s. 33-45.

### **Eksperyment symulacyjny badający wpływ zawyżania kosztu kapitału na wartość firmy**

Niezależnie od przyczyn zawyżania kosztu kapitału używanego w ocenie efektywności inwestycji działania takie powinny przynosić negatywne konsekwencje dla wartości firmy zgodnie z uwagami poczynionymi we wprowadzeniu. Aby sprawdzić te konsekwencje przeprowadzono symulację działania dwóch identycznych firm, trafiających na identyczne projekty inwestycyjne, które różnią się tylko i wyłącznie procedurami oceny efektywności inwestycji, a w szczególności stosowanym kosztem kapitału używanym do dyskontowania przepływów pieniężnych. Jedna z firm (firma B) będzie stosowała zawyżony koszt kapitału, tak więc będzie odrzucała niektóre projekty inwestycyjne, które w rzeczywistości są efektywne, i które druga z badanych firm (firma A) będzie przyjmowała do realizacji. Pozostałe projekty inwestycyjne będą przyjmowane lub odrzucane przez obydwie firmy w identyczny sposób.

Dla uproszczenia rozważań przyjęto, że dostępne są tylko trzy różne projekty opisujące każdy z wymienionych wyżej przypadków. Projekty te zdefiniowane są przepływami pieniężnymi ukazanymi w tabeli 1. Tabela ta zawiera również wartość NPV tych projektów wyliczoną dla kosztu kapitału  $r_A=10\%$  i  $r_B=20\%$ . Zakłada się przy tym, że koszt kapitału  $r_A$  jest prawidłową stopą dyskontową projektu inwestycyjnego przy występującym poziomie ryzyka rynkowego i zadłużenia w firmie, a stopa  $r_B$  została przez firmę arbitralnie podwyższona (dwukrotnie w celu uwypuklenia różnic). Założono, że projekty opisane są przepływami realnymi (bez inflacji) a stopa dyskontowa  $r_A$  odpowiada realnemu (bezinflacyjnemu) poziomowi kosztu kapitału.

Tabela 1. Przepływy pieniężne dopuszczalnych projektów w eksperymencie symulacyjnym i ich wartości NPV

| Projekt nr | NPV( $r_A$ ;CF) | NPV( $r_B$ ;CF) | CF <sub>0</sub> | CF <sub>1</sub> | CF <sub>2</sub> | ... | CF <sub>n</sub> |
|------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----|-----------------|
| 1          | 207,2           | 109,6           | -100            | 50              | 50              | ... | 50              |
| 2          | 22,9            | -16,2           | -100            | 20              | 20              | ... | 20              |
| 3          | -7,8            | -37,1           | -100            | 15              | 15              | ... | 15              |

Źródło: opracowanie własne.

Podstawą eksperymentu symulacyjnego jest założenie, że firma w swojej dwudziestopięcioletniej historii natrafia losowo na różne możliwości inwestycyjne opisane projektami z tabeli 1. Projekt 1 (por. tabela 1) odpowiada sytuacji, w której niezależnie od systemu oceny przedsięwzięcie inwestycyjne jest

przyjmowane do realizacji zarówno przez firmę A, jak i B. Projekt 2 odpowiada sytuacji, w której inwestycja jest przyjmowana do realizacji tylko przez firmę A, czyli firmę stosującą poprawny system oceny efektywności inwestycji oparty na właściwym poziomie stopy dyskontowej  $r_A$  odpowiadającej rzeczywistemu poziomowi kosztowi kapitału. Projekt 2 jest natomiast odrzucany przez firmę B, która zawyża koszt kapitału do poziomu  $r_B$ . Projekt 3 odpowiada sytuacji, w której projekt niezależnie od poprawności systemu oceny zostanie odrzucony przez obie firmy.

Obydwie firmy natrafiają w swojej działalności na jeden z wybranych projektów każdego roku działalności i w zależności od swojego systemu oceny przyjmują go, lub nie, do realizacji. W analizowanym okresie 25 lat działalności firmy mają zatem 25 identycznych szans rozwoju. Jeżeli projekt jest przyjmowany do realizacji ( $NPV(r_A; CF) \geq 0$  w wypadku firmy A lub  $NPV(r_B; CF) \geq 0$  w wypadku firmy B) jego wartość zwiększa wartość firmy, przy czym wartość NPV projektu wyliczana jest przy użyciu właściwego kosztu kapitału  $r_A$  dla każdej z firm niezależnie od przyjętego przez nie systemu oceny (do wyliczenia wartości firmy brany jest zatem pod uwagę tylko  $NPV(r_A; CF)$ ). Wartości NPV projektów realizowanych przez firmy w poszczególnych latach są następnie kapitalizowane kosztem kapitału wynoszącym  $r_A$  i po zsumowaniu wyznaczają wartość końcową każdej firmy. Przyjęto upraszczające założenie, że wartość początkowa każdej z firm wynosi zero. Wynikiem eksperymentu symulacyjnego jest różnica wartości końcowej firmy A i B, która wskazuje o ile lepsza, w sensie osiągniętej po 25 latach wartości firmy, jest procedura selekcji inwestycji oparta na właściwym koszcie kapitału od procedury używającej zawyżonego kosztu kapitału. Różnica wartości wyrażona może być także jako ułamek wyrażający tę różnicę w relacji do wartości firmy A prawidłowo selekcjonującej projekty.

W opisanym modelu czynnikiem losowym jest rodzaj projektu (projekt 1, 2 lub 3), na który natrafia firma w kolejnym roku swojej działalności. Przetestowano przy tym 4 scenariusze opierające się na różnych założeniach co do częstości występowania projektów typu 1, 2 i 3 (por. tabelę 2). W scenariuszu równomiernym szansa natrafienia na każdy projekt jest identyczna (prawdopodobieństwo pojawienia się w kolejnym roku projektu 1, 2 lub 3 jest identyczne, czyli  $p_1=p_2=p_3=0,33$ ). W scenariuszu obfitym ilość projektów o dodatniej wartości NPV jest największa ( $p_1=0,7$ ), w scenariuszu średnim najwięcej jest pro-



projektów na pograniczu opłacalności ( $p_2=0,7$ ), zaś w scenariuszu ubogim – nieefektywnych ( $p_3=0,7$ ). Założono, że w każdym kolejnym roku w określonym scenariuszu występuje identyczny rozkład prawdopodobieństwa pojawienia się projektów typu 1, 2 i 3, a więc nie ma zależności korelacji pomiędzy losowo występującymi projektami w kolejnych latach.

Opisaną sytuację poddano symulacji Monte Carlo generując 10.000 porównywalnych przypadków rozwoju firmy A i B, w każdym z wymienionych scenariuszy (por. rys. 1). Wyniki uwzględniają zarówno różnice w wartościach wylosowanych w każdym roku projektów, różnice w częstościach występowania projektów każdego typu w określonym scenariuszu, jak i przede wszystkim, różnice w stopie dyskontowej używanej w procedurze selekcji projektu przez każdą z firm.

Tabela 2. Częstości występowania projektów w poszczególnych scenariuszach

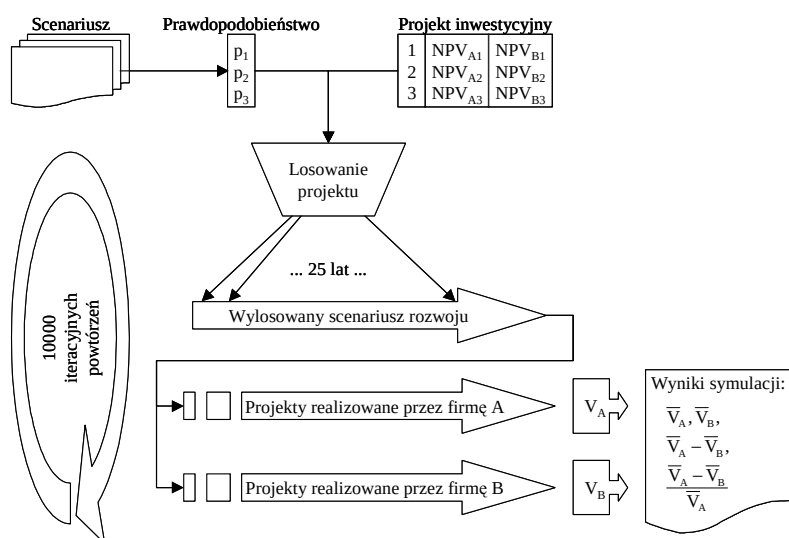
| Scenariusz  | Prawdopodobieństwo zajścia projektu nr |      |      |
|-------------|----------------------------------------|------|------|
|             | 1                                      | 2    | 3    |
| Równomierny | 0,33                                   | 0,33 | 0,33 |
| Obfity      | 0,7                                    | 0,2  | 0,1  |
| Średni      | 0,15                                   | 0,7  | 0,15 |
| Ubogi       | 0,1                                    | 0,2  | 0,7  |

Źródło: opracowanie własne.

Należy podkreślić, że przeprowadzone jest jedno wspólne losowanie projektu w każdym roku dotyczące zarówno firmy A, jak i B, a więc firmy trafiają na projekty inwestycyjne losowo, ale w każdym roku obydwie firmy trafiają na dokładnie ten sam projekt inwestycyjny. Przy właściwej procedurze selekcji projektów w obydwu firmach końcowa wartość tych firm powinna być zatem identyczna. Różnica wartości firm wynika z różnic w procedurach oceny efektywności projektów używanych przez każdą z firm zastosowanych w konkretnej, identycznej dla każdej firmy, ale losowo zestawionej historii ich rozwoju.

Otrzymane wyniki są liczbami losowymi o różnych rozkładach i parametrach. W tabeli 3 zebrano średnie wartości końcowe firm A i B po 25 latach, średnią różnicę tych wartości wyrażoną w jednostkach pieniężnych i jako część wartości firmy A dla wszystkich wymienionych scenariuszy. Jak wynika z analizy otrzymanych rezultatów uśredniony wpływ zawyżania kosztu kapitału w procedurze wyboru projektu inwestycyjnego można określić jako niewielki. Co prawda różnica wartości końcowej firmy A i B wynosi aż 39,3% w scenariuszu średnim i 28,1% w scenariuszu ubogim ale należy pamiętać, że badania praktyki

oceny efektywności dowodzą, że na końcowym etapie oceny efektywności inwestycji odrzucany jest stosunkowo mały odsetek rozpatrywanych projektów<sup>14</sup>.



Rys. 1. Schemat funkcjonowania eksperymentu symulacyjnego zastosowanego w przykładzie

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Średnie wartości wynikające z eksperymentu symulacyjnego

| Scenariusz  | Wartość firmy A ( $V_A$ ) | Wartość firmy B ( $V_B$ ) | $V_A - V_B$ | $\frac{V_A - V_B}{V_A}$ |
|-------------|---------------------------|---------------------------|-------------|-------------------------|
| Równomierny | 7 525                     | 6 777                     | 748         | 11,4%                   |
| Obfity      | 14 704                    | 14 252                    | 452         | 3,3%                    |
| Średni      | 4 667                     | 3 093                     | 1 574       | 39,3%                   |
| Ubogi       | 2 483                     | 2 030                     | 453         | 28,1%                   |

Źródło: opracowanie własne.

Ponadto firmy rozpatrują zazwyczaj więcej niż jeden projekt inwestycyjny i wybierają te najlepsze, a więc posiadające wysokie NPV. Te dwa czynniki przemawiają za tym, że w praktyce najbardziej typowa sytuacja opisana jest przez scenariusz obfity, w którym średnia różnica wartości końcowej firm wynosi tylko 3,3%. Oczywiście różnica wartości firm w rzeczywistości zależy

<sup>14</sup> Badania praktyki przeprowadzone przez autora w 2003 roku pokazały, że 72,9% firm w Polsce przyjmuje do realizacji ponad 50% rozpatrywanych projektów inwestycyjnych, a wśród nich 16,2% firm przyjmuje do realizacji ponad 90% ocenianych projektów.

będzie od charakterystyki projektów i może być większa niż przykładowe 3,3%. Będzie to jednak zawsze stosunkowo (do wartości projektu B) niewielka wartość, gdyż wynikać będzie z wartości NPV projektu typu 2, która z racji swojej bliskości do zera zawsze będzie niewielka.

Na bazie rozpatrywanych scenariuszy i projektów można określić sytuacje, w których mogą pojawiać się większe różnice wartości końcowych badanych firm. Sytuacje te, w przeciwieństwie do sytuacji typowych, wymagały będą bardzo dokładnego wyznaczenia kosztu kapitału firmy. Należy uwzględnić wartość typowego projektu inwestycyjnego występującego w firmie i częstość jego występowania (por. tabele 1 i 2). Jeżeli realizowane projekty będą miały zazwyczaj wartość znacznie wyższą od zera to pomyłka w oszacowaniu kosztu kapitału lub świadome jego zawyżenie nie będą powodowały sytuacji takiej jaką obrazuje projekt nr 2 z tabeli 1. Jeżeli typowe projekty będą natomiast miały wartość dodatnią ale bliską zera to dokładne wyznaczenie kosztu kapitału będzie miało istotny wpływ na osiągnięte rezultaty.

Jak można zaobserwować z porównania średnich wartości firmy A i B (por. tabelę 3) wzrost wartości firmy jest największy w scenariuszu obfitym. W tym wypadku dokładny poziom kosztu kapitału nie ma istotnego znaczenia, gdyż firma ma możliwości znacznego rozwoju a projekty z pogranicza opłacalności (projekty typu 2) zdarzają się rzadko. Co więcej jeżeli firma ma do wyboru wiele projektów (co nie było uwzględnione w symulacji) to błędy w szacowaniu kosztu kapitału nie będą istotnie wpływały na wybór projektów o najwyższej wartości i nie będą przeszkadzały we właściwym rozwoju firmy. Jeżeli natomiast firma ma małe możliwości rozwoju a projekty o wysokiej wartości zdarzają się rzadko (scenariusz średni lub ubogi) dokładne wyznaczenie kosztu kapitału ma istotne znaczenie, gdyż błędy w procedurze oceny mogą spowodować odrzucanie projektów o niskiej efektywności. Te projekty są jednak istotne dla wzrostu wartości firmy, gdyż innych projektów po prostu nie ma. Sytuacje jak w scenariuszu obfitym mogą zdarzać się w firmach o dużych możliwościach rozwoju, a w szczególności w firmach małych i średnich. Sytuacje jak w pozostałych scenariuszach mogą zdarzać się w firmach działających w ustabilizowanych sektorach i gałęziach gospodarki i dotyczyć zwłaszcza firm dużych i wielkich, których potencjał dalszego wzrostu jest niski. Powyższe stwierdzenia mogą stanowić uzasadnienie obserwowanego w praktyce związku pomiędzy teoretyczną poprawnością stosowanych metod oceny efektywności inwestycji a

wielkością firmy. Firmy większe stosują częściej poprawne metody oceny efektywności. Jak wynika z przeprowadzonego eksperymentu symulacyjnego może to wynikać z niższego poziomu efektywności projektów, które są możliwe do realizacji przez firmy większe. Wymaga to dokładniejszego szacowania kosztu kapitału tak, aby precyzyjnie określić obiektywną wartość projektu i jej wpływ na wartość firmy.

### Podsumowanie

Na bazie przeprowadzonego eksperymentu symulacyjnego można stwierdzić, że w większości typowych sytuacji decyzyjnych niewielkie błędy wyznaczania kosztu kapitału na potrzeby oceny efektywności inwestycji nie mają kluczowego znaczenia dla końcowej wartości firm. Znacznie ważniejsze jest poszukiwanie projektów powodujących jak największy wzrost wartości firmy (czyli doprowadzenie do scenariusza obfitego). Aby zachować możliwość właściwego porównywania projektów wystarczy stosować jednolitą procedurę oceny efektywności, która niekoniecznie musi opierać się na precyzyjnie oszacowanym koszcie kapitału. W tabeli 3 wyraźnie można zaobserwować, że utrata wartości wynikająca z nieumiejętności poszukiwania projektów o wysokiej wartości jest znacznie wyższa niż utrata wartości w wyniku znacznego zawyżenia kosztu kapitału stosowanego do dyskontowania w procedurze oceny efektywności inwestycji. Jeżeli firma nie potrafi doprowadzić do scenariusza obfitego i pozostaje w scenariuszu ubogim utrata potencjalnej wartości końcowej firmy wynosi  $14\,704 - 2\,483 = 12\,221$  (różnica średniej wartości firmy w scenariuszach obfitym i ubogim) lub aż 83,1% średniej wartości firmy w scenariuszu obfitym. Porównywalny spadek wartości przy błędnym stosowaniu zawyżonego kosztu kapitału wynosi tylko 3,3%.

Należy jednak zaznaczyć, że firmy mające mniejsze możliwości rozwoju, a w szczególności firmy duże, powinny bardziej precyzyjnie szacować swój koszt kapitału ze względu na poziom efektywności projektów, które są w ich dyspozycji. Co więcej, ponieważ projekty inwestycyjne o niskiej wartości netto mogą znacząco różnić się wartościami opcji realnych z nimi związanymi to ich ocena jest jeszcze trudniejsza niż w niniejszym przykładzie.

Niezależnie od otrzymanych rezultatów eksperymentu symulacyjnego należy podkreślić, że wnioski odnośnie ograniczonej istotności dokładnego wyznaczania kosztu kapitału dotyczą tylko przypadku wykorzystania kosztu kapi-

tału w ocenie efektywności inwestycji. Wszelkie uwagi dotyczące precyzji lub pomyłek w szacowaniu kosztu kapitału poczynione w niniejszym artykule nie mają zastosowania w innych obszarach wykorzystania kosztu kapitału, a w szczególności w wycenie firm metodą zdyskontowanych przepływów pieniężnych, gdyż wpływa bezpośrednio na oszacowaną wartość firmy.

### Literatura

1. Arnold G., *Corporate Financial Management*. Wyd. 2. Prentice Hall, 2002.
2. Arnold G.C., Hatzopoulos P.D., *The Theory-Practice Gap in Capital Budgeting: Evidence from the United Kingdom*. Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 27(5)&(6), June/July 2000.
3. Copeland T., Koller T., Murrin J., *Wycena: mierzenie i kształtowanie wartości firm*. WIG-Press, Warszawa 1997.
4. Drury C., Tayles M., *The Misapplication of Capital Investment Appraisal Techniques*. Management Decision, 1997, Vol.35(1/2), s. 86-93.
5. Dudycz T., *Finansowe narzędzia zarządzania wartością przedsiębiorstwa*. Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław 2001.
6. Kester W.C., *Today's Options for Tomorrow's Growth*. Harvard Business Review, Mar.-Apr. 1984, Vol. 62(2), s. 33-45.
7. Payne J.D., Heath W.C., Gale L.R., *Comparative Financial Practice in the US and Canada: Capital Budgeting and Risk Assessment Techniques*. Financial Practice and Education, Spring/Summer 1999.
8. Pike R.H., *A Longitudinal Survey on Capital Budgeting Practices*. Journal of Business Finance and Accounting, Vol. 23(1), Jan. 1996, s. 79-92.
9. Pioch J., *Destrukcyjność wartości dla akcjonariuszy*. W: Zarządzanie wartością firmy w dobie kryzysu. Pr. zb. pod red. S. Kasiewicza i L. Pawłowicza, CEDEWU, 2003.
10. Porter M.E., *Competitive Advantage*. Free Press, New York 1985.
11. Scapens R.W., Sale J.T., *Performance measurement and formal capital expenditure controls in divisionalised companies*. Journal of Business Finance & Accounting, 1981, Vol. 8(3), s. 389-419.
12. Skoczylas W., *Wartość przedsiębiorstwa w systemie jego oceny*. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 1998.
13. Stewart G.B., *The Quest for Value*. Harper Collins Publishers, New York 1991.

14. Wiśniewski T., *Główne mankamenty budżetowania kapitału w Polsce*. W: „Budżetowanie działalności jednostek gospodarczych. Teoria i praktyka” pod red. W. Krawczyka, PTE, Kraków 2005, s. 520-529.
15. Zarzecki D., Wiśniewski T., *Organizacja i planowanie inwestycji w polskich przedsiębiorstwach w świetle badań empirycznych*. W: Zarządzanie przedsiębiorstwami. Struktury i modele decyzyjne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 239, Szczecin, 1999, s. 217-240.

### STRESZCZENIE

W artykule sprawdzono wpływ błędów w szacowaniu kosztu kapitału na wartość firmy. Zadanie to wykonano poprzez eksperyment symulacyjny zwiększania wartości hipotetycznych firm natrafiających w rozwoju na te same projekty inwestycyjne pojawiające się losowo z grupy dostępnych projektów. Jedna z firm przyjmowała projekty według poprawnego kosztu kapitału, druga firma według dwukrotnie zawyżonego kosztu kapitału. Różnica wartości rozpatrywanych firm po 25 latach okazała się niewielka w przypadku firm generujących większą ilość dobrych projektów inwestycyjnych i wynosiła tylko 3,3%. Jeżeli firmy częściej generują projekty na pograniczu efektywności różnica wartości wzrosła do 39,3%. Dlatego oszacowanie właściwego kosztu kapitału może być ważniejsze dla firm dużych działających w dojrzałych sektorach gospodarki, którym zazwyczaj brakuje projektów o znacznych wartościach z uwagi na dużą konkurencję w sektorze. Ten wynik symulacji jest zgodny z obserwowanym w praktyce częstszym użyciem zaawansowanych metod oceny efektywności inwestycji przez takie firmy.

### INFLUENCE OF ERRORS IN ESTIMATION OF COST OF CAPITAL IN INVESTMENT APPRAISAL ON THE FIRM VALUE

#### SUMMARY

In order to check out the significance of errors in estimation of cost of capital in investment appraisal the simulation experiment have been proposed. On the basis of simulated development of the comparable firms the end values of two simulated companies have been compared. Both companies encountered the same investment projects but they assess them differently – one firm with the proper cost of capital and the other with cost of capital two times higher than it should use. The difference between end

value of such companies were not significant for firms which encounter many profitable investment projects (difference of only 3,3% in company value after 25 years) and slightly higher for companies which encounter more projects which value is positive but only slightly higher than zero (difference of 39,3% in company value). Therefore, the significance of proper cost of capital estimation is more important for bigger firms in older economy segments which encounters lack of many highly profitable projects. This outcome is consistent with the pattern of use of advanced investment appraisal methods observed in the practice.

*Translated by T. Wiśniewski*

*Dr Tomasz Wiśniewski*  
Uniwersytet Szczeciński  
t.wisniewski@uoo.univ.szczecin.pl



AGNIESZKA WOJTASIAK-TERECH

**ANALIZA DECYZJI W ZAKRESIE INWESTYCJI FINANSOWYCH  
WE FRANCJI I W BELGII W ŚWIELE WYMIARÓW KULTURY  
R. R. GESTELANDA**

**Wstęp**

Celem pracy jest analiza decyzji finansowych dokonywanych przez Francuzów i Belgów i określenie czy klasyfikacja kultur, pozwalająca przewidzieć pewne zachowania w biznesie charakterystyczne dla wyodrębnionych orientacji kulturowych, może być przeniesiona na podobieństwa zachowań dotyczących inwestycji w określone instrumenty na rynku finansowym. Klasyfikację dotyczącą zachowań w biznesie wybrano jako punkt wyjścia do analiz decyzji inwestycyjnych ze względu na fakt, iż w literaturze przedmiotu nie istnieją podziały kultur ze względu na dokonywane decyzje finansowe. Analizowane kraje: Francja i Belgia, zostały zakwalifikowane wg. kryteriów zaproponowanych przez R. Gestelanda do jednego wymiaru kultury. Decyzje inwestycyjne w tych krajach zostaną scharakteryzowane poprzez badanie rynku UCITS oraz portfela inwestycyjnego gospodarstw domowych. W opracowaniu znajdzie się także ogólna analiza rynku UCITS w Europie. Pozwoli to na określenie wpływu koniunktury rynkowej na inwestycje finansowe. Jest to zarazem wstęp do dalszych badań dotyczących wpływu kultury na decyzje w zakresie inwestycji finansowych.

**Definicje pojęcia kultura**

W literaturze przedmiotu istnieje wiele definicji pojęcia „kultura”. Stało się ono obiektem badań naukowców m.in. z takich dziedzin nauki jak antropologia, psychologia, etologia i socjologia. A.L. Kroeber i C. Kluckhohn w rozprawie



*Culture. A Critical Review of Concepts and Definitions* zebrali ponad 160 określeń kultury i podzielili zebrane definicje kultury na 6 grup<sup>1</sup>:

- definicje opisujące – kładą nacisk na elementy składowe tworzące kulturę,
- definicje historyczne – uwypuklają tradycję jako mechanizm przekazywania dziedzictwa kulturowego,
- definicje normatywne – kultura opiera się na obowiązujących daną zbiorowość normach, wzorcach i wartościach,
- definicje psychologiczne – rozumieją kulturę jako zespół dyspozycji psychicznych, określają wpływ kultury na kształtowanie osobowości jednostek,
- definicje strukturalne – akcentują strukturę konkretnej kultury i organizację jej elementów,
- definicje genetyczne – kładą nacisk na pochodzenie kultury, na jej wewnętrzny rozwój, wyłanianie się kultury z natury oraz wyłanianie się jednych (wyższych) jej form z form innych (niższych).

Wszystkie definicje podkreślają jednak następujące cechy kultury: kultura to coś, czego się uczymy, co dzielimy z innymi i co jest przekazywane z pokolenia na pokolenie.

### **Wymiary kultury**

Dla potrzeb analizy wpływu kultury na decyzje w zakresie inwestycji finansowych można wybrać dwa podejścia:

- analizę wpływu poszczególnych elementów tworzących kulturę, stanowiących zespół czynników wyjaśniających zachowanie ludzi, takich jak np.: religia, język, system prawny na decyzje inwestycyjne,
- analizę inwestycji finansowych z punktu widzenia wymiarów kultur (orientacji kulturowych).

W poniższym opracowaniu zostanie dokonana analiza inwestycji finansowych w wybranych krajach UE z punktu widzenia ich przynależności do danego wymiaru kultury. Do najbardziej popularnych koncepcji podziału kultur

<sup>1</sup> A. L. Kroeber, & C. Kluckhohn, *Culture: A Critical Review of Concepts and Definitions* (Vol. 47): Harvard University Peabody Museum of American Archeology and Ethnology, 1952, str. 81, 89, 105, 118, 125

należą klasyfikacje zaproponowane przez F. Trompenaarsa, Ch. Hampden-Turnera, G. Hofstede i R.R. Gestlanda. Były one wykorzystywane przede wszystkim do analizy wpływu różnic kulturowych na działania organizacji oraz style przywództwa. Do przeprowadzonych w opracowaniu badań zostanie wykorzystana klasyfikacja zaproponowana przez R.R. Gestlanda.

Tabela 1. Wymiary kultury R.R. Gestlanda

| Kryterium podziału                 | Wymiar                            |
|------------------------------------|-----------------------------------|
| 1. Sposób zachowania               | powściągliwość/emocjonalność      |
| 2. Stosunek do konwenansów         | ceremonialność/bezceremonialność  |
| 3. Kierunek koncentracji           | protransakcyjność/propartnerskość |
| 4. Stosunek do organizacji działań | monochromiczność/polichroniczność |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: R.R. Gestland, *Różnice kulturowe a zachowanie w biznesie*, PWN, Warszawa 2000.

Jak wynika z tabeli 1 Gestland wyróżnił 8 głównych cech kultur w zakresie biznesu międzynarodowego połączonych na podstawie przeciwieństw. Podzielił je na podstawie czterech kryteriów:<sup>2</sup>

1. Sposób zachowania:

- kultury powściągliwe (P), które charakteryzują się bezpiecznym dystansem w kontakcie fizycznym, wysokim werbalizmem wypowiedzi, oraz stosunkowo niską ekspresyjnością,
- kultury ekspresyjne (E) - charakteryzują się wysoką ekspresją wypowiedzi, zarówno słownej jak i "mowy ciała" a także bliskim kontaktem.

2. Stosunek do konwenansów:

- kultury nieceremonialne (N) - cenią organizację bardziej egalitarną, z mniejszymi różnicami w statusie społecznym i zakresie władzy oraz mniejszym przywiązaniem do tradycji,
- kultury ceremonialne (C) – akcentuje się w nich protokół, istnieją wyraźnie zarysowane hierarchie, odzwierciedlające różnice w statusie społecznym i zakresie władzy między ludźmi, oraz silne przywiązanie do tradycji w stosunkach międzyludzkich.

3. Kierunek koncentracji:

- kultury protransakcyjne (PT) – ludzie należący do tych kultur są skoncentrowani na wykonaniu zadania,

<sup>2</sup> R.R. Gestland, *Różnice kulturowe a zachowanie w biznesie*, PWN, Warszawa 2000

- kultury propartnerskie (PP) – w kulturach propartnerskich ważne jest zachowanie harmonii między ludźmi, skupienie się na stosunkach międzyludzkich, unikanie konfliktów i konfrontacji.

#### 4. Stosunek do organizacji i działań:

- kultury monochromiczne (MO) – czas i organizacja działań odgrywają dużą rolę, a więc kładą wysoki nacisk na przestrzeganie harmonogramów oraz sztywność terminów,
- kultury polichromiczne (PO) – wiele spraw prowadzi się jednocześnie, nie przywiązuje się wagi do czasu i harmonogramów.

Biorąc pod uwagę przedstawione cechy kultur Gestelanda dokonał analizy kultur poszczególnych krajów i zakwalifikował je do poszczególnych orientacji kulturowych, co dla wybranych krajów UE prezentuje tabela 2.

Tabela 2. Wymiary kultury poszczególnych krajów

| Kraj                                                        | P/E      | N/C            | PT/PP           | MO/PO                           |
|-------------------------------------------------------------|----------|----------------|-----------------|---------------------------------|
| Francja, Belgia, Włochy, Hiszpania, Węgry                   | E        | C              | Umiarkowanie PT | Zróżnicowane podejście do czasu |
| Grecja                                                      | E        | C              | PP              | PO                              |
| Polska, Rosja, Rumunia                                      | Niestą E | C              | Umiarkowanie PP | PO                              |
| Estonia, Łotwa, Litwa                                       | P        | C              | Umiarkowanie PT | MO                              |
| Wielka Brytania, Dania, Finlandia, Niemcy, Holandia, Czechy | P        | Umiarkowanie C | PT              | MO                              |

Źródło: Na podstawie: R.R. Gestelanda, *Różnice kulturowe, a zachowania w biznesie*, PWN, Warszawa 2000.

#### Zakres analizy

Podział dokonany przez Gestelanda miał na celu zapewnienie pewnego stopnia przewidywalności zachowań dzięki ujęciu zwyczajów i praktyk w międzynarodowym biznesie w pewne logiczne modele. W poniższym opracowaniu wymiary kultury stworzone przez autora zostaną wykorzystane do analizy decyzji w zakresie inwestycji finansowych podejmowanych przez przedstawicieli dwóch krajów: Francji i Belgii, zakwalifikowanych do pierwszego wymiaru kultury.

Analiza decyzji inwestycyjnych w tych krajach zostanie przeprowadzona poprzez zbadanie wartości aktywów i ich zmian w latach 2002-2006 różnych

typów funduszy inwestycyjnych: akcyjnych, rynku pieniężnego, obligacyjnych i zrównoważonych. Ponadto obserwacji zostanie poddane zaangażowanie gospodarstw domowych w główne typy aktywów. Badania przeprowadzone dla Francji i Belgii zostaną poprzedzone przedstawieniem rynku funduszy w Europie, co pozwoli na wyciągnięcie wniosków w jakim zakresie inwestycje w omawianych krajach są zbieżne z ogólnymi tendencjami rynkowymi.

Najważniejszym segmentem europejskich funduszy inwestycyjnych są przedsiębiorstwa zbiorowego inwestowania w zbywalne papiery wartościowe (UCITS). Stanowią one ponad 70% aktywów, którymi zarządza sektor funduszy. W związku z tym w opracowaniu zostaną poddane analizie właśnie te fundusze. Zgodnie z Dyrektywą UCITS za przedsiębiorstwa zbiorowego inwestowania w zbywalne papiery wartościowe uważa się przedsiębiorstwa:

- których jedynym celem jest zbiorowe inwestowanie powierzonych przez inwestorów i publicznie zebranych środków pieniężnych w zbywalne papiery wartościowe lub inne płynne aktywa finansowe, przy uwzględnieniu zasady dywersyfikacji ryzyka,
- wydających tytuły uczestnictwa, które są umarzane lub odkupywane na żądanie inwestora, a uzyskana suma, obciążając bezpośrednio lub pośrednio majątek UCITS jest wypłacana inwestorowi <sup>3</sup>.

### **Trendy na europejskim rynku funduszy inwestycyjnych**

Skumulowane dane uzyskane do analizy rynku europejskiego obejmują następujące kraje: Austrię, Belgię, Czechy, Danię, Finlandię, Francję, Niemcy, Węgry, Irlandię, Włochy, Luksemburg, Holandię, Norwegię, Polskę, Portugalię, Słowację, Słowenię, Hiszpanię, Szwecję, Turcję, Wielką Brytanię, Irlandię i Lichtenштajn.

### **Aktywa UCITS w Europie**

Jak wynika z tabeli 3 w rozpatrywanym okresie rosła wartość aktywów wszystkich analizowanych funduszy. Najwyższe tempo wzrostu wykazały fundusze akcyjne i wyniosło ono średnio w rozpatrywanym okresie 22,6%. Ponadto wartość aktywów funduszy akcyjnych była wyższa od innych typów fundu-

<sup>3</sup> Directive 85/611/EEC of 20 December 1985 on the coordination of laws, regulations and administrative provisions relating to undertakings for collective investment in transferable securities-UCITS

szy. Fundusze zrównoważone rosły w tempie 15,5% średniorocznie, obligacyjne 6,9%, rynku pieniężnego 8,2%.

### **Struktura własnościowa funduszy inwestycyjnych w Europie**

W latach 2002-2006 zmniejszał się udział podmiotów indywidualnych w rynku funduszy inwestycyjnych w Europie na rzecz podmiotów instytucjonalnych. Wzrost udziału w rynku zaznacza się w przypadku instytucji ubezpieczeniowych i funduszy emerytalnych, a także w grupie instytucji finansowych. Szczegółową strukturę własnościową prezentuje tabela 4.

Tabela 3. Wartość aktywów funduszy inwestycyjnych w Europie (bln EUR)

| Typ funduszu      | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 |
|-------------------|------|------|------|------|------|
| Akcyjny           | 974  | 1163 | 1345 | 1822 | 2189 |
| Obligacyjny       | 959  | 1034 | 1045 | 1190 | 1250 |
| Zrównoważony      | 441  | 470  | 517  | 636  | 778  |
| Rynku pieniężnego | 620  | 668  | 798  | 842  | 842  |

Źródło: Trends in the European Investment Fund Industry. Results for the 2002, 2003, 2004, 2005, 2006. EFAMA Quarterly Release, 2002,2003,2004,2005,2006.

Tabela 4. Udział poszczególnych grup inwestorów w rynku funduszy inwestycyjnych

|                                                  | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 |
|--------------------------------------------------|------|------|------|------|------|
| Gospodarstwa domowe                              | 49,6 | 48,5 | 45,6 | 43,5 | 39,8 |
| Przedsiębiorstwa niefinansowe                    | 10,4 | 11,1 | 11,2 | 10,8 | 10,0 |
| Międzynarodowe Instytucje Finansowe              | 6,3  | 6,0  | 6,5  | 5,9  | 6,4  |
| Instytucje ubezpieczeniowe i fundusze emerytalne | 22,7 | 22,7 | 23,5 | 24,1 | 25,3 |
| Pozostałe instytucje finansowe                   | 8,8  | 9,3  | 10,6 | 12,9 | 15,2 |
| Inne instytucje                                  | 2,2  | 2,4  | 2,6  | 2,8  | 3,3  |

Źródło: EFAMA Fact Book, *Trends in European investment funds*, EFAMA, 2007.

### **Udział funduszy inwestycyjnych w portfelu inwestycyjnym gospodarstw domowych w Europie**

Dostępne dane, przedstawione w tabeli 5, dotyczą krajów, które w omawianym okresie znajdowały się w strefie euro. Najwyższy udział w całym okresie w inwestycjach gospodarstw domowych stanowiły waluty i depozyty. Duża część środków została też zainwestowana w składki ubezpieczeniowe i fundusze emerytalne. Ponadto daje się zauważyć, iż w roku 2006 udział praw uczestnictwa w funduszach inwestycyjnych spadł, natomiast w całym okresie inwe-

stycje bezpośrednie w akcje rosły, co było skutkiem wzrostu cen akcji na rynkach finansowych w tych latach.

### Analiza rynku UCITS we Francji

#### **Wartość i stopa wzrostu aktywów netto UCITS**

W tabeli 6 oraz na rys. 1 zawarte są dane dotyczące wartości aktywów netto UCITS działających we Francji, w latach 2002-2007. Tabela 7 prezentuje zmiany wartości aktywów netto UCITS we Francji.

Tabela 5. Udział funduszy inwestycyjnych w portfelu inwestycyjnym gosp. domowych

|                                                         | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 |
|---------------------------------------------------------|------|------|------|------|------|
| Waluty i depozyty                                       | 38,9 | 38,2 | 37,9 | 36,8 | 36,5 |
| Inwestycje bezpośrednie – akcje                         | 5,7  | 6,6  | 6,7  | 7,5  | 8,3  |
| Inwestycje bezpośrednie – obligacje                     | 11,8 | 10,7 | 10,8 | 10,1 | 10,2 |
| Fundusze inwestycyjne                                   | 12,2 | 12,5 | 11,9 | 12,0 | 11,2 |
| Ubezpieczenia i udziały w funduszach emerytalnych, inne | 31,4 | 31,9 | 32,8 | 33,6 | 33,8 |

Źródło: EFAMA Fact Book, *Trends in European investment funds*, EFAMA, 2007.

Tabela 6. Francja – aktywa netto UCITS (bilion EUR)

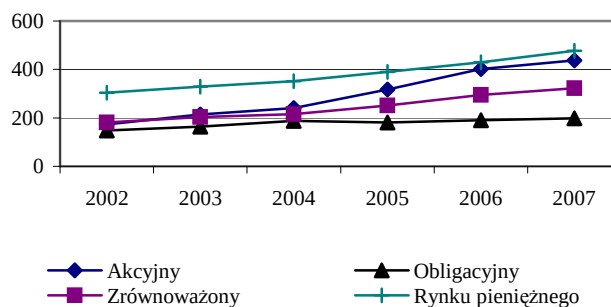
| Typ funduszu      | 2002  | 2003  | 2004  | 2005  | 2006  | 2007  |
|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Akcyjny           | 173,2 | 213,6 | 240,9 | 317,5 | 401,8 | 438,1 |
| Obligacyjny       | 147,7 | 163,6 | 187,3 | 181,0 | 190,6 | 198,7 |
| Zrównoważony      | 181,1 | 203,6 | 215,8 | 250,9 | 295,2 | 322,3 |
| Rynku pieniężnego | 303,9 | 328,5 | 351,7 | 389,5 | 429,2 | 476,8 |

Źródło: *France Country Report 2007*, L'Association Française de la Gestion Financière, 21st IIFA Annual Meeting, Sydney, Oct/Nov 2007, str. 3.

Jak wynika z przeprowadzonych analiz największa wartość aktywów w całym analizowanym okresie została zebrana w funduszach rynku pieniężnego. Odznaczają się one ponadto stabilnym wzrostem. W latach 2003-2007 dynamicznie wzrastała wartość inwestycji w funduszach akcyjnych. W roku 2005 i 2006 wzrost ten osiągnął ok. 30% rocznie. Pod względem wartości aktywów fundusze akcyjne plasują się w latach 2003-2007 za funduszami rynku pieniężnego. Podobny trend wzrostowy, jednak o mniejszym nasileniu obserwujemy w funduszach zrównoważonych.

Najmniej aktywów napływa do funduszy obligacyjnych, a w roku 2005 następuje spadek ich wartości o ponad 3% w stosunku do roku poprzedzającego, natomiast w kolejnych latach zaznaczają się niewielkie wzrosty. Można więc zauważyć, iż francuski sektor UCITS charakteryzuje trend wzrostowy w zakre-

sie wartości aktywów gromadzonych w przedstawionych typach funduszy. Jest to sytuacja analogiczna do obserwowanej dla rynku UCITS ogółem.



Rys. 1. Francja – aktywa netto UCITS (bilion EUR)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie *France Country Report 2007*, L'Association Française de la Gestion Financière, 21st IIFA Annual Meeting, Sydney, Oct/Nov 2007, str. 3.

Tabela 7. Francja – zmiana wartości aktywów UCITS

| Typ funduszu      | 2002-2003 | 2003-2004 | 2004-2005 | 2005-2006 | 2006-2007 |
|-------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Akcyjny           | 23,33     | 12,78     | 31,80     | 26,55     | 9,03      |
| Obligacyjny       | 10,77     | 14,49     | -3,36     | 5,30      | 4,25      |
| Zrównoważony      | 12,42     | 5,99      | 16,27     | 17,66     | 9,18      |
| Rynku pieniężnego | 8,09      | 7,06      | 10,75     | 10,19     | 11,09     |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: *EFAMA Fact Book, Trends in European investment funds*, EFAMA, 2007.

### **Udział funduszy inwestycyjnych w portfelu inwestycyjnym gospodarstw domowych we Francji**

Zgodnie z danymi zawartymi w EFAMA Fact Book, w roku 2006 gospodarstwa domowe obejmowały 63% wartości aktywów funduszy inwestycyjnych (bezpośrednio poprzez inwestycje w tytuły uczestnictwa w funduszach inwestycyjnych zakwalifikowanych do UCITS oraz innych typach funduszy inwestycyjnych, a także poprzez inwestycje pośrednie w fundusze inwestycyjne np. przez fundusze emerytalne, firmy ubezpieczeniowe), w rękach krajowych inwestorów instytucjonalnych znajdowało się 28,8%, natomiast w posiadaniu podmiotów zagranicznych 8,2% wartości aktywów. Udział gospodarstw domowych w inwestycjach na rynku funduszy inwestycyjnych we Francji jest wyższy niż przeciętny dla UE. Tabela 8 zawiera dane dotyczące udziału inwestycji w

UCITS w inwestycjach finansowych dokonywanych przez gospodarstwa domowe.

Tabela 8. Francja – udział funduszy inwestycyjnych w portfelu inwestycyjnym gospodarstw domowych [%]

|                                                         | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 |
|---------------------------------------------------------|------|------|------|------|------|
| Waluty i depozyty                                       | 38   | 37   | 36   | 34   | 32   |
| Inwestycje bezpośrednie – akcje                         | 14   | 16   | 16   | 18   | 20   |
| Inwestycje bezpośrednie – obligacje                     | 3    | 2    | 2    | 2    | 1    |
| Fundusze inwestycyjne                                   | 20   | 21   | 21   | 21   | 20   |
| Ubezpieczenia i udziały w funduszach emerytalnych, inne | 25   | 24   | 25   | 25   | 27   |

Źródło: EFAMA Fact Book, Trends in European investment funds, EFAMA, 2007.

W analizowanym okresie inwestycje w akcje cieszyły się rosnącą popularnością. Wskazują na to aktywa funduszy akcyjnych oraz inwestycje bezpośrednie gospodarstw domowych. Udział inwestycji bezpośrednich w akcje oraz w fundusze akcyjne we Francji jest wyższy niż średni dla krajów obszaru euro, natomiast inwestycje bezpośrednich w obligacje niższy i wykazuje trend malejący. Należy jednak zauważyć, iż wśród gospodarstw domowych zdecydowanie największy udział wśród inwestycji stanowią depozyty i waluty, pomimo, iż ich odsetek w inwestycjach ogółem spada.

#### Analiza rynku UCITS w Belgii

##### *Wartość i stopa wzrostu aktywów netto UCITS*

Tabela 9 oraz rys. 2 zawierają dane dotyczące wartości aktywów netto UCITS działających w Belgii, w latach 2002-2006. Tabela 10 prezentuje zmiany wartości aktywów netto UCITS w Belgii w analizowanym okresie.

Tabela 9. Belgia – aktywa netto UCITS (bilion EUR)

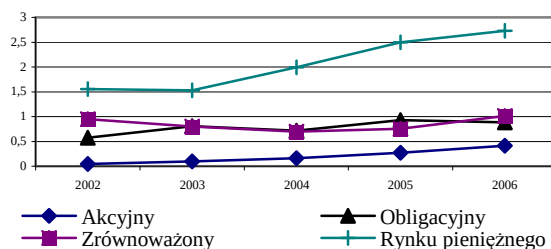
| Typ funduszu      | 2002  | 2003  | 2004  | 2005  | 2006  |
|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Akcyjny           | 0,042 | 0,097 | 0,160 | 0,269 | 0,411 |
| Obligacyjny       | 0,577 | 0,805 | 0,718 | 0,932 | 0,882 |
| Zrównoważony      | 0,948 | 0,801 | 0,699 | 0,756 | 1,016 |
| Rynku pieniężnego | 1,556 | 1,531 | 1,991 | 2,496 | 2,726 |

Źródło: EFAMA Fact Book, Trends in European investment funds, EFAMA, 2007.

W Belgii, podobnie jak we Francji, największa wartość aktywów została zgromadzona w funduszach rynku pieniężnego. Wartość aktywów w funduszach rynku obligacji wahała się od 0,6 biliona EUR do 0,9 biliona EUR, nato-



miast w zrównoważonych pozostawała w przedziale zmienności od 0,7 biliona EUR do 1 biliona EUR.



Rys. 2. Belgia – aktywa netto UCITS (bilion EUR)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: EFAMA Fact Book, Trends in European investment funds, EFAMA, 2007.

Najniższa wartość aktywów została powierzona funduszom akcyjnym, pomimo, iż w całym okresie cechowały się one najwyższym tempem wzrostu. Daje się zauważyć, iż wartość aktywów we wszystkich analizowanych funduszach wzrosła.

Tabela 10. Belgia – zmiana wartości aktywów UCITS

| Typ funduszu      | 2002-2003 | 2003-2004 | 2004-2005 | 2005-2006 |
|-------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Akcyjny           | 130,95    | 64,95     | 68,13     | 52,79     |
| Obligacyjny       | 39,51     | -10,81    | 29,81     | -5,36     |
| Zrównoważony      | -15,51    | -12,73    | 8,15      | 34,39     |
| Rynku pieniężnego | -1,61     | 30,05     | 25,36     | 9,21      |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: EFAMA Fact Book, Trends in European investment funds, EFAMA, 2007.

### Udział funduszy inwestycyjnych w portfelu inwestycyjnym gospodarstw domowych w Belgii

Zgodnie z danymi BEAMA z roku 2005 w rękach inwestorów indywidualnych znajdowało się 74,3% aktywów funduszy inwestycyjnych, natomiast instytucjonalnych 25,7%. W tabeli 11 został przedstawiony podział portfela inwestycyjnego gospodarstw domowych w Belgii. Podobnie jak we Francji w całym analizowanym okresie największa wartość inwestycji przypada na waluty i depozyty. Udział inwestycji bezpośrednich na rynku akcji wzrasta z 14% w roku 2002 do ok. 21% w roku 2006, natomiast widoczne jest wycofywanie się z ryn-

ku obligacji. Udziałowe zaangażowanie środków w funduszach inwestycyjnych wykazuje w całym okresie trend wzrostowy i zmienia się z 15% w roku 2002 do 17% w roku 2006.

Tabela 11. Belgia – udział funduszy inwestycyjnych w portfelu inwestycyjnym gospodarstw domowych [%].

|                                                         | 2002  | 2003  | 2004  | 2005  | 2006  |
|---------------------------------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Waluty i depozyty                                       | 27,78 | 28,97 | 30,31 | 29,33 | 29,62 |
| Inwestycje bezpośrednie - akcje                         | 13,94 | 15,31 | 17,54 | 19,01 | 20,52 |
| Inwestycje bezpośrednie - obligacje                     | 21,26 | 17,63 | 13,95 | 11,12 | 9,34  |
| Fundusze inwestycyjne                                   | 14,78 | 15,36 | 15,74 | 17,10 | 17,28 |
| Ubezpieczenia i udziały w funduszach emerytalnych, inne | 22,23 | 22,74 | 22,46 | 23,45 | 23,24 |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: *EFAMA Fact Book, Trends in European investment funds*, EFAMA, 2007.

### Podsumowanie

W opracowaniu dokonano analizy decyzji inwestycyjnych przedstawicieli Francji, Belgii oraz inwestorów w Europie ogółem. Decyzje inwestycyjne na rynku finansowym we Francji i Belgii były w pewnych aspektach zbliżone do ogólnych tendencji na rynku finansowym w Europie (wzrostowy trend wszystkich typów funduszy inwestycyjnych, duża popularność funduszy akcyjnych i bezpośrednich inwestycji w akcje).

W odróżnieniu od rynku europejskiego rozpatrywanego ogółem, gdzie największa część aktywów przypada na fundusze akcyjne, we Francji i w Belgii największa część aktywów została zgromadzona w funduszach rynku pieniężnego, ponadto w krajach tych udział bezpośrednich inwestycji gospodarstw domowych w rynku akcji był wyższy niż średni dla krajów należących do obszaru euro. Pomimo istniejących podobieństw między inwestycjami w Belgii i we Francji daje się zauważyć, iż inwestycje bezpośrednie w obligacje w Belgii są znacznie wyższe niż we Francji, natomiast wzrost wartości aktywów funduszy akcyjnych dostępnych w Belgii zdecydowanie przewyższa ten wzrost dla Francji.

Można więc wnioskować o zbliżonym charakterze inwestycji dokonywanych przez Belgów i Francuzów. Z jednej strony jest to podyktowane ogólnymi tendencjami rynkowymi, z drugiej zaś nie tylko przynależnością do opisywanego wymiaru kultury (klasyfikacja Gestelanda), ale także wspólnym podłożem

historycznym, po części wspólnym językiem, bliskimi wieloletnimi powiązaniami gospodarczymi.

Tabela 12. Porównanie decyzji w zakresie inwestycji finansowych we Francji i w Belgii

|                                                                                                                  | Europa                  | Francja                 | Belgia                                             |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------|-------------------------|----------------------------------------------------|
| Typ funduszu z największą wartością aktywów w latach 2002-2006                                                   | Akcyjny                 | Rynku pieniężnego       | Rynku pieniężnego                                  |
| Typ funduszu z trendem wzrostowym wartości aktywów                                                               | Wszystkie typy funduszy | Wszystkie typy funduszy | Wszystkie typy funduszy                            |
| Typ funduszu z największą średnią dynamiką wzrostu wartości aktywów                                              | Akcyjny (22,7%)         | Akcyjny (23,6%)         | Akcyjny (79,2%)                                    |
| Udział gospodarstw domowych w inwestycjach na rynku funduszy inwestycyjnych w roku 2006 (bezpośredni i pośredni) | 65%                     | 63%                     | 74%<br>(dane za rok 2005)                          |
| Udział inwestycji gospodarstw domowych (średnio w okresie) w poszcz. instrumenty finansowe:                      |                         |                         |                                                    |
| Waluty i depozyty                                                                                                | 37,7%                   | 35,4%                   | 29,2%                                              |
| Ubezp. i udziały w fund. emeryt.                                                                                 | 32,7%                   | 25,2%                   | 22,8%                                              |
| Fundusze inwestycyjne                                                                                            | 12%                     | 20,6%                   | 16%                                                |
| Obligacje – inw. bezpośr.                                                                                        | 10,7%                   | 2%                      | 14%                                                |
| Akcje – inw. bezpośr.                                                                                            | 7%                      | 16,8%                   | 17,3%                                              |
| Rodzaj inwestycji gospodarstw domowych z rosnącym udziałem w portfelu                                            | Akcje                   | Akcje                   | Waluty i depozyty,<br>Akcje, Fundusze inwestycyjne |

Źródło: Opracowanie własne

Świadczą o tym m.in. badania przeprowadzone dla Węgier, Hiszpanii i Włoch, które pomimo przynależności do tej samej grupy kulturowej podejmowały w latach 2002-2006 w niektórych obszarach inwestycyjnych inne decyzje finansowe.

## Literatura

1. Directive 85/611/EEC of 20 December 1985 on the coordination of laws, regulations and administrative provisions relating to undertakings for collective investment in transferable securities-UCITS
2. EFAMA Fact Book, Trends in European investment funds, EFAMA, 2007
3. France Country Report 2007, L'Association Française de la Gestion Financière, 21st IIFA Annual Meeting, Sydney, Oct/Nov 2007, str. 3
4. Gestland R.R., *Różnice kulturowe a zachowanie w biznesie*, PWN, Warszawa 2000

5. Kroeber, A. L., & Kluckhohn, C., *Culture: A Critical Review of Concepts and Definitions* (Vol. 47): Harvard University Peabody Museum of American Archeology and Ethnology, 1952
6. Trends in the European Investment Fund Industry. Results for the 2002, 2003, 2004, 2005, 2006. EFAMA Quarterly Release 2002,2003, 2004, 2005, 2006

### STRESZCZENIE

Celem pracy była analiza decyzji finansowych dokonywanych przez Francuzów i Belgów oraz określenie czy klasyfikacja kultur, pozwalająca przewidzieć pewne zachowania w biznesie charakterystyczne dla wyodrębnionych grup kulturowych, może być przeniesiona na podobieństwa zachowań dotyczących inwestycji finansowych. Analizę decyzji finansowych przeprowadzono poprzez zbadanie działalności funduszy inwestycyjnych: akcyjnych, zrównoważonych, obligacyjnych, rynku pieniężnego oraz zachowań gospodarstw domowych we Francji i Belgii w latach 2002-2006.

### ANALYSIS OF FINANCIAL INVESTMENT DECISIONS IN FRANCE AND BELGIUM IN THE FRAMEWORK OF R. GESTELAND CULTURES CLASSIFICATION

### SUMMARY

The goal of the paper was the analysis of financial decisions undertaken by French and Belgians and finding out if cultures classification, based on behavior in business can be implemented on similarities in behavior while making financial investment decisions. Financial decisions were conducted by analyzing performance of different types of investment funds: equity, balanced, bonds, money market and households decisions in France and Belgium in the period 2002-2006.

*Translated by A. Wojtasiak-Terech*

*Dr Agnieszka Wojtasiak-Terech*  
Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
agnieskawojtasiak@hotmail.com



RAFAŁ WOLSKI

## WPŁYW AKTYWÓW O NEGATYWNYM WSPÓŁCZYNNIKU BETA NA MODEL CAPM

### Wprowadzenie

Klasyczne podejście do kształtu linii rynku papierów wartościowych zakłada, że linia ta ma postać prostej, co oznacza, że dla aktywów o ujemnym współczynniku beta inwestor zaakceptuje stopę zwrotu niższą niż z aktywów wolnych od ryzyka. To podejście, choć powszechnie akceptowane, zostało podważone w 2004 roku w artykule Cloningera, Wallera, Bendecka, i Revere'a.<sup>1</sup> Postawili oni tezę, że linia rynku kapitałowego przypomina literę V.

Autor niniejszego opracowania zdecydował się sprawdzić tę teorię na przykładzie danych empirycznych pochodzących z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1999 do 2006. V kształtna SML może mieć ogromny wpływ na wiele aspektów finansów, w tym na wyceny przedsiębiorstw, dla których koszt kapitału własnego szacowny jest przy pomocy modelu CAPM.

### Model wyceny aktywów kapitałowych CAPM

Model wyceny aktywów kapitałowych, który w sposób niezależny od siebie wyprowadzili<sup>2</sup>:

---

<sup>1</sup> Cloninger, D.O., Waller, E.R., Bendeck, Y., Revere, L., *Returns on negative beta securities: implications for the empirical SML*, Applied Financial Economics 14, Routledge, 2004, ss. 397-402.

<sup>2</sup> Z reguły w literaturze jako autorów modelu CAPM wymienia się Sharpe'a, Litnera i Mossina, jednak niektóre źródła podają również pozostałych uczonych. Por.: French C.W., *The Treynor Capital Asset Pricing Model*, Journal of Investment Management, vol. 1, no. 2, 2003, ss. 60-72, Zimmermann H., Mertens E., *Capital Asset Pricing Model & Mutual Fund Performance Studies - Review and Evidence*, Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum, WWZ, Universität Basel, 2002.

Treynor<sup>3</sup>, Sharpe<sup>4</sup>, Lintner<sup>5</sup>, Mossin<sup>6</sup> i Jensen<sup>7</sup>, opiera się na założeniu, że istnieje związek pomiędzy wariancją, czy w innym ujęciu odchyleniem standardowym, stopy zwrotu z elementu aktywów, a oczekiwaną stopą zwrotu. Jeżeli jednak inwestorzy zachowują się racjonalnie, są oni w stanie zdywersyfikować i w konsekwencji zneutralizować część ryzyka mierzonego odchyleniem standardowym. Dywersyfikacja ta polega na inwestowaniu w różne aktywa. W przypadku, gdy szacunki dotyczące oczekiwanej stopy zwrotu i odchylenia standardowego dokonywane przez poszczególnych inwestorów działających na rynku są jednakowe, wszyscy oni wybiorą identyczny zestaw inwestycji o niezerowym ryzyku, który uznają za optymalny. Portfelowi temu nadano miano portfela rynkowego. Portfel rynkowy stanowi taki zestaw inwestycji, w którym udział każdego rodzaju aktywów odpowiada stosunkowi kapitalizacji rozumianej jako rynkowej wartości aktywów danego rodzaju do kapitalizacji wszystkich aktywów znajdujących się na rynku. W takiej sytuacji inwestorzy dywersyfikują część ryzyka z poszczególnych papierów wartościowych i oczekiwana stopa zwrotu uzależniona jest nie od ryzyka mierzonego odchyleniem standardowym, ale ryzyka mierzonego przy wykorzystaniu współczynnika beta, pokazującego relacje pomiędzy stopą zwrotu z portfela rynkowego, a kształtowaniem się ceny konkretnego elementu aktywów. Dodatkowo współczynnik beta niesie ze sobą informację, w jaki sposób dany papier wartościowy przyczynia się do ryzyka całego portfela.

Dla portfela rynkowego beta wynosi 1, co wynika bezpośrednio ze wzoru badającego relacje pomiędzy kowariancją stóp zwrotu z całego rynku ze stopami zwrotu z „i-tego” elementu aktywów, a wariancją stóp zwrotu portfela ryn-

<sup>3</sup> Treynor J., *Market Value, Time and Risk*, nieopublikowany referat, 1961. Treynor J., *Toward a Theory of Market Value of Risky Assets*, referat 1962, w: *Asset Pricing and Portfolio Performance*, pod red.: Korajczyk R.A., Risk Books, London 1999, ss. 15-22. Artykuły Treynora nigdy nie zostały opublikowane. Uważa się jednak, że naukowiec miał duży wkład do rozwoju samej teorii. W swych pracach podjął tematykę równowagi rynkowej stawiając rewolucyjne tezy. Choć referaty Treynora obiegły świat naukowy wcześniej niż publikacja Sharpe’a nie można mu jednak przyznać palmy pierwszeństwa bowiem trudno obiektywnie stwierdzić, czy faktycznie jako pierwszy podjął problematykę związaną z modelem wyceny aktywów kapitałowych.

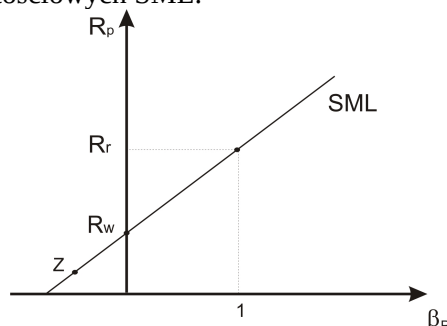
<sup>4</sup> Sharpe W., *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Condition of Risk*, *Journal of Finance*, Wrzesień 1964, ss.425-442.

<sup>5</sup> Lintner J., *Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification*, *Journal of Finance*, Grudzień 1965, ss. 587-615.

<sup>6</sup> Mossin J., *Equilibrium of Capital Asset Market*, *Econometrica*, Październik 1966, ss. 768-783.

<sup>7</sup> Jensen M.C., *The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964*, *Journal of Finance*, Maj 1968, ss. 389-417.

kowego.<sup>8</sup> Relacja pomiędzy stopą zwrotu z portfela inwestycyjnego i portfela rynkowego przybiera postać funkcji liniowej. Jej wykres nazywany jest linią rynku papierów wartościowych SML.



Rys. 1. Linia rynku papierów wartościowych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Francis, J.C., *Investments: analysis and management*, McGraw-Hill Inc., New York 1986, s.779-784.

W wielu pracach badawczych pomija się problem ujemnego współczynnika beta<sup>9</sup>, choć są i prace, w których dostrzeżono problem, ale za rozwiązanie przyjęto usunięcie określonych obserwacji z badania<sup>10</sup>. W konsekwencji ciekawym przypadkiem jest punkt „Z” o stopie zwrotu w stanie równowagi mniejszej niż stopa zwrotu aktywów nie obciążonych ryzykiem. Teoria rynków kapitałowych wyjaśnia to zjawisko przez dywersyfikację Markowitza.

Francis w podręczniku akademickim tłumaczy relatywnie wysoką cenę „Z” ujemnym skorelowaniem z rynkiem, co pozwala inwestorom uzupełnić zdywersyfikowane portfele<sup>11</sup>. Problem ujemnej bety został dostrzeżony w badaniach Clanningera, Wallera, Endecka i Revere’a<sup>12</sup>, gdzie autorzy proponują modyfika-

<sup>8</sup> Sharpe W., op.cit., s.431.

<sup>9</sup> Zobacz np.: Black F., Jensen M.C., Scholes M., *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*, Studies in the Theory of Capital Markets, Praeger, New York 1972, ss. 79-124. Sharpe W.F., Cooper G.M., *Risk-Return Class of New York Stock Exchange Common Stocks 1931-1967*, Financial Analyst Journal, III-IV 1972, ss.46-56. Fama E.F., McBeth J., *Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests*, Journal of Political Economy 81, nr 3, Maj-Czerwiec 1973, ss. 607-636. Banz R.W., *The Relationship Between Return and the Market Value of Common Stocks*, Journal of Financial Economics 9, 1981, ss. 3-18. Fama, E.F., French, K.R., *Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds*, Journal of Financial Economics 25, 1989, ss. 23-49.

<sup>10</sup> Blog, B., Van Der Hoek, G., Rinnooy Kan, A.H.G., Timmer, G.T., *The Optimal Selection of Small Portfolios*, Management Science, vol. 27, no. 7, July 1983, ss. 792-798.

<sup>11</sup> Francis, J.C., *Investments: analysis and management*, McGraw-Hill Inc., New York 1986, s.779-784.

<sup>12</sup> Cloninger, D.O., Waller, E.R., Bendeck, Y., Revere, L., op.cit.

cję klasycznego modelu CAPM. Podobny problem dostrzegli Asgharian i Hansson<sup>13</sup>, gdzie za rozwiązanie problemu uznano wprowadzenie trzyczynnikowego CAPM, odwołując się do wcześniejszych prac Fama i Frencha<sup>14</sup>.

### Linia rynku papierów wartościowych

W 2004 roku Claninger i inni<sup>15</sup> opublikował pracę w której poddaje dyskusji teorię odnoszącą się do założenia o liniowym charakterze linii rynku papierów wartościowych SML. Autorzy wykazują w swoich badaniach, że aktywa o ujemnym współczynniku beta niesłusznie są traktowane jako te, które muszą inwestorowi przynieść ujemną stopę zwrotu. Stawiają hipotezę, że klasyczne, liniowe podejście do problemu jest niesłuszne. Swoją tezę potwierdzają badaniami empirycznymi i teoretycznym wywodem, w którym wskazują, że jeżeli inwestor akceptuje portfel złożony z papierów wartościowych ujemnie skorelowanych ze stopą zwrotu z rynku, to wcale nie oznacza, że zaakceptują ujemną stopę zwrotu z tego portfela. Wskazują wręcz, że takie podejście ma pewne logiczne luki i naturalnym wydaje się kształt funkcji opisanej przez krzywą SML pod postacią litery „V”. Funkcja ta utworzona zostałaby poprzez lustrzane odbicie prawej strony wykresu SML. Nie dostrzeżono powodu dla którego inwestor miałby akceptować różne poziomy zysku dla aktywów o takim samym, pod względem wartości bezwzględnej, ryzyku. Kontynuując swoje rozważania Claninger i inni zastanawia się, czy traktowanie portfeli inwestycyjnych o ujemnej becie zgodnie z zapisem równania funkcji modelu CAPM, nie jest przyczyną dla której w modelu tym wyraz wolny jest z reguły wyższy niż stopa wolna od ryzyka, a nachylenie mniejsze od tego, które wynikałoby z empirycznych obserwacji.<sup>16</sup> To niedopasowanie teorii do rzeczywistości niesie ze sobą konsekwencje praktyczne. Model CAPM wykorzystuje się do szacowania kosz-

<sup>13</sup> Asgharian, H., Hansson, B., *A Critical Investigation of the Explanatory Role of Factor Mimicking Portfolios in Multifactor Asset Pricing Models*, Applied Financial Economics 15, 2005, ss.835–847.

<sup>14</sup> Fama E.F., French K.R., *The Cross-section of the Expected Returns*, Journal of Finance 47, 1992, ss. 427-465. Fama E.F., French K.R., *Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds*, Journal of Financial Economics 33, 1993, ss. 3-56.

<sup>15</sup> Cloninger, D.O., Waller, E.R., Bendeck, Y., Revere, L., op.cit.

<sup>16</sup> Por.: Fama, E.F., French, K.R., *The Capital Asset Pricing Mode: Theory and Evidence*, unpublished draft, I 2004, s. 27. Cloninger, D.O., Waller, E.R., Bendeck, Y., Revere, L., op.cit., s. 398.



tów kapitału własnego, a w rezultacie do wyceny przedsiębiorstw<sup>17</sup>. Oszacowanie stopy zwrotu przy pomocy klasycznej postaci modelu powoduje jednak, że spółki z małą betą są niedowartościowane, a te, które charakteryzują się dużą betą są przewartościowane.

Badania przeprowadzono na rynku amerykańskim w okresie od 1987 do 1995 roku. Postawiono hipotezę o symetrycznym kształcie „V” kształtnej linii rynku papierów wartościowych. Konsekwencją tego powinny być równe sobie stopy zwrotu z akcji o podobnych bezwzględnych wartościach współczynnika beta. W tym okresie naukowcy podzielili wszystkie akcje na te z betą pozytywną i ujemną. Ilość akcji o negatywnej becie wahała się w zakresie od 5% do 14% wszystkich akcji poddanych badaniu. Łącznie w próbie przebadano od 7004 akcji w roku 1987 do 8789 akcji w roku 1995. Szeregi czasowe dodatnich współczynników beta w obrębie każdego roku były poddane analizie porównawczej z analogicznymi szeregami współczynników ujemnych. Na tej podstawie stwierdzono, że w większości wypadków stopy zwrotu z aktywów o ujemnej becie były równe, bądź wyższe od odpowiadającym im stopom zwrotu z aktywów o współczynnikach beta dodatnich. Jedynie w dwóch latach: 1988 i 1990 stopy zwrotu z akcji o dodatnich współczynnikach beta miały w sposób statystycznie istotny wyższe współczynniki niż akcje o ujemnych betach. Wykazano, że akcje o ujemnej becie charakteryzują się dodatnimi stopami zwrotu, niejednokrotnie większymi od stopy zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka. W konsekwencji odrzucono klasyczną postać linii papierów wartościowych.

W dalszej części badań wykonano analizę regresji na portfelach akcji, składających się z 20 aktywów dobranych do portfela w sposób losowy, przy czym portfele tworzone zwracając uwagę na to, by znajdowały się w nich wyłącznie aktywa o określonym znaku bety. Wszystkie portfele, w sumie 127 dla każdej próby – z dodatnią i ujemną betą, poddano analizie regresji dokonując estymacji empirycznej linii SML. Nachylenie SML oszacowanej na podstawie negatywnych współczynników beta było ujemne i statystycznie istotne ze statystycznie nieistotnym wyrazem wolnym reprezentującym teoretyczną wartość stopy zwrotu z aktywów pozbawionych ryzyka. Odpowiadająca jej empiryczna

<sup>17</sup> Pewnym potwierdzenie tezy o popularności CAPM może być publikacja sygnowana przez Urząd Regulacji Energetyki, w której autor wskazuje na Model Wyceny Aktywów Kapitałowych jako jedną z rekomendowanych metod wyceny przedsiębiorstwa: Czekaj J., *Kontrakty długoterminowe a rynek energii elektrycznej w Polsce*, URE, Warszawa 2001.

SML oszacowana dla portfeli akcji o dodatniej becie wykazuje się statystycznie istotnym pozytywnym nachyleniem i nieistotnym statystycznie wyrazem wolnym. Test istotności wykazał brak statystycznie istotnych różnic pomiędzy wyrazami wolnymi i bezwzględną wartością nachylenia obu oszacowanych linii rynku papierów wartościowych SML. Uznano, że wyniki badań nie potwierdzają idealnie V-kształtnego charakteru SML, jednak wyraźnie wskazywały, że kształt empirycznej SML stoi w sprzeczności z klasycznym ujęciem modelu wyceny aktywów kapitałowych i opisanej przez ten model zależności pomiędzy ryzykiem systematycznym a stopą zwrotu z portfeli.

#### **Badanie na rynku polskim**

Chcąc zweryfikować wyniki pracy Cloningera i innych w warunkach polskich zdecydowano się na powtórzenie testów, z zastrzeżeniem pewnych modyfikacji. Postawiono hipotezę badawczą, że linia rynku papierów wartościowych nie jest prostą, a przyjmuje kształt zbliżony do litery V. W celu weryfikacji hipotezy wykonano dwie serie badań. Pierwsza oparta została na porównaniu za pomocą statystyki  $t$  wielkości stóp zwrotu z aktywów o ujemnej i dodatniej becie w kolejnych latach od 1999 do 2006 roku. W drugiej serii badań stworzono dwadzieścia portfeli inwestycyjnych w każdym półroczu, przyporządkowując do nich akcje w zależności od wielkości i znaku współczynnika beta. Następnie średnie stopy zwrotu i współczynniki beta tych portfeli poddano analizie regresji tak, by oszacować empiryczną SML, tym samym weryfikując jej kształt.

#### ***Dane***

Do kalkulacji stóp zwrotu, użytych następnie do oszacowania dwunastomiesięcznych współczynników beta, wykorzystano dane pochodzące z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Obejmowały one notowania z ostatniego dnia każdego miesiąca w latach 1999 do 2006. Jeżeli spółka z jakiegoś powodu nie była notowana w danym dniu wykorzystywano kurs z danego miesiąca w dniu najbliższym ostatniemu w miesiącu. Kursy akcji zostały skorygowane o splitsy, natomiast w przypadku emisji prawa poboru akcja była usuwana. Rentowność 52-tygodniowych bonów skarbowych, zastosowanych w analizie, ustalana była na podstawie danych pozyskanych z Ministerstwa Finansów.

### **Metodologia**

Współczynnik beta każdej z akcji wyliczany był na podstawie miesięcznych stóp zwrotu za ostatnie dwanaście miesięcy notowań danego waloru. Za portfel rynkowy przyjęto wartości stóp zwrotu z indeksu WIG. Jeśli nie odbyło się dwanaście notowań spółka nie była brana pod uwagę w analizie. Stopa zwrotu każdego z portfeli wyliczona została jako średnia rocznych stóp zwrotu wszystkich akcji w portfelu.

W dalszej części badania wszystkie spółki zostały posegregowane na dwadzieścia portfeli inwestycyjnych, przy czym za kryterium przydziału do konkretnego portfela uznano wartość współczynnika beta. Dziesięć portfeli zbudowano w oparciu o akcje z dodatnią betą, drugie dziesięć utworzono w oparciu o akcje z ujemną betą. Za każdym razem pierwszy portfel obejmował akcje o najmniejszej bezwzględnej wartości bety, a ostatni, dziesiąty portfel, budowano ze spółek o najwyższej bezwzględnej wartości współczynnika beta. Rewaluacja portfeli odbywała się raz na rok. Jak wskazuje Fama i French<sup>18</sup>, inwestorzy nie dokonują częstego przewartościowania portfela, między innymi ze względu na koszty transakcyjne. Przebudowanie portfela ze względu na wysokość współczynnika beta oznacza, że dana akcja nie zawsze musiała znaleźć się w tym samym portfelu.

W celu weryfikacji hipotezy badawczej wykorzystano statystykę t oraz analizę regresji. W pierwszej kolejności przeprowadzono porównanie stóp zwrotu z akcji o ujemnych i dodatnich współczynnikach beta. Test wykonano dwukrotnie, raz dla wszystkich akcji notowanych na giełdzie, za drugim razem wyłącznie dla par akcji, których współczynniki beta były sobie równe co do wartości bezwzględnej. Akcje dopasowano do siebie przyjmując za równe współczynniki z dokładnością do 0,05. W przypadku gdy na jedną akcję o danym współczynniku beta przypadało więcej niż jedna akcja o odpowiednim, ale z odmiennym znakiem, współczynnikiem beta, dopasowanie odbywało się na zasadzie wyboru losowego.

W kolejnym etapie prac oszacowano empiryczną linię rynku papierów wartościowych dla portfeli o ujemnej i dodatniej becie w celu udzielenia odpowiedzi, czy wyraz wolny i bezwzględna wartość nachylenia są równe rentowności bonów skarbowych i dodatkowej stopie zwrotu.

---

<sup>18</sup> Fama E.F., French K.R., 1992, op.cit.

Analizę regresji przeprowadzono przy wykorzystaniu średnich współczynników beta i średnich stóp zwrotu obliczonych dla wszystkich kolejnych portfeli z całego okresu badawczego. Oznaczało to stworzenie dziesięciu portfeli z dodatnią betą i dziesięciu z ujemną betą.

$$R_p = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \beta_p + \xi_p$$

gdzie:

$\hat{\gamma}_0$  – wyraz wolny,

$\hat{\gamma}_1$  – współczynnik kierunkowy,

$\xi_p$  – składnik losowy.

Przy badaniu istotności statystycznej wpływu zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą w równaniu 3 wykorzystano dwie wielkości. Istotność statystyczną wyrazu wolnego  $\hat{\gamma}_0$  pomniejszonego o średnią rentowność bonów skarbowych z badanego okresu testowano przy pomocy statystyki t. Postawiono hipotezy:

$$H_0: \hat{\gamma}_0 - \gamma_0 = 0$$

$$H_1: \hat{\gamma}_0 - \gamma_0 \neq 0$$

gdzie:

$$\gamma_0 = R_w,$$

$R_w$  – stopa zwrotu z bonów skarbowych.

W przypadku współczynnika kierunkowego badano istotność statystyczną współczynnika  $\hat{\gamma}_1$  pomniejszonego o rzeczywistą premię ryzyka. Oczekiwano, że współczynnik kierunkowy będzie równy wartości rzeczywistej premii ryzyka. Zatem w przypadku testowania wyrażenia  $\hat{\gamma}_1 - \gamma_1$  postawiono hipotezy:

$$H_0: \hat{\gamma}_1 - \gamma_1 = 0$$

$$H_1: \hat{\gamma}_1 - \gamma_1 \neq 0$$

Jako  $\gamma_1$  oznaczono rzeczywistą premię ryzyka obliczaną na podstawie średnich wartości rzeczywistych w danym okresie. Sposób wyliczenia przedstawia wzór:  $\gamma_1 = R_R - R_w$ , gdzie  $R_R$  oznacza stopę zwrotu z portfela rynkowego, a  $R_w$  to stopa zwrotu z elementu aktywów pozbawionego ryzyka całkowitego.

Empiryczna postać SML odbiegałaby od jej hipotetycznej postaci w przypadku przyjęcia hipotez alternatywnych tak dla badanego wyrazu wolnego jak i współczynnika kierunkowego.

### Rezultaty badań

W celu porównania wielkości stóp zwrotu akcji o ujemnych i dodatnich betach wykonano badania szeregów portfeli w kolejnych latach. Do analizy porównawczej wykorzystano statystyką t, przyjmując poziom ufności 0,95. Wyniki zaprezentowano w tabeli 2.

Tabela 2. Średnie współczynniki beta i stopy zwrotu ze wszystkich akcji notowanych na GPW w Warszawie w latach 1999 – 2006.

| okres | średnia beta | ilość obserwacji | średnia stopa zwrotu | statystyka t* |
|-------|--------------|------------------|----------------------|---------------|
| 1999  | -0,3285      | 17               | 0,1911               | -1,211        |
|       | 0,8457       | 154              | 0,5976               | -1,901        |
| 2000  | -0,4039      | 77               | 0,0796               | 0,580         |
|       | 0,8269       | 112              | 0,0124               | 0,512         |
| 2001  | -0,2955      | 49               | -0,2217              | 0,542         |
|       | 0,8737       | 150              | -0,2536              | 0,539         |
| 2002  | -0,5140      | 50               | -0,2101              | -0,649        |
|       | 0,9309       | 143              | -0,1563              | -0,810        |
| 2003  | -0,5692      | 16               | 1,2024               | 0,232         |
|       | 1,2534       | 159              | 1,0997               | 0,300         |
| 2004  | -0,8530      | 26               | 0,7015               | 0,538         |
|       | 2,2625       | 145              | 0,5905               | 0,602         |
| 2005  | -0,4016      | 29               | 0,0377               | -1,116        |
|       | 0,8415       | 169              | 0,4750               | -2,322**      |
| 2006  | -0,8684      | 16               | 1,5370               | 1,735         |
|       | 0,9004       | 191              | 0,9642               | 1,417         |

\* Pierwsza wartość statystyki t wyliczona jest przy założeniu równych wariancji, druga przy założeniu różnych wariancji.

\*\* Stopy zwrotu dla współczynników beta ujemnych i dodatnich w sposób istotny statystycznie różnią się od siebie. Przyjęto poziom istotności 0,05.

Źródło: opracowanie własne.

W przeważającej większości wyniki nie pozwalają na stwierdzenie różnicy pomiędzy stopami zwrotu. Jedynie w 2005 roku na różnice wskazuje statystyka t przy założeniu różnych wariancji.

Podobnie prezentują się wyniki dla akcji o wybranych współczynnikach beta. Akcje dobrano tak, by bezwzględne wartości współczynników beta były równe sobie. Wyniki badania przedstawiono w tabeli 3.

W żadnym z przypadków nie stwierdzono statystycznie istotnych różnic pomiędzy szeregami stóp zwrotu aktywów z ujemną i dodatnią betą.

Jak dotąd wykazano, że akcje o ujemnych i dodatnich współczynnikach beta charakteryzują się podobnymi poziomami stóp zwrotu i wbrew teorii akcje o ujemnych betach nie przynoszą inwestorom niższych przychodów. Aby przeanalizować kształt linii rynku papierów wartościowych utworzono dziesięć portfeli o ujemnej i dziesięć portfeli o dodatniej becie.

Tabela 3. Średnie współczynniki beta i stopy zwrotu z akcji o identycznych współczynnikach beta notowanych na GPW w Warszawie w latach 1999 – 2006.

| okres | średnia beta | ilość obserwacji | średnia stopa zwrotu | statystyka t* |
|-------|--------------|------------------|----------------------|---------------|
| 1999  | -0,4213      | 8                | 0,5921               | 1,381         |
|       | 0,4213       | 8                | 0,0853               | 1,381         |
| 2000  | -0,3475      | 28               | 0,2970               | 1,515         |
|       | 0,3475       | 28               | -0,1705              | 1,515         |
| 2001  | -0,3504      | 23               | -0,1127              | 0,162         |
|       | 0,3504       | 23               | -0,1289              | 0,162         |
| 2002  | -0,3767      | 27               | -0,2159              | -1,360        |
|       | 0,3767       | 27               | -0,0124              | -1,360        |
| 2003  | -0,8143      | 7                | 1,8128               | 2,143         |
|       | 0,8143       | 7                | 0,6804               | 2,143         |
| 2004  | -0,6800      | 9                | 0,6748               | 1,852         |
|       | 0,6800       | 9                | 0,0330               | 1,852         |
| 2005  | -0,4600      | 17               | 0,0084               | -0,878        |
|       | 0,4553       | 17               | 0,1270               | -0,878        |
| 2006  | -0,6143      | 7                | 1,2238               | 1,267         |
|       | 0,6143       | 7                | 0,4665               | 1,267         |

\* Pierwsza wartość statystyki t wyliczona jest przy założeniu równych wariancji, druga przy założeniu różnych wariancji.

Źródło: opracowanie własne.

Portfele tworzone co pół roku zmieniając ich skład odpowiednio do wartości bet wchodzących w skład portfeli akcji. Akcje o najniższym współczynniku beta przypisano portfelowi numer jeden, a o najwyższym portfelowi numer dziesięć. Jeśli nie dało się akcji przydzielić do portfeli w sposób proporcjonalny dodatkowe akcje, po jednej, przydzielano do portfeli o najwyższych współczynnikach beta. Po wyliczeniu średnich wartości stóp zwrotu i współczynników beta dla szeregów czasowych wszystkich portfeli przeprowadzono analizę regresji przyjmując za zmienną objaśnianą stopę zwrotu z kolejnego portfela, a za zmienną objaśniającą współczynniki beta portfeli. Wyniki analizy przedstawiono w tabeli 4.

Tabela 4. Analiza regresji liniowej dla dziesięciu portfeli o dodatnim i dziesięciu portfeli o ujemnym współczynniku beta. W nawiasach podano wartości statystyki t.

|                             | ujemne współczynniki beta | dodatnie współczynniki beta |
|-----------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| $\hat{\gamma}_0$            | 0,256<br>(-1,772)         | 0,107<br>(2,938)            |
| $\gamma_0$                  | 0,088                     | 0,088                       |
| $\gamma_0 - \hat{\gamma}_0$ | -0,168<br>(-0,168)        | -0,018<br>(-0,509)          |
| $\hat{\gamma}_1$            | -0,250<br>(-1,853)        | 0,285<br>(10,617)*          |
| $\gamma_1$                  | 0,212                     | 0,212                       |
| $\gamma_1 - \hat{\gamma}_1$ | 0,373<br>(2,771)*         | -0,161<br>(-6,011)*         |
| $R^2$                       | 0,300                     | 0,934                       |

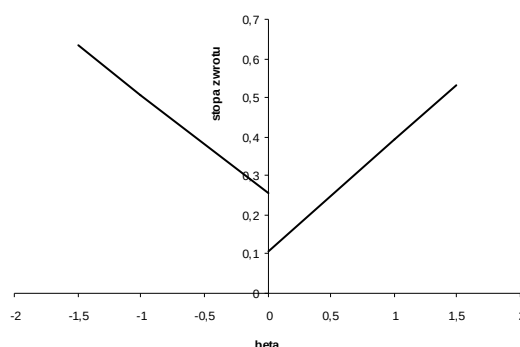
\* Wartości istotne statystycznie przy poziomie ufności 0,95.

Źródło: opracowanie własne.

Zapis graficzny wyników analizy regresji ukazano na rys. 3 przedstawiającym empiryczną linię SML dla portfeli o ujemnym i dodatnim współczynniku beta. W obu przypadkach wartość nachylenia jest istotna statystycznie.

Dla portfeli o ujemnym współczynniku beta nachylenie ma wartość ujemną i zgodnie z oczekiwaniami wraz ze spadkiem współczynnika beta rośnie wartość stopy zwrotu z portfela. Nie udało się przyjąć hipotezy alternatywnej w przypadku wyrazu wolnego, co oznacza brak dowodów na różnice w wartości wyrazu wolnego i stopy zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka. Przyjęto jednak hipotezę alternatywną w odniesieniu do wyrazu kierunkowego, co oznacza, że rzeczywista dodatkowa stopa zwrotu różni się od wyrazu kierunkowego empirycznej SML w sposób statystycznie istotny.

Dla portfeli o dodatnim współczynniku beta wyraz wolny różni się w sposób statystycznie istotny od stopy zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka, jednak w przypadku dodatkowej stopy zwrotu nie udało się przyjąć hipotezy alternatywnej, co oznacza, że nie można wykazać statystycznie istotnej różnicy pomiędzy empiryczną i rzeczywistą dodatkową stopą zwrotu.



Rys. 3. Empiryczna linia papierów wartościowych, przy regresji rozdzielonych ujemnych i dodatnich współczynników beta.

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku analizy regresji stóp zwrotu z portfeli i odpowiadających im bezwzględnych wartości współczynników beta podjęto próbę ustalenia w jaki sposób usunięcie znaku minus może wpłynąć na model wyceny aktywów kapitałowych. Wyniki regresji portfeli z ujemną i dodatnią betą sugerują, że wykres nie jest symetryczny.

### Wnioski

W drodze analizy statystycznej wykazano, że empiryczna linia papierów wartościowych ma kształt zbliżony do litery V. Analiza szeregów stóp zwrotu w kolejnych latach w większości wypadków wskazuje na brak różnic w wysokości stóp zwrotu dla aktywów o dodatnich i ujemnych współczynnikach beta na GPW w Warszawie. Wyniki te zostały potwierdzone analizą regresji wykonaną średnich stopach zwrotu i współczynnikach beta dwudziestu portfeli akcji. Empiryczna linia rynku papierów wartościowych, miała zgodnie z oczekiwaniami, ujemne nachylenie dla portfeli z ujemnym współczynnikiem beta. Regresja przeprowadzona na portfelach dla których ustalono bezwzględną wartość bety wydaje się potwierdzać założenia modelu wyceny aktywów kapitałowych, zgodnie z którymi na równowagę rynkową wpływ ma stopa zwrotu wolna od ryzyka całkowitego, stopa zwrotu z całego rynku i ryzyko systematyczne portfela akcji mierzone współczynnikiem beta. Tym samym pozytywnie zweryfi-



kowano hipotezę badawczą o zbliżonym w kształcie do litery V charakterze empirycznej linii SML.

### Literatura

1. Asgharian, H., Hansson, B., *A Critical Investigation of the Explanatory Role of Factor Mimicking Portfolios in Multifactor Asset Pricing Models*, Applied Financial Economics 15, 2005, ss.835–847.
2. Banz R.W., *The Relationship Between Return and the Market Value of Common Stocks*, Journal of Financial Economics 9, 1981, ss. 3-18.
3. Black F., Jensen M.C., Scholes M., *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*, Studies in the Theory of Capital Markets, Praeger, New York 1972, ss. 79-124.
4. Blog, B., Van Der Hoek, G., Rinnooy Kan, A.H.G., Timmer, G.T., *The Optimal Selection of Small Portfolios*, Management Science, vol. 27, no. 7, July 1983, ss. 792-798.
5. Cloninger, D.O., Waller, E.R., Bendeck, Y., Revere, L., *Returns on negative beta securities: implications for the empirical SML*, Applied Financial Economics 14, Routledge, 2004, ss. 397-402.
6. Czekał J., *Kontrakty długoterminowe a rynek energii elektrycznej w Polsce*, Bibliotek Regulatora, Urząd Regulacji Energetyki, Warszawa 2001.
7. Fama E.F., French K.R., *Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds*, Journal of Financial Economics 33, 1993, ss. 3-56.
8. Fama E.F., French K.R., *The Cross-section of the Expected Returns*, Journal of Finance 47, 1992, ss. 427-465.
9. Fama E.F., McBeth J., *Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests*, Journal of Political Economy 81, nr 3, Maj-Czerwiec 1973, ss. 607-636.
10. Fama, E.F., French, K.R., *Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds*, Journal of Financial Economics 25, 1989, ss. 23-49.
11. Fama, E.F., French, K.R., *The Capital Asset Pricing Mode: Theory and Evidence*, unpublished draft, January 2004, s. 27.
12. Francis, J.C., *Investments: analysis and management*, McGraw-Hill Inc., New York 1986.
13. French C.W., *The Treynor Capital Asset Pricing Model*, Journal of Investment Management, vol. 1, no. 2, 2003, ss. 60-72,

14. Jensen M.C., *The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964*, Journal of Finance, Maj 1968, ss. 389-417.
15. Litner J., *Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification*, Journal of Finance, Grudzień 1965, ss. 587-615.
16. Mossin J., *Equilibrium of Capital Asset Market*, Econometrica, Październik 1966, ss. 768-783.
17. Sharpe W., *Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium Under Condition of Risk*, Journal of Finance, Wrzesień 1964, ss.425-442.
18. Sharpe W.F., Cooper G.M., *Risk-Return Class of New York Stock Exchange Common Stocks 1931-1967*, Financial Analyst Journal, Marzec-Kwiecień 1972, ss.46-56.
19. Treynor J., *Market Value, Time and Risk*, nieopublikowany referat, 1961.
20. Treynor J., *Toward a Theory of Market Value of Risky Assets*, referat 1962, opublikowany w: *Asset Pricing and Portfolio Performance*, pod red.: Korajczyk R.A., Risk Books, London 1999, ss. 15-22.
21. Zimmermann H., Mertens E., *Capital Asset Pricing Model & Mutual Fund Performance Studies - Review and Evidence*, Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum, WWZ, Universität Basel, 2002.

### STRESZCZENIE

Wśród teoretyków finansów istnieje przekonanie o liniowym charakterze linii rynku papierów wartościowych, co oznacza, że inwestor inwestując w aktywa o ujemnym współczynniku beta zaakceptuje stopę zwrotu z tych aktywów niższą niż stopa zwrotu z elementu aktywów pozbawionych ryzyka. W 2004 roku Cloninger i inni postawił hipotezę, że SML ma kształt litery V i nie jest linią prostą. Uznano, że inwestor nie ma powodów, by akceptować niższą stopę zwrotu z aktywów o ujemnej becie, a wręcz będzie wymagał takiej stopy jak w przypadku aktywów o dodatniej becie. Autor niniejszego artykułu przeprowadził badania na rynku polskim, wykorzystując notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie spółki. Badania wykazały, że w latach 1999 do 2006 SML miała kształt zbliżony do litery V, czym pozytywnie zweryfikowano postawioną w pracy hipotezę badawczą.

## ASSETS WITH NEGATIVE BETA AND THEIR INFLUENCE ON THE CAPM

### SUMMARY

Amongst theoreticians of finances exists convincing about linear character of the SML what is marking, that investor investing in assets with negative beta will accept the rate of return lower than rate of return from the free risk assets.

In 2004 Cloninger at all put a hypothesis, that SML has the shape of the V letter and it is not a straight line. They recognized that the investor do not have reasons to accept the lower rate of return from assets with the negative beta, and he will require rate of return like in the case of assets with the positive beta. The author of this article carried examinations out on the Polish market, exploiting companies from the stock exchange in Warsaw. Examinations showed that in years 1999 till 2006 SML has had the shape similar to the V letter, what positively validates research hypothesis.

*Translated by R. Wolski*

*Dr Rafał Wolski*  
Uniwersytet Łódzki  
wolski@uni.lodz.pl



RAFAŁ WOLSKI  
MAGDALENA ZAŁĘCZNA

## **NIERUCHOMOŚCI W PORTFELU INWESTYCYJNYM W WARUNKACH POLSKICH**

### **Wprowadzenie**

Decyzje inwestycyjne dotyczące wyboru kierunku inwestowania podejmowane są zarówno w oparciu o określone założenia teoretyczne jak i intuicję inwestora. Podstawy teoretyczne mają charakter obiektywny, natomiast ten drugi czynnik jest czysto subiektywny, wynika z doświadczenia życiowego, wiedzy i przekonań, a czasami wręcz przesądów. Zderzenie tych podejść kreuje ostateczną decyzję inwestora.

Nieruchomości są jedną z możliwych lokat kapitału, zachęcają długoterminowym przynoszeniem dochodu, pozwalają na zaciąganie zobowiązań zabezpieczanych hipotekami, chronią kapitał przed inflacją. Ze względu na niski poziom korelacji z rynkiem papierów wartościowych są alternatywą wykorzystywaną szczególnie chętnie w okresie spadku koniunktury na giełdzie papierów wartościowych.

W ostatnich latach uwaga inwestorów w wielu krajach objęła rynek mieszkaniowy, który wcześniej uznawano za mało atrakcyjny w porównaniu z rynkiem nieruchomości komercyjnych. Wyrazem tego były m.in. inwestycyjne zakupy nieruchomości mieszkaniowych, dokonywane w znacznej części na skutek oddziaływania paradoksu spekulacyjnego oraz stadnego działania inwestorów.

W krajach starających się „nadgonić” wieloletnie opóźnienia gospodarcze – tzw. catching up countries, do których także należy Polska, obserwuje się szczególnie dynamiczny rozwój rynków nieruchomości. Przyczynia się to do wzmożonego zainteresowania inwestycyjnymi zakupami nieruchomości, w

szczegółności z powodu różnic w cenach tych aktywów między starymi i nowymi państwami UE.

Autorzy zadali sobie pytanie, czy byłoby możliwe określenie optymalnego składu portfela inwestycyjnego złożonego z różnych aktywów w sposób pośredni i bezpośredni związanych z rynkiem nieruchomości, w warunkach polskich. Autorzy są świadomi niedostatku danych dotyczących bezpośrednich inwestycji w nieruchomości, w szczególności widocznym w odniesieniu do nieruchomości komercyjnych dlatego skoncentrowali się na informacjach płynących z rynku mieszkaniowego oraz pośrednich inwestycji rynku nieruchomości.

#### **Nieruchomość w portfelu inwestycyjnym – założenia teoretyczne**

Wskazuje się wiele problemów, które nie pozwalają na jednoznaczną ocenę włączenia nieruchomości do portfela inwestycyjnego<sup>1</sup>. Rynek nieruchomości jest w wysokim stopniu niedoskonały i nieformalny, co warunkuje jego specyfikę w porównaniu z rynkiem papierów wartościowych. Nieruchomości są bardzo zróżnicowane, zarówno pod względem rodzajowym jak i jakościowym, transakcje są stosunkowo rzadkie i zindywidualizowane, podkreśla się także niską płynność nieruchomości. Wpływa to na trudności z oszacowaniem poziomu ryzyka, często podkreśla się w literaturze jego niedoszacowanie.

Na rozwiniętych rynkach nieruchomości dane dotyczące stóp zwrotu uzyskuje się z indeksów opartych na periodycznej wycenie nieruchomości, nie są one jednak pozbawione wad. Podejmowane są próby tworzenia indeksów opartych na cenach transakcyjnych, ale ich rezultaty nie pozwalają jeszcze na powszechne zastosowanie takich indeksów (problemem jest zbyt ograniczona liczba transakcji, przede wszystkim na rynku nieruchomości komercyjnych).

Droga, którą podąża obecnie wielu inwestorów, prowadzi do segmentu pośrednich inwestycji na rynku nieruchomości. Czynniki, które przemawiają za udziałem w portfelu inwestycyjnym takich inwestycji to przede wszystkim ich wysoka płynność oraz podzielność. Powstaje jednak zasadnicze pytanie, czy stopy zwrotu z tego typu inwestycji zachowują się jak stopy zwrotu z akcji, czy

---

<sup>1</sup> W literaturze można znaleźć przykłady negowania realizacji założeń teoretycznych MPT, patrz np. King D.A., Young M.S., *Why diversification doesn't work*, Real Estate Review 1994, Vol. 25(2), ss. 6-12.

jak nieruchomości<sup>2</sup>. Jeśli przyjmie się założenie o wynikach zbliżonych do rynku akcji, stworzenie portfela złożonego z inwestycji związanych w sposób bezpośredni i pośredni z rynkiem nieruchomości pozwoliłoby na jego pożądaną dywersyfikację.

Nie można przy tym zapominać, że widoczne są różnice pomiędzy poszczególnymi rodzajami podmiotów pośredniego rynku nieruchomości, które wpływają na ich wyniki. Zasadniczy podział pozwala na odróżnienie takich, które angażują się w nabycie praw do nieruchomości (przede wszystkim własności) oraz działających na rynku wierzytelności hipotecznych. Nie wyklucza to oczywiście istnienia instrumentów hybrydowych lub bazujących na innych kryteriach podziału.

Większość przeprowadzonych badań wskazuje, że fundusze inwestycyjne nieruchomości obdarzone przywilejami podatkowymi (Real Estate Investment Trust – REIT) wykazują poziomy stopy zwrotu i ryzyka w wysokości zbliżonej do akcji<sup>3</sup> – por. tab.1. Jakkolwiek szczegółowe wyniki inwestycji różnią się między sobą m.in. ze względu na możliwość inwestycji w różne REIT (kryterium typu nieruchomości<sup>4</sup>). Według badań zróżnicowanie poziomu korelacji występujące między REIT i akcjami oraz między REIT i wynikami inwestycji w nieruchomości wynika również z faktu, iż na stopę zwrotu składa się zarówno czynnik dochodowy – związany z rynkiem nieruchomości jak i czynnik cenowy bezpośrednio związany z giełdą papierów wartościowych<sup>5</sup>.

Z wielu badań wynika, iż współczynnik korelacji między REIT i inwestycjami bezpośrednimi w nieruchomości jest niski<sup>6</sup>. Pozwala to na wysnucie wniosku o wzajemnym dopełnianiu się w portfelu inwestycyjnym inwestycji w

<sup>2</sup> Ball M., MacGregor B., Lizieri C., *The Economics of Commercial Property Markets*, Taylor & Francis Books Ltd, London 1998.

<sup>3</sup> Brueggeman, W.B., Fisher, J.D., *Real Estate Finance and Investments*, McGraw-Hill, Irwin, Boston, MA 1997; Han J. and Y. Liang, *The Historical Performance of Real Estate Investment Trusts*, Journal of Real Estate Research 1995, Vol.10 ss.235-262; Mueller G. R., Pauley K., Morrell W., *Should REITs Be Included in a Mixed-Asset Portfolio?*, Real Estate Finance 1994, Vol. 11(2), ss.23-28.

<sup>4</sup> Mueller G. R., Laposa S. P., *The Path of Goods Movement*, Real Estate Finance 1994, Vol. 11(2), ss.42-50.

<sup>5</sup> Barkham, R. and Geltner, D., *Price discovery in American and British property markets*, Real Estate Economics 1995, Vol. 23(1), ss.21-44.

<sup>6</sup> Fisher J., Geltner D., Pollakowski H., *A quarterly transaction-based index of institutional real estate investment performance and movements in supply and demand*. MIT Center for Real Estate, April 2005.

fundusze nieruchomości i lokat bezpośrednich w nieruchomości<sup>7</sup>. Wskazuje się również, iż w długiej perspektywie poziom stóp zwrotu z obydwu rodzajów inwestycji jest zbliżony<sup>8</sup>.

Tabela 1. Korelacja między wybranymi aktywami, Stany Zjednoczone 1985-2005

|                   | akcje  | obligacje | REIT  | NCREIF | NCREIF desmoothed |
|-------------------|--------|-----------|-------|--------|-------------------|
| Akcje             | 1,000  |           |       |        |                   |
| Obligacje         | -0,054 | 1,000     |       |        |                   |
| REIT              | 0,428  | 0,158     | 1,000 |        |                   |
| NCREIF9           | 0,042  | -0,017    | 0,041 | 1,000  |                   |
| NCREIF desmoothed | -0,016 | -0,097    | 0,136 | 0,767  | 1,000             |

Źródło: M. Hoesli, C. Lizieri, *Real estate in the investment portfolio*, Research report, University of Reading 2007, s. 29

Obserwacje rynku kapitałowego w Stanach Zjednoczonych pozwalają na wskazanie pośrednich inwestycji na rynku nieruchomości w USA jako jednego z aktywów o najwyższym poziomie stóp zwrotu – por. tabela 2. Poziom wskaźnika Sharpe’a był również najwyższy dla tych aktywów, a także dla amerykańskich obligacji i akcji spółek o najwyższej kapitalizacji, a najniższy dla akcji nieamerykańskich, inwestycji pośrednich w nieruchomości w Europie i Azji. Te ostatnie charakteryzowały się najwyższym odchyleniem standardowym. Analizując dane można zaobserwować dodatkowo silne zróżnicowanie poziomu korelacji w zależności od regionu geograficznego – por. tabela 3. Wyniki w odniesieniu do akcji spółek amerykańskich o niskiej kapitalizacji są skorelowane z pośrednimi inwestycjami w nieruchomości amerykańskie na poziomie 0,71, a z pośrednimi inwestycjami w nieruchomości w Europie jedynie na poziomie 0,17. Inny poziom korelacji wykazują spółki amerykańskie o wysokiej kapitalizacji – w odniesieniu do inwestycji pośrednich w amerykańskie nieruchomości wynosi on 0,34, a w Europie 0,06. Tłumaczy to duże zainteresowanie i aktywną działalność zmierzającą do dywersyfikacji geograficznej portfeli inwestycyjnych.

<sup>7</sup> Feldman B., *Investment policy for securitized and direct real estate*, Journal of Portfolio Management, Special Issue 2003, ss. 112-121.

<sup>8</sup> Idzorek T., Barad M., Meier S., *Commercial Real Estate: The Role of Global Listed Real Estate Equities in a Strategic Asset Allocation*, Ibbotson Associates, Chicago 2006., s. 11.

<sup>9</sup> NCREIF jest indeksem zbudowanym w oparciu o wyniki inwestycji w nieruchomości komercyjne, tworzony jest na podstawie raportów z wycen i podlega czynnikowi „wygładzenia” (smoothing effect) więc w celu oddania prawidłowych wartości zostaje poddany zabiegowi, który ma usunąć „efekt wygładzania”, szerzej np.: Geltner D., MacGregor B. D., Schwann G. M., *Appraisal smoothing and price discovery in real estate markets*, Urban Studies 2003, 40(5-6), ss. 1047-1064.

Rynek polski znajduje się w obszarze zainteresowania zagranicznych inwestorów poszukujących możliwości podwyższenia efektywności swoich portfeli inwestycyjnych, o czym świadczą dokonywane transakcje.

Tabela 2. Historyczny poziom stóp zwrotu, odchylenia standardowego i wskaźnika Sharpe’a, 1990-2005 (USD)

|                                                 | Arytmetyczna stopa zwrotu | Złożona stopa zwrotu | Odchylenie standardowe | wskaźnik Sharpe’a |
|-------------------------------------------------|---------------------------|----------------------|------------------------|-------------------|
| Pieniądz gotówkowy                              | 4,23                      | 4,22                 | 1,88                   | 0,06              |
| Obligacje USA                                   | 7,50                      | 7,36                 | 5,61                   | 0,60              |
| Obligacje nie-USA                               | 8,13                      | 7,63                 | 10,62                  | 0,38              |
| Akcje spółek USA o wysokiej kapitalizacji       | 11,95                     | 10,54                | 7,89                   | 0,44              |
| Akcje spółek USA o niskiej kapitalizacji        | 12,32                     | 10,67                | 19,72                  | 0,42              |
| Akcje spółek nie-USA                            | 6,82                      | 5,12                 | 19,37                  | 0,14              |
| Pośrednie inwestycje w nieruchomości (globalne) | 11,36                     | 8,95                 | 24,77                  | 0,29              |
| Pośrednie inwestycje w nieruchomości (USA)      | 16,9                      | 15,17                | 20,44                  | 0,63              |
| Pośrednie inwestycje w nieruchomości (Europa)   | 9,53                      | 7,17                 | 23,81                  | 0,23              |
| Pośrednie inwestycje w nieruchomości (Azja)     | 11,58                     | 7,34                 | 32,56                  | 0,23              |

Źródło: Idzorek T., Barad M., Meier S., Commercial Real Estate: The Role of Global Listed Real Estate Equities in a Strategic Asset Allocation, Ibbotson Associates, Chicago 2006., str. 20.

### Nieruchomość w portfelu inwestycyjnym warunkach polskich

W warunkach polskich nie ma możliwości przeprowadzenia badań w wieloletnim zakresie czasowym. Brak jest indeksu rynku nieruchomości, nie ma także oficjalnych i powszechnie dostępnych baz danych dotyczących cen nieruchomości mieszkaniowych, możliwe jest jedynie oparcie się na zestawieniach cen pochodzących z baz danych podmiotów monitorujących rynek.

Ze względu na wielkość i aktywność rynku nieruchomości mieszkaniowych autorzy wybrali go do przeprowadzenia analizy. Ponadto jako inwestycje o charakterze pośrednim wybrano inwestycje w akcje spółek developerskich (spółki, które w ramach swojej podstawowej działalności wskazują aktywność w sektorze nieruchomości<sup>10</sup>) oraz w certyfikaty zamkniętych funduszy nieruchomości.

<sup>10</sup> Sektor nieruchomości obejmuje także rynek budowlany, za: E. Kucharska-Stasiak, *Nieruchomość w gospodarce rynkowej*, PWN, Warszawa 2006, s. 93 i nast.



Tabela. 3. Korelacje między różnymi typami aktywów, 1990-2005

|                                                    | Pieniądz<br>gotów. | Obligacje<br>USA | Obligacje<br>nie-<br>USA | Akcje<br>spółek<br>USA o<br>wysokiej<br>kapitalizacji | Akcje<br>spółek<br>USA o<br>niskiej<br>kapitalizacji | Akcje<br>spółek<br>nie-<br>USA | Pośrednie<br>inwestycje<br>w nier.<br>(globalne) | Pośrednie<br>inwestycje<br>w nier.<br>(USA) | Pośrednie<br>inwestycje<br>w nier.<br>(Europa) | Pośrednie<br>inwestycje<br>w nier.<br>(Azja) |
|----------------------------------------------------|--------------------|------------------|--------------------------|-------------------------------------------------------|------------------------------------------------------|--------------------------------|--------------------------------------------------|---------------------------------------------|------------------------------------------------|----------------------------------------------|
| Pieniądz<br>gotów.                                 | 1,00               | 0,34             | -0,17                    | 0,16                                                  | -0,19                                                | -0,41                          | -0,48                                            | -0,26                                       | -0,62                                          | -0,40                                        |
| Obligacje<br>USA                                   | 0,34               | 1,00             | 0,43                     | 0,17                                                  | 0,14                                                 | -0,26                          | 0,04                                             | 0,20                                        | -0,09                                          | 0,00                                         |
| Obligacje<br>nie-USA                               | -0,17              | 0,43             | 1,00                     | 0,13                                                  | 0,07                                                 | 0,17                           | 0,21                                             | -0,01                                       | 0,33                                           | 0,21                                         |
| Akcje spółek<br>USA o<br>wysokiej<br>kapitalizacji | 0,16               | 0,17             | 0,13                     | 1,00                                                  | 0,76                                                 | 0,64                           | 0,22                                             | 0,34                                        | 0,06                                           | 0,31                                         |
| Akcje spółek<br>USA o<br>niskiej<br>kapitalizacji  | -0,19              | 0,14             | 0,07                     | 0,76                                                  | 1,00                                                 | 0,64                           | 0,48                                             | 0,71                                        | 0,17                                           | 0,53                                         |
| Akcje spółek<br>nie-USA                            | -0,41              | -0,26            | 0,17                     | 0,64                                                  | 0,64                                                 | 1,00                           | 0,66                                             | 0,28                                        | 0,56                                           | 0,76                                         |
| Pośrednie<br>inwestycje w<br>nier.<br>(globalne)   | -0,48              | 0,04             | 0,21                     | 0,22                                                  | 0,48                                                 | 0,66                           | 1,00                                             | 0,56                                        | 0,83                                           | 0,94                                         |
| Pośrednie<br>inwestycje w<br>nier. (USA)           | -0,26              | 0,20             | -0,01                    | 0,34                                                  | 0,71                                                 | 0,28                           | 0,56                                             | 1,00                                        | 0,30                                           | 0,44                                         |
| Pośrednie<br>inwestycje w<br>nier.<br>(Europa)     | -0,62              | -0,09            | 0,33                     | 0,06                                                  | 0,17                                                 | 0,56                           | 0,83                                             | 0,30                                        | 1,00                                           | 0,68                                         |
| Pośrednie<br>inwestycje w<br>nier. (Azja)          | -0,40              | 0,00             | 0,21                     | 0,31                                                  | 0,53                                                 | 0,76                           | 0,94                                             | 0,44                                        | 0,68                                           | 1,00                                         |

Źródło: Idzorek T., Barad M., Meier S., Commercial Real Estate: The Role of Global Listed Real Estate Equities in a Strategic Asset Allocation, Ibbotson Associates, Chicago 2006, s. 21.

Autorzy ograniczyli się do inwestycji w segmencie własnościowym, nie badali segmentu wierzycielskiego, istniejącego w Polsce w postaci listów zastawnych.

Ze względu na specyfikę działalności zamkniętych funduszy nieruchomości oraz to, że te podmioty są stosunkowo nowe na polskim rynku kapitałowym, należy przedstawić je nieco bliżej. W warunkach polskich, w odróżnieniu od regulacji prawnych innych państw, możliwe jest powoływanie jedynie zamkniętych funduszy nieruchomości, stanowi o tym ustawa z 27 maja 2004 r. o funduszach inwestycyjnych<sup>11</sup>. Rozdział 3 ustawy zajmuje się szczegółowo funduszami inwestycyjnymi zamkniętymi, w tym także funduszami nieruchomości.

<sup>11</sup> Dz. U. Nr 146, poz. 1546 z późn. zm.

Określa zasady emisji i wykupu certyfikatów inwestycyjnych, wyceny aktywów funduszu (nie rzadziej niż co 3 miesiące) oraz działania podmiotów kontrolnych.

Porównanie strategii inwestycyjnych funduszy przyjętych do badania (kryterium wyboru oparto na jak najdłuższym okresie funkcjonowania) wskazuje na wysoki poziom zróżnicowania, prezentowane są bowiem trzy odmienne kierunki. Dwa fundusze BPH FIZ Sektora Nieruchomości oraz Arka BZ WBK FIZ Rynku Nieruchomości koncentrują się na wyborze określonych obiektów inwestycji – nieruchomości przynoszących dochód oraz na zarządzaniu nimi w celu podniesienia ich wartości przed sprzedażą związaną z zakończeniem bytu prawnego funduszu. Oba fundusze Skarbca - Skarbiec FIZ Rynku Mieszkaniowego oraz Skarbiec FIZ Rynku Nieruchomości koncentrują się na nabywaniu udziałów w niepublicznych spółkach zaangażowanych w określone segmenty sektora nieruchomości. Natomiast fundusze KBC - KBC FIZ Index Światowych Nieruchomości i KBC FIZ Index Nieruchomości działają w sferze pośrednich inwestycji na rynkach nieruchomości, nabywając tytuły uczestnictwa w wybranych zagranicznych funduszach nieruchomości.

### ***Dane***

Dane wykorzystane w badaniu uzyskano z Giełdy Papierów Wartościowych, Ministerstwa Finansów, banku PKO BP SA oraz z funduszy inwestycyjnych. Na podstawie zgromadzonych informacji wyliczone zostały półroczne stopy zwrotu dla każdego z aktywów. Dane objęły okres od grudnia 2002 roku do grudnia 2006 roku. W przypadku GTC i funduszu Arka, kwartalne stopy zwrotu liczono od czerwca 2004, a dla funduszu Skarbiec od grudnia 2004. Przy danych o cenach mieszkań, litera „w” oznacza ceny na rynku wtórnym, natomiast litera „p” oznacza rynek pierwotny.

### ***Metodologia***

Na wstępie prac badawczych postawiono hipotezę, że inwestycje w spółki deweloperskie notowane na giełdzie, certyfikaty inwestycyjne w zamknięte fundusze nieruchomości i inwestycje bezpośrednie na rynku nieruchomości wzajemnie się dopełniają, zapewniając na tyle dobrą dywersyfikację ryzyka, że będą one z powodzeniem łączone w portfelach o optymalnym połączeniu ryzyka i zysku jak i minimalnym ryzyku.

Stworzenie portfela inwestycyjnego w skład którego wejdą aktywa związane z rynkiem nieruchomości poprzedzono analizą ryzyka, wyznaczając tym samym inwestycje efektywne z punktu widzenia inwestora charakteryzującego się awersją do ryzyka.<sup>12</sup> Oznacza to, że wszystkie inwestycje, dla których przy określonym ryzyku można znaleźć takie, które będą miały większą stopę zwrotu, bądź przy określonej stopie zwrotu będą miały mniejsze ryzyko, zostaną przez inwestora wykluczone z portfela. Do analizy porównawczej wykorzystano mapę ryzyka i zysku wyznaczając tym samym aktywa efektywne. Wśród nich znalazły się inwestycje w fundusz inwestycyjny nieruchomości Skarbiec, spółka o charakterze deweloperskim GTC, oraz bezpośrednio inwestycje na pierwotnym rynku mieszkań w Warszawie i Krakowie, oraz na wtórnym rynku mieszkań we Wrocławiu i Krakowie. Dla wszystkich inwestycji, także tych nieefektywnych, wyliczono poziom ryzyka całkowitego, systematycznego, wskaźnik korelacji, współczynnik beta oraz wskaźnik zmienności. Dodatkowo licząc ryzyko systematyczne sprawdzono jego istotność statystyczną. Jak zakłada teoria równowagi rynkowej ryzyko systematyczne należy liczyć względem portfela rynkowego. Za jego substytut można przyjąć indeks giełdowy będący miarą stosunkowo dobrze odzwierciedlającą portfel rynkowy. Jednak nie jest to wskaźnik doskonały. W jego skład nie wlicza się na przykład bezpośrednich inwestycji w nieruchomości. Istnieje zatem uzasadniona wątpliwość, czy teorie równowagi mogą być na tym rynku stosowane. Uznano, że test istotności może być wskazówką, czy WIG dobrze oddaje skład portfela rynkowego. Jeśli nie, do obliczenia portfela o składzie optymalnym, oraz o minimalnym ryzyku, zastosować będzie można technikę opracowaną przez Markowitza<sup>13</sup>. Liczenie portfeli zgodnie z Single Index Model<sup>14</sup> będzie niemożliwe z racji wykorzystywania w nim współczynnika beta.

Ze względu na charakter inwestycji założono, że krótka sprzedaż jest niemożliwa, zatem przy liczeniu portfeli optymalnego i o minimalnym ryzyku,

<sup>12</sup> Por. Friedman M., Savage L.J., *The Utility Analysis of Choices Involving Risk*, Journal of Political Economy 1948, Vol. 56 (3), ss.279-304; Bodie Z., Kane A., Marcus A.J., *Investments*, Irwin 1996, s. 145.

<sup>13</sup> Markowitz H. M., *Portfolio Selection*, Journal of Finance 1952, 7 (1), ss. 77-91; Markowitz H., *Portfolio Selection – Efficient Diversification of Investments*, John Wiley & Sons, New York 1959.

<sup>14</sup> Sharpe W.F., *A Simplified Model For Portfolio Analysis*, Management Science 1963, Vol. 9(2), ss. 277-293.

przyjęto, że udziały poszczególnych inwestycji nie mogą być mniejsze od zera. Jedynie w przypadku GTC dopuszczono krótką sprzedaż, dlatego też dodatkowo wyliczono skład portfeli z dozwoloną i niedozwoloną krótką sprzedażą tej spółki.

Na końcowym etapie badań obliczono miary efektywności portfeli. Efektywność można zmierzyć na kilka sposobów, wśród nich za bardziej rozpowszechnione uznano dwie<sup>15</sup>: wskaźnik Treynora<sup>16</sup> i opublikowany nieco później wskaźnik Sharpe'a<sup>17</sup>. Ze względu na istotność współczynników beta, oraz wykorzystanie tych współczynników we wskaźniku Treynora, w badaniu zastosowano tylko wskaźnik Sharpe'a.

### **Wyniki badań**

Analiza statystyczna kolejnych inwestycji potwierdziła powszechne przekonanie o relatywnie, wobec inwestycji bezpośrednich, wysokim ryzyku związanym z inwestycjami w spółki giełdowe, a także o stosunkowo niskim ryzyku związanym z inwestycjami bezpośrednimi w nieruchomości, a także w fundusze inwestycyjne związane z rynkiem nieruchomości. Ryzyko całkowite, mierzone odchyleniem standardowym wahało się od 69% dla spółki Polnord, do 5% dla funduszu inwestycyjnego zamkniętego Skarbiec. Podobna tendencja, jak dla ryzyka, odnotowana została w trakcie analizy współczynnika korelacji kolejnych inwestycji z indeksem giełdowym WIG. Analiza ryzyka systematycznego mierzonego współczynnikiem beta wykazała brak istotności statystycznej niemal we wszystkich przypadkach inwestycji bezpośrednich i w przypadku funduszy inwestycyjnych. Jedynie dla inwestycji na rynku wtórnym w Warszawie i Poznaniu beta była istotna statystycznie. Uwagę zwraca brak istotności statystycznej bety dla spółki Gant. Za poziom istotności przyjęto 0,05. Wyniki badania przedstawiono w tabeli 4, w nawiasach podano wartości statystyki t.

<sup>15</sup> Jobson J.D., Korkie B.M., *Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures*, Journal of Finance 1981, Vol. 36(4), ss. 889-908; Flaherty S., Li J., *Composite Performance Measures*, Chinese Economy 2004, Vol. 37(3), ss. 39-66; Pilotte E.A., Sterbenz F.P., *Sharpe and Treynor Ratios on Treasury Bonds*, Journal of Business 2006, Vol. 79, ss. 149-180.

<sup>16</sup> Treynor J.L., *How to Rate Management Investment Funds*, Harvard Business Review 1966, Vol. 43, ss. 63-75.

<sup>17</sup> Sharpe W.F., *Mutual Fund Performance*, Journal of Business 1966, Vol. 39, ss. 110-138; Sharpe W.F., *The Sharpe Ratio*, Journal of Portfolio Management 1994, Vol. 21, ss. 49-58; Israelsen C.L., *A refinement to the Sharpe ratio and information ratio*, Journal of Asset Management 2005, Vol. 5(6), ss. 423-427; Scholz H., *Refinements to the Sharpe ratio: Comparing alternatives for bear markets*, Journal of Asset Management 2007, Vol. 7, ss. 347-357.

Brak istotności statystycznej dla współczynników beta niesie konsekwencje dla wyboru zastosowanej metody liczenia portfela optymalnego. Wyniki uzyskane na rynku pośrednim zdają się potwierdzać dość powszechne mniemanie, że modele równowagi rynkowej, oparte na analizie ryzyka systematycznego, nie mogą być zastosowane na rynku nieruchomości.

Tabela 4. Wyniki analizy kolejnych aktywów notowanych na giełdzie i rynku bezpośrednim, a także funduszy inwestycyjnych.

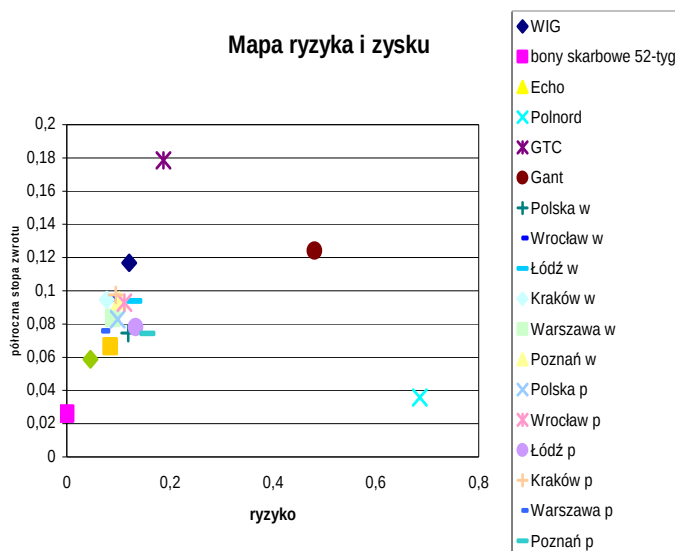
|                                                                      | średnia<br>półrocz-<br>na stopa<br>zwrotu | wariancja | odchylenie<br>standardo-<br>we | beta          | współ-<br>czynnik<br>korelacji z<br>WIG | wskaź-<br>nik<br>zmien-<br>ności |
|----------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------|-----------|--------------------------------|---------------|-----------------------------------------|----------------------------------|
| Echo                                                                 | 0,17                                      | 0,06      | 0,24                           | 1,75* (5,07)  | 0,87                                    | 1,47                             |
| Polnord                                                              | 0,04                                      | 0,47      | 0,69                           | 4,56* (3,88)  | 0,81                                    | 19,15                            |
| GTC                                                                  | 0,18                                      | 0,04      | 0,19                           | 1,10* (2,79)  | 0,78                                    | 1,05                             |
| Gant                                                                 | 0,12                                      | 0,23      | 0,48                           | 2,37 (2,11)   | 0,60                                    | 3,88                             |
| Polska w                                                             | 0,07                                      | 0,01      | 0,12                           | 0,59 (2,14)   | 0,60                                    | 1,60                             |
| Wrocław w                                                            | 0,10                                      | 0,01      | 0,08                           | 0,28 (1,28)   | 0,41                                    | 0,88                             |
| Łódź w                                                               | 0,09                                      | 0,02      | 0,13                           | 0,51 (1,51)   | 0,47                                    | 1,40                             |
| Kraków w                                                             | 0,09                                      | 0,01      | 0,08                           | 0,37 (2,03)   | 0,58                                    | 0,82                             |
| Warszawa w                                                           | 0,08                                      | 0,01      | 0,09                           | 0,61* (4,15)  | 0,83                                    | 1,07                             |
| Poznań w                                                             | 0,09                                      | 0,01      | 0,10                           | 0,55* (2,48)  | 0,66                                    | 1,09                             |
| Polska p                                                             | 0,08                                      | 0,01      | 0,10                           | 0,15 (0,55)   | 0,19                                    | 1,19                             |
| Wrocław p                                                            | 0,09                                      | 0,01      | 0,11                           | 0,34 (1,14)   | 0,37                                    | 1,20                             |
| Łódź p                                                               | 0,08                                      | 0,02      | 0,13                           | 0,52 (1,52)   | 0,47                                    | 1,72                             |
| Kraków p                                                             | 0,10                                      | 0,01      | 0,09                           | 0,40 (1,68)   | 0,51                                    | 0,97                             |
| Warszawa p                                                           | 0,08                                      | 0,00      | 0,07                           | 0,21 (1,14)   | 0,37                                    | 0,91                             |
| Poznań p                                                             | 0,07                                      | 0,02      | 0,16                           | 0,20 (0,43)   | 0,15                                    | 2,11                             |
| Skarbiec Fundusz Inwe-<br>stycyjny Zamknięty Rynku<br>Nieruchomości  | 0,06                                      | 0,00      | 0,05                           | 0,08 (0,55)   | 0,26                                    | 0,78                             |
| Arka BZ WBK Fundusz<br>Inwestycyjny Zamknięty<br>Rynku Nieruchomości | 0,07                                      | 0,01      | 0,08                           | -0,33 (-1,37) | -0,52                                   | 1,27                             |
| WIG                                                                  | 0,12                                      | 0,01      | 0,12                           | 1,00          | 1,00                                    | 1,04                             |
| bony skarbowe 52-tyg                                                 | 0,03                                      |           |                                |               |                                         |                                  |

\* oznaczono wartości istotne statystycznie przy poziomie ufności 0,95.

Źródło: opracowanie własne.

Wyboru inwestycji do portfela dokonano na podstawie analizy ich efektywności. Przyjęto, że tylko inwestycje efektywne, najkorzystniej łączące w sobie ryzyko i zysk, zostaną wprowadzone do portfela. Aby określić, które z nich spełniają zadane kryteria, sporządzono mapę ryzyka i zysku przedstawioną na rys. 1.

Na rys. 2 przedstawiono wyłącznie efektywne inwestycje. Wśród nich znalazł się fundusz inwestycyjny zamknięty Skarbiec, inwestycja na rynku nieruchomości pierwotnym w Warszawie i Wrocławiu, na rynku nieruchomości wtórnym w Krakowie i Wrocławiu, a także spółka giełdowa GTC.



Rys. 1. Mapa ryzyka i zysku dla wszystkich analizowanych inwestycji.

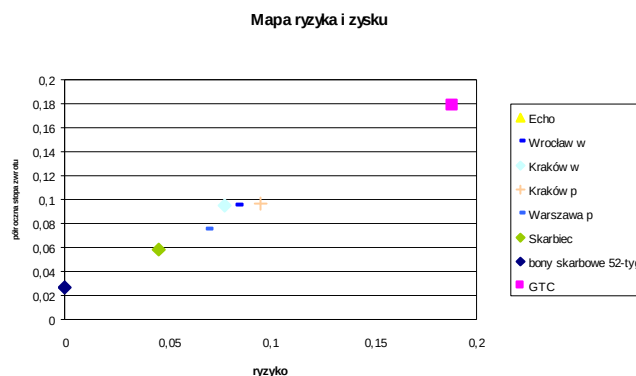
Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 5 przedstawiono wyniki obliczeń składu portfela optymalnego oraz portfela o minimalnym ryzyku dla wcześniej wytypowanych inwestycji.

W wyniku optymalizacji portfela doprowadzono do całkowitego wyeliminowania pozycji długiej dla inwestycji w giełdową spółkę deweloperską. Wcześniej inne inwestycje w spółki deweloperskie zostały wykluczone przez analizę efektywności. Zarówno w portfelu optymalnym jak i portfelu minimalnym znajduje się inwestycja na wtórnym rynku mieszkań w Krakowie jak i inwestycja w fundusz Skarbiec. Obliczeń składu portfela dokonano przy założeniu, że krótka sprzedaż jest niedozwolona. Jedynym elementem aktywów, które mo-

głoby być sprzedane na krótko, jest spółka GTC. Wprowadzenie takiej możliwości do portfela optymalnego nie zmieniło żadnego z jego parametrów, z wyjątkiem nieznacznej zmiany jego składu. Portfel o minimalnym ryzyku uległ bardziej zauważalnej zmianie.

Analizując wskaźnik Sharpe'a można zauważyć, że we wszystkich przypadkach portfele były efektywne, jednak portfel optymalny okazał się najkorzystniejszym dla inwestora.



Rys. 2. Inwestycje efektywne.

Źródło: opracowanie własne.

Taki wynik analizy może sugerować, że inwestycje giełdowe, choć rozwiązują wiele problemów spotykanych przy inwestycjach bezpośrednich, nie mogą być traktowane jako równorzędna alternatywa. W wyniku przeprowadzonego badania wykazano również, że stworzenie portfela optymalnego jest możliwe i prowadzi, na co wskazuje wskaźnik Sharpe'a, do skonstruowania inwestycji bardziej efektywnej niż cały rynek. Badania portfela o minimalnym ryzyku wskazują z kolei, że pośrednie inwestycje giełdowe w nieruchomości mogą być zastosowane w ramach strategii headgingu.

## Wnioski

W przeprowadzonej analizie portfelowej długie pozycje na inwestycjach pośrednich w spółki giełdowe są eliminowane z portfela inwestora. W skład portfela optymalnego wchodzi fundusz nieruchomości i inwestycja na rynku wtórnym w mieszkania w Krakowie.

Tabela 5. Portfel optymalny i portfel o minimalnym ryzyku na pośrednim i bezpośrednim rynku nieruchomości.

|                                     | portfel optymalny | portfel optymalny, dozwolona krótka sprzedaż GTC | portfel o minimalnym ryzyku | portfel o minimalnym ryzyku, dozwolona krótka sprzedaż GTC |
|-------------------------------------|-------------------|--------------------------------------------------|-----------------------------|------------------------------------------------------------|
| inwestycje i ich udziały w portfelu |                   |                                                  |                             |                                                            |
| Skarbiec                            | 0,55              | 0,55                                             | 0,79                        | 0,60                                                       |
| Warszawa p                          | 0,00              | 0,00                                             | 0,00                        | 0,06                                                       |
| Kraków w                            | 0,45              | 0,46                                             | 0,21                        | 0,57                                                       |
| Wrocław w                           | 0,00              | 0,00                                             | 0,00                        | 0,00                                                       |
| Kraków p                            | 0,00              | 0,00                                             | 0,00                        | 0,00                                                       |
| GTC                                 | 0,00              | -0,01                                            | 0,00                        | -0,23                                                      |
| charakterystyka portfeli            |                   |                                                  |                             |                                                            |
| wariancja portfela                  | 0,00              | 0,00                                             | 0,00                        | 0,00                                                       |
| odchylenie standardowe              | 0,05              | 0,05                                             | 0,04                        | 0,03                                                       |
| roczna stopa zwrotu                 | 0,15              | 0,15                                             | 0,13                        | 0,05                                                       |
| wskaźnik Sharpe'a                   | 1,04              | 1,04                                             | 0,94                        | 0,77                                                       |
| rynkowy wskaźnik Sharpe'a           | 0,75              | 0,75                                             | 0,75                        | 0,75                                                       |

Źródło: opracowanie własne.

Jednak podkreślić należy, że taką rolę najprawdopodobniej może spełniać spółka o dowolnym profilu działalności, nie necessarily spółka deweloperska. Także i w tym wypadku nie udało się potwierdzić hipotezy o wzajemnym uzupełnianiu się inwestycji pośrednich w giełdowe spółki deweloperskie, certyfikaty inwestycyjne w zamkniętych funduszach nieruchomości i inwestycji bezpośrednich na rynku nieruchomości. Tym samym hipoteza badawcza została zwerfikowana negatywnie.

### Literatura

1. Ball M., MacGregor B., Lizieri C., *The Economics of Commercial Property Markets*, Taylor & Francis Books Ltd, London 1998.
2. Barkham, R. and Geltner, D., *Price discovery in American and British property markets*, Real Estate Economics 1995, Vol. 23(1), ss.21-44.
3. Bodie Z., Kane A., Marcus A.J., *Investments*, Irwin 1996.
4. Brueggeman, W.B., Fisher, J.D., *Real Estate Finance and Investments*, McGraw-Hill, Irwin, Boston, MA 1997.



5. Feldman B., *Investment policy for securitized and direct real estate*, Journal of Portfolio Management, Special Issue 2003, ss. 112-121.
6. Fisher J., Geltner D., Pollakowski H., *A quarterly transaction-based index of institutional real estate investment performance and movements in supply and demand*. MIT Center for Real Estate, April 2005.
7. Flaherty S., Li J., *Composite Performance Measures*, Chinese Economy 2004, Vol. 37(3), ss. 39-66.
8. Friedman M., Savage L.J., *The Utility Analysis of Choices Involving Risk*, Journal of Political Economy 1948, Vol. 56 (3), ss.279-304.
9. Geltner D., MacGregor B. D., Schwann G. M., *Appraisal smoothing and price discovery in real estate markets*, Urban Studies 2003, 40(5-6), ss. 1047-1064.
10. Han J. and Y. Liang, *The Historical Performance of Real Estate Investment Trusts*, Journal of Real Estate Research 1995, Vol.10 ss.235-262.
11. Hoesli M., Lizieri C., *Real estate in the investment portfolio*, Research report, University of Reading 2007.
12. Idzorek T., Barad M., Meier S., *Commercial Real Estate: The Role of Global Listed Real Estate Equities in a Strategic Asset Allocation*, Ibbotson Associates, Chicago 2006.
13. Israelsen C.L., *A refinement to the Sharpe ratio and information ratio*, Journal of Asset Management 2005, Vol. 5(6), ss. 423-427.
14. Jobson J.D., Korkie B.M., *Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures*, Journal of Finance 1981, Vol. 36(4), ss. 889-908.
15. King D.A. Young M.S. *Why diversification doesn't work*, Real Estate Review 1994, Vol. 25(2), ss. 6-12.
16. Kucharska-Stasiak E., *Nieruchomość w gospodarce rynkowej*, PWN, Warszawa 2006.
17. Markowitz H. M., *Portfolio Selection*, Journal of Finance 1952, 7 (1), ss. 77-91;
18. Markowitz H., *Portfolio Selection – Efficient Diversification of Investments*, John Wiley & Sons, New York 1959.
19. Mueller G. R., Laposa S. P., *The Path of Goods Movement*, Real Estate Finance 1994, Vol. 11(2), ss.42-50.
20. Mueller G. R., Pauley K., Morrell W., *Should REITs Be Included in a Mixed-Asset Portfolio?*, Real Estate Finance 1994, Vol. 11(2), ss.23-28.
21. Pilotte E.A., Sterbenz F.P., *Sharpe and Treynor Ratios on Treasury Bonds*, Journal of Business 2006, Vol. 79, ss. 149-180.

22. Scholz H., *Refinements to the Sharpe ratio: Comparing alternatives for bear markets*, Journal of Asset Management 2007, Vol. 7, ss. 347-357.
23. Sharpe W.F., *A Simplified Model For Portfolio Analysis*, Management Science 1963, Vol. 9(2), ss. 277-293.
24. Sharpe W.F., *Mutual Fund Performance*, Journal of Business 1966, Vol. 39, ss. 110-138.
25. Sharpe W.F., *The Sharpe Ratio*. Journal of Portfolio Management 1994, Vol. 21, ss. 49-58.
26. Treynor J.L., *How to Rate Management Investment Funds*, Harvard Business Review 1966, Vol.43, ss. 63-75.

### STRESZCZENIE

Badania rynku nieruchomości prowadzone w Stanach Zjednoczonych oraz Europie Zachodniej wskazują niską korelację inwestycji bezpośrednich na rynku nieruchomości z rynkiem akcji. Jednakże wady inwestycji bezpośrednich w nieruchomości zniechęcają część inwestorów i przenoszą ich zainteresowanie na pośrednie inwestycje na rynku nieruchomości. Czynniki, które przemawiają za udziałem w portfelu inwestycyjnym takich inwestycji to przede wszystkim ich wysoka płynność oraz podzielność. Powstaje jednak zasadnicze pytanie, czy stopy zwrotu z tego typu inwestycji zachowują się jak stopy zwrotu z akcji, czy jak nieruchomości.

Niska, bądź zerowa korelacja może zostać wykorzystana przez inwestorów do budowania silnie zdywersyfikowanych portfeli inwestycyjnych. Autorzy artykułu podjęli próbę utworzenia portfela zawierającego inwestycje pośrednie i bezpośrednie na rynku nieruchomości. W drodze optymalizacji portfela, a także minimalizacji jego ryzyka, inwestycje w akcje były całkowicie eliminowane, bądź ich udziały przybierały wartości ujemne.

### REAL ESTATE IN PORTFOLIO INVESTMENT. CASE OF POLISH MARKET

#### SUMMARY

The research of the real estate market in the United States and Western Europe shows low correlation of private investments in real estate with the stock market. Some drawbacks of private real estate investment shift the interest of investors into public real

estate market. But there is a question about the correlation between public and private real estate markets' investment and stocks.

Low, or zero correlation can be used by investors for building strongly diversified investments portfolios. Authors of the article made an attempt of creating the investments portfolios containing public and private investments on the real estate market. By the portfolio optimization, as well as the minimization its risks, investments in shares were entirely eliminated, or they were on a short position.

*Translated by R. Wolski*

*Dr Rafał Wolski*  
Uniwersytet Łódzki  
rwolski@uni.lodz.pl

*Dr Magdalena Załączna*  
Uniwersytet Łódzki  
mzaleczna@uni.lodz.pl



MIROSŁAW WÓJCIAK  
DANIEL SZEWIECZEK  
LEOKADIA KIEDOS

## **PROGNOZY WARTOŚCI AKTYWÓW TFI I DEPOZYTÓW BANKOWYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH**

### **WPROWADZENIE**

Stały rozwój instrumentów rynku kapitałowego w Polsce oraz trwająca od wiosny 2002 do lata 2007 roku hossa na Giełdzie Papierów Wartościowych spowodowała, że gospodarstwa domowe stały się w znaczący sposób aktywnymi uczestnikami rozwoju rynku inwestycji bezpośrednich w akcje. Wspomniane czynniki doprowadziły do rozwoju rynku funduszy inwestycyjnych. Nastąpiło szczególnego rodzaju przekierowanie strumieni oszczędnościowych gospodarstw domowych z tradycyjnych lokat bankowych do instrumentów zapewniających zarówno wyższą płynność deponowanych środków, jak i dających możliwość osiągania znacznie wyższych stóp zwrotu w porównaniu z tradycyjnym lokowaniem nadwyżek w bankowych formach gromadzenia oszczędności.

Dodatkowym czynnikiem wywołującym wzrastające zainteresowanie innymi niż bankowe formami pomnażania oszczędności były występujące we wskazanym okresie obniżki rynkowych stóp procentowych skutkujące obniżającym się oprocentowaniem lokat bankowych.

Celem artykułu jest budowa prognoz wartości aktywów TFI oraz depozytów bankowych gospodarstw domowych. Dodatkowo sprawdzono, czy gwałtowny wzrost środków w TFI zmniejsza istotnie wysokość depozytów w bankach, jak klienci reagują na zmiany wartości wskaźników giełdowych oraz czy środki wycofywane z TFI wracają na lokaty bankowe.

**IDENTYFIKACJA MECHANIZMÓW WYSTĘPUJĄCYCH NA RYNKU  
DEPOZYTÓW I INWESTYCJI FINANSOWYCH GOSPODARSTW  
DOMOWYCH W LATACH 2003-2008**

Zachowania gospodarstw domowych w zakresie gromadzenia i alokowania oszczędności podlegają ewolucji wynikającej z wysokości dochodów rozporządzalnych określających możliwości do oszczędzania. Na działania depozytowe gospodarstw wpływają również forma, zakres instrumentów udostępnianych przez instytucje rynku finansowego i ogólna koniunktura na rynkach finansowych.

Naturalnym, pierwszym etapem zmian w zachowaniach depozytowych jest rozpoczęcie gromadzenia środków na rachunku oszczędnościowo-rozliczeniowym dającym największą swobodę w dysponowaniu zgromadzonym nadwyżkami, ale jednocześnie pozwalającym na osiągnięcie relatywnie najniższego poziomu stóp zwrotu ze środków powierzonych bankom. Kolejnym etapem cyklu rozwoju świadomości i wiedzy gospodarstw domowych w zakresie lokowania posiadanych nadwyżek są bankowe lokaty terminowe. Jednak podstawową niedogodnością tej formy gromadzenia i pomnażania oszczędności jest konieczność czasowego zamrożenia posiadanych zasobów pieniężnych, co wywołuje potencjalną stratę związaną z przedterminową likwidacją lokaty. Wspomniana wada nie występuje w przypadku deponowania nadwyżek gospodarstw domowych na oferowanych w szerokim zakresie kontach oszczędnościowych. Podstawową, wskazaną już uprzednio zaletą kont oszczędnościowych jest łatwość wypłaty zdeponowanych środków bez utraty odsetek przy jedynie nieznacznie niższym oprocentowaniu środków w porównaniu z lokatami terminowymi. Popularyzacja kont oszczędnościowych pozytywnie wpłynęła również na rozwój rynku funduszy inwestycyjnych, gdyż zaoferowany został w takich okolicznościach produkt bankowy potwierdzający, że oszczędzanie nie musi wiązać się z utratą płynności w dysponowaniu zgromadzonymi środkami. Konta oszczędnościowe stały się swoistym „przedsionkiem” przenoszenia oszczędności gospodarstw domowych do bardziej zaawansowanych instrumentów oszczędnościowo-inwestycyjnych.

Następnym, bardzo ważnym etapem rozwoju umiejętności zarządzania przez gospodarstwo domowe posiadanymi nadwyżkami jest odejście od tradycyjnego oszczędzania i rozpoczęcie inwestowania. Instrumentem pozwalającym gospodarstwu domowemu na płynne przejście pomiędzy tymi formami są fi-

nansowe produkty pośrednie, łączące cechy lokaty z inwestowaniem, do grupy takich produktów zalicza się przede wszystkim powiązanie lokaty z funduszem inwestycyjnym.

Kolejnym, bardziej zaawansowanym instrumentem inwestowania na rynku kapitałowym są fundusze inwestycyjne. Ze względu na łatwość dostępu dla gospodarstw domowych szeroką popularność na rynku polskim zdobyły fundusze otwarte, jednocześnie zauważyć można również szybki rozwój funduszy inwestycyjnych zamkniętych. Inwestowanie przez gospodarstwa domowe poprzez zakup jednostek uczestnictwa funduszy ma szereg zalet dla inwestujących podmiotów. Szczególnie istotnymi cechami są tu możliwość dywersyfikacji dokonywanych inwestycji ze względu na ryzyko, a także, co istotne z punktu widzenia gospodarstwa domowego, łatwość porównania oferty rynkowej różnych towarzystw funduszy inwestycyjnych.

Inwestowanie na rynku kapitałowym poprzez nabywanie jednostek uczestnictwa funduszy inwestycyjnych charakteryzuje się określonym następstwem decyzji gospodarstw domowych dotyczących nabycia jednostek funduszy o różnym poziomie ryzyka. Funduszami pierwszego wyboru są najczęściej fundusze bezpieczne, w szczególności fundusze rynku pieniężnego oraz obligacji. Należy jednak zwrócić uwagę, że trwająca dobra koniunktura na rynku kapitałowym powoduje, że gospodarstwa domowe decydują się na inwestycje w fundusze o wyższym poziomie ryzyka, ukazuje się tu istotna rola pośredników finansowych i samych banków oraz towarzystw funduszy inwestycyjnych, które nakłaniają klientów do inwestycji o wyższym poziomie ryzyka, lecz znacznie wyższej oczekiwanej stopie zwrotu. Zauważyć można, że rynek ten charakteryzuje pewna nieświadomość decyzyjna gospodarstw domowych objawiająca się tym, że decyzje o zakupie jednostek uczestnictwa w funduszach akcji powiązane są najczęściej z bieżącą, krótkoterminową sytuacją na rynku, bez szczegółowej analizy rynków zewnętrznych i sytuacji ogólnorynkowej, co powoduje, że decyzje te podejmowane są w momentach znacznego przewartościowania instrumentów finansowych w stosunku do wartości księgowej, czy też innych racjonalnych miar wartości spółek, których akcje tworzą portfele inwestycyjne funduszy inwestycyjnych. Ostatecznym efektem wspomnianej sytuacji jest kumulacja oczekiwań, co do dalszego wzrostu wartości dokonanych inwestycji prowadząca do pobudzenia popytu na rynku kapitałowym i ostatecznie kolej-

nych wzrostów wartości instrumentów finansowych, a w efekcie kolejnego ich przewartościowania w stosunku do realnej wyceny wartości spółek.

Nagłe spadki ceny rynkowej instrumentów na rynku kapitałowym skutkujące spadkiem wartości jednostek uczestnictwa w funduszach inwestycyjnych powodują z kolei kumulatywną reakcję polegającą na wycofywaniu środków powierzonych z funduszy inwestycyjnych, co odbywa się najczęściej w warunkach wysokiej podaży na rynku kapitałowym inicjowanej sytuacją na rynkach zewnętrznych, co łącznie wywołuje znaczne spadki wartości uprzednio dokonanych inwestycji.

Wskazane uprzednio zdarzenia i ich efekty wywołują skutki w postaci ograniczenia zaufania gospodarstw domowych zarówno do inwestycji bezpośrednich w akcje, jak i do alokowania posiadanych oszczędności do funduszy inwestycyjnych. Kolejnym etapem decyzji inwestycyjnych gospodarstw domowych w warunkach pogorszonej koniunktury na rynku kapitałowym jest umarzanie jednostek funduszy inwestycyjnych i wycofywanie środków do tradycyjnych lokat bankowych lub też dokonywanie wpłat na konta oszczędnościowe.

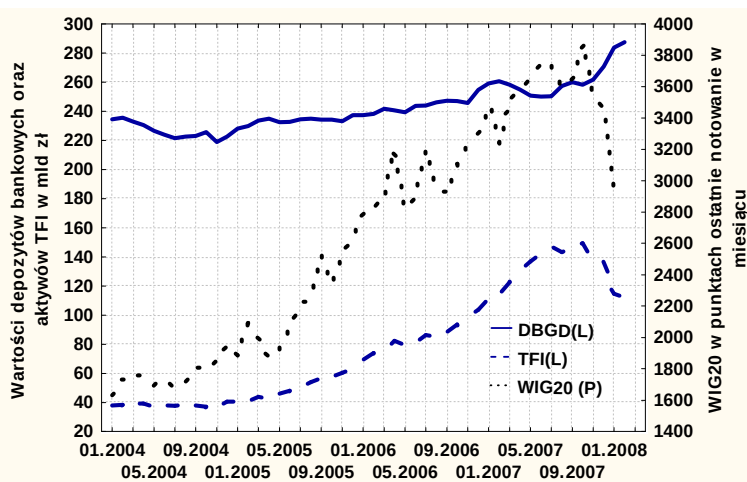
Jednocześnie nie oznacza to całkowitego zatrzymania dopływu środków pochodzących z oszczędności gospodarstw domowych na rynek kapitałowy. Wynika to z faktu, iż w okresach pogorszonej koniunktury na rynku kapitałowym rozwijają się alternatywne formy inwestowania przez gospodarstwa domowe, zapewniające gwarancję utrzymania nominalnej wartości kapitału i dające możliwość osiągnięcia dodatkowych zysków z lokowania powierzonych środków. Instrumentami takimi są lokaty strukturyzowane, w których znaczna część powierzonego kapitału inwestowana jest w obligacje skarbowe lub inne instrumenty finansowe o wysokim poziomie bezpieczeństwa, natomiast zazwyczaj niewielka część kapitału przeznaczona jest na zakup instrumentu pochodnego, którego pozytywna realizacja pozwala osiągać zyski z dokonanych inwestycji na poziomie przewyższającym oprocentowanie lokat bankowych. Instrumenty takie dają gospodarstwom domowym możliwość uczestnictwa we wzrostach wartości instrumentów na rynku kapitałowym, zapewniając jednocześnie ochronę przed utratą zainwestowanego kapitału.

Zakończenie okresu pogorszenia koniunktury na rynku kapitałowym charakteryzuje się ponownie powrotem gospodarstw domowych do przenoszenia oszczędności z tradycyjnych form lokowania nadwyżek do inwestycji bezpośrednich na rynku kapitałowym oraz do funduszy inwestycyjnych, jednak skala

tego mechanizmu zdeterminowana jest już nie tylko oczekiwaniami do stóp zwrotu, ale również przewidywaniem mogących powstać w przyszłości okresów dekonunktury rynku. Jednak należy stwierdzić, że niezmienną pozostaje tendencja transferu oszczędności gospodarstw domowych z depozytów bankowych do form inwestowania zapewniających wyższe stopy zwrotu.

#### **Wartość aktywów TFI i depozytów bankowych gospodarstw domowych w latach 2004-2007**

Do analizy użyto danych pochodzących z materiałów wewnętrznych banku oraz ze stron Narodowego Banku Polskiego obejmujących lata 2004-2007. W pierwszej kolejności wartości zostały przeliczone na ceny stałe z marca 2008 roku.



Rys. 1. Wartość aktywów TFI i depozytów bankowych gospodarstw domowych w latach 2004-2007 wyrażonych w cenach stałych z lutego 2008 r.

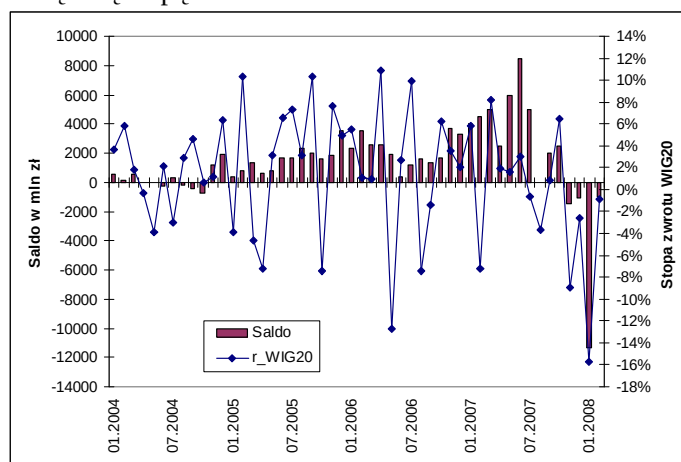
Źródło: opracowanie własne.

Trwająca w badanym okresie (do października 2007 r.) hossa na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie zwiększyła zainteresowanie jednostkami uczestnictwa Towarzystw Funduszy Inwestycyjnych (TFI). Najwyższa wartość aktywów TFI została zanotowana w listopadzie 2007 roku i wyniosła 149,4 mld zł. Stanowiło to prawie czterokrotny wzrost wartości aktywów na przestrzeni trzech lat. Wzrost ten był spowodowany zarówno wzrostem cen posiadanych akcji, jak też dodatnim saldem zakupu i umorzeń jednostek uczestnictwa TFI. W badanym okresie wartość depozytów bankowych gospodarstw



domowych rosła w średnim tempie 0,4% na miesiąc. Dopiero po gwałtownym spadku indeksu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (spadek WIG20 o 8,5%) wartość depozytów wzrosła o 1,4%, a w kolejnych miesiącach o 3,4 %, 4,8% i 1,3%. W tym samym czasie wartość aktywów TFI gwałtownie się zmniejszyła (spadek wartości aktywów TFI w listopadzie wyniósł 7,5%, w grudniu 1,3%, a w styczniu aż 17,7%).

Na rys. 2 przedstawiono saldo zakupu i umorzeń jednostek uczestnictwa TFI oraz miesięczną stopę zwrotu z indeksu WIG20 w latach 2004-2007.



Rys. 2. Saldo zakupu i umorzeń jednostek uczestnictwa TFI i miesięczna stopa zwrotu z indeksu WIG20 w latach 2004-2007.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z [www.analizy.pl](http://www.analizy.pl).

Począwszy od grudnia 2004 roku do października 2007 saldo zakupu i umorzeń jednostek uczestnictwa było dodatnie. Dobra, stosunkowo stabilna sytuacja na giełdzie zachęcała klientów do inwestowania środków w fundusze inwestycyjnych, przynoszących w owym czasie średnio wyższe stopy zwrotu niż depozyty bankowe. Warto zwrócić uwagę, że w 2005 i 2006 dodatkowe saldo stanowiło od 1% do 3% wartości aktywów TFI a w pierwszej połowie 2007 roku stanowiły już 4-5%. Po pierwszej korekcie w sierpniu 2007 roku (spadek WIG20 o 3,6%) zakupy nowych jednostek pokryły tylko umorzenia. Po drugiej korekcie w listopadzie saldo zakupu i umorzeń jest ujemne. W listopadzie i grudniu stanowiło ok. 1% wartości aktywów, a w styczniu 2008 roku aż 10%.

W celu sprawdzenia, jak klienci reagują na zmiany wartości wskaźników giełdowych oraz czy środki wycofywane z TFI wracają na lokaty bankowe policzono współczynniki korelacji wzajemnych: między saldem zakupu i umorzeń jednostek uczestnictwa TFI (jako udział w wartości aktywów TFI) oraz miesięczną logarytmiczną stopą zwrotu z indeksu WIG20; między względnym przyrostem depozytów bankowych a miesięczną logarytmiczną stopą zwrotu z indeksu WIG20 oraz pomiędzy saldem zakupu i umorzeń jednostek uczestnictwa TFI a względnym przyrostem depozytów bankowych. Ze względu na to, że w listopadzie 2007 roku nastąpiła zmiana - gwałtowne załamanie na rynku kapitałowym - postanowiono obliczyć współczynniki korelacji wzajemnych dla całego analizowanego okresu, jak i dla próby ograniczonej do października 2007 r.

$$r_{\tau} = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} \sum_{t+\tau=1}^n (X_t - \bar{X})(Y_{t+\tau} - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})^2 \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2}} \quad (1)$$

Tabela 1. Wartości współczynników autokorelacji wzajemnej pomiędzy stopą zwrotu z WIG20, saldem zakupu i umorzeń jednostek uczestnictwa TFI oraz przyrostem depozytów bankowych.

| $\tau$ | rWIG20 <sub>t</sub> i Saldo <sub>t+τ</sub> |              | rWIG20 <sub>t</sub> i PDBGD <sub>t+τ</sub> |            | PDBGD <sub>t</sub> i Saldo <sub>t+τ</sub> |              |
|--------|--------------------------------------------|--------------|--------------------------------------------|------------|-------------------------------------------|--------------|
|        | Cała próba                                 | Do 10.2007   | Cała próba                                 | Do 10.2007 | Cała próba                                | Do 10.2007   |
| -5     | 0,112                                      | 0,009        | -0,048                                     | 0,043      | 0,038                                     | <b>0,425</b> |
| -4     | 0,028                                      | -0,016       | -0,109                                     | -0,108     | 0,004                                     | 0,174        |
| -3     | 0,082                                      | 0,143        | 0,003                                      | -0,029     | 0,047                                     | 0,124        |
| -2     | 0,218                                      | 0,067        | -0,002                                     | 0,152      | -0,076                                    | 0,100        |
| -1     | <b>0,303</b>                               | <b>0,250</b> | -0,158                                     | 0,030      | <b>-0,306</b>                             | -0,023       |
| 0      | <b>0,456</b>                               | 0,178        | <b>-0,331</b>                              | -0,074     | <b>-0,439</b>                             | -0,040       |
| 1      | 0,127                                      | -0,003       | -0,080                                     | 0,107      | -0,095                                    | 0,198        |
| 2      | 0,120                                      | 0,037        | -0,147                                     | -0,089     | 0,010                                     | 0,187        |
| 3      | 0,067                                      | 0,017        | -0,085                                     | -0,034     | 0,028                                     | 0,068        |
| 4      | -0,013                                     | -0,050       | 0,099                                      | 0,240      | -0,040                                    | -0,078       |
| 5      | -0,030                                     | -0,043       | -0,100                                     | 0,008      | 0,030                                     | -0,061       |

Źródło: obliczenia własne. PDBGD- przyrost względny depozytów bankowych gospodarstw domowych. W tabeli pogrubiono wartości statystycznie istotne.

W przypadku całej próby stopa zwrotu z WIG20 z saldem kupna i umorzeń są najsilniej, dodatnio skorelowane dla szeregu nieopóźnionego oraz opóźnio-

nego o jeden okres. Oznacza to, że wzrost wartości WIG20 powoduje wzrost salda zakupu i umorzeń w bieżącym okresie oraz następnym miesiącu. W przypadku próby ograniczonej statystycznie istotny współczynnik korelacji jest tylko dla opóźnienia jednookresowego. Na tej podstawie można wywnioskować, że w przypadku dobrej koniunktury na giełdzie inwestorzy podejmują decyzję o kupnie jednostek TFI na podstawie wartości WIG20 w poprzednim miesiącu.

W przypadku depozytów bankowych dla całej próby istotny jest tylko współczynnik korelacji dla szeregu bez opóźnień. Dla próby ograniczonej żaden współczynnik nie jest statystycznie istotny, czyli na wysokość depozytów bankowych nie ma wpływu wartość indeksu. Zatem nawet w przypadku hossy klienci nie wycofują pieniędzy z banków w celu zainwestowania bezpośrednio na rynku kapitałowym.

Korelacje pomiędzy przyrostem depozytów bankowych a saldem zakupu i umorzeń są statystycznie istotne tylko dla całej próby (ujemne wartości dla szeregu bez opóźnienia i z opóźnieniem jednookresowym). Świadczy to o tym, że w czasie wzrostu indeksu rynku jednostki uczestnictwa są kupowane z wolnych zasobów pieniężnych gospodarstw domowych, które nie obniżają w znaczący sposób wartości depozytów. Ujemna, statystyczna wartość współczynnika korelacji dla całej próby jest spowodowana sytuacją zaistniałą w ostatnich czterech miesiącach, kiedy to środki z umorzonych jednostek uczestnictwa w TFI zasiły depozyty bankowe.

#### **MODELE i prognozy zmian wartości aktywów TFI i depozytów bankowych gospodarstw domowych**

W celu budowy prognoz wartości aktywów TFI został zbudowany model ekonometryczny dla przyrostów wartości aktywów TFI:

$$\Delta TFI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta TFI_{t-1} + \alpha_2 \Delta TFI_{t-2} + \alpha_3 \Delta WIG20_t + \alpha_4 \Delta WIG20_{t-1} + \alpha_5 Z1_t + \alpha_6 Z2_t + \xi_t, \quad (2)$$

gdzie:

$\Delta TFI_t = TFI_t - TFI_{t-1}$ ,

$TFI_t$  – wartość aktywów w czasie  $t$ ,

$\Delta WIG20_t = WIG20_t - WIG20_{t-1}$ ,

$WIG20$  – wartość indeksu WIG20 w ostatnim dniu miesiąca,

$Z1$  – zmienna zerowej jedynkowej przyjmująca wartość 1 dla miesięcy, gdzie logarytmiczna stopa zwrotu była mniejsza od 8%.

Z2 – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 dla miesięcy, gdy stopa zwrotu z WIG20 była ujemna w ciągu dwóch kolejnych miesięcy.

W celu eliminacji niejednorodności składnika losowego do modelu wprowadzono dwie zmienne zerojedynkowe. Pierwsza z nich (Z1) przyjmuje wartość jeden, gdy w ciągu miesiąca spadek WIG20 był większy niż 8%. Jest to znaczny impuls, który oprócz „naturalnego” spadku wartości aktywów powoduje także wstrzymanie się z zamiarem zakupu nowych jednostek uczestnictwa, czy też wręcz nakłania do sprzedaży już posiadanych. Druga zmienna zerojedynkowa (Z2) przyjmuje wartość jeden, gdy indeks WIG20 przynajmniej dwa miesiące z rzędu przyjmuje wartości ujemne. Taka sytuacja wystąpiła tylko dla czterech ostatnich obserwacji.

Prognoza dla wartości TFI była liczona ze wzoru:

$$TFI_{t+h} = TFI_{t+h-1} + \Delta TFI_{t+h}, \quad (3)$$

gdzie:

$\Delta TFI_{t+h}$  jest prognozą otrzymaną z modelu (2),  $TFI_{t+h-1}$  jest prognozą, a w przypadku prognozy na okres  $t+1$  rzeczywistą realizacją zmiennej.

Do prognoz przyrostu wartości depozytów bankowych gospodarstw domowych użyty został model postaci:

$$\Delta DBGD_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta DBGD_{t-1} + \alpha_2 \Delta WIG20_t + \sum_{i=1}^{11} \beta_i V_{it} + \xi_t, \quad (4)$$

gdzie:

$$\Delta DBGD_t = DBGD_t - DBGD_{t-1},$$

$DBGD_t$  – wartość depozytów bankowych gospodarstw domowych w czasie  $t$ ,

$V_{it} = V_{it}^* - V_{12t}^*$ ,  $V_{it}^*$  – sezonowe zmienne zerojedynkowe, przyjmujące wartość 1

dla  $i$ -tego miesiąca, a dla pozostałych 0.

Prognoza dla wartości depozytów bankowych była liczona ze wzoru:

$$DBGD_{t+h} = DBGD_{t+h-1} + \Delta DBGD_{t+h}. \quad (5)$$

W celu weryfikacji modeli zostały one oszacowane dla próby 01.2004-12.2007. Dla kolejnych dwóch miesięcy zostały zbudowane prognozy, dla których policzono błędy ex post (por. tabela 2). Następnie modele oszacowano w oparciu o cały okres badany i na ich podstawie zbudowano prognozy do końca 2008 roku.

Prognozy dla TFI były przeszacowane o 2,9% i 1,1%, a prognozy dla depozytów bankowych były niedoszacowane o ok. 2%. Można zatem przypuszczać

czać, że modele w niedostateczny sposób uwzględniły gwałtowny załamanie rynku kapitałowego w styczniu 2008 roku.

Tabela 2. Prognozy wartość TFI i DBGD na styczeń i luty 2008.

|         | TFI<br>rzeczywiste | DBGD<br>rzeczywiste | TFI<br>prognoza | DBGD pro-<br>gnoza | Błąd TFI | Błąd<br>DBGD |
|---------|--------------------|---------------------|-----------------|--------------------|----------|--------------|
| 01.2008 | 114 634,4          | 283 755,4           | 117 915,0       | 278 126            | -2,86%   | 1,98%        |
| 02.2008 | 112 667,9          | 287 460,8           | 113 857,4       | 281 607            | -1,06%   | 2,04%        |

Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 3 i 4 przedstawiono modele, oszacowane na podstawie danych z okresu 01.2004-02.2008 r. W przypadku obu modeli reszty miały własności białego szumu.

Tabela 3. Wyniki estymacji modelu dla przyrostów aktywów TFI

| Zmienna                                                                                           | Parametr | Błąd standardo-<br>wy | Statystyka t | p     |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------|----------|-----------------------|--------------|-------|
| const                                                                                             | 544,6    | 406,201               | 1,341        | 0,188 |
| $\Delta TFI_{t-1}$                                                                                | -0,200   | 0,117                 | -1,703       | 0,096 |
| $\Delta TFI_{t-2}$                                                                                | 0,615    | 0,097                 | 6,344        | 0,000 |
| $\Delta WIG20_t$                                                                                  | 14,249   | 2,186                 | 6,518        | 0,000 |
| $\Delta WIG20_{t-1}$                                                                              | 8,966    | 2,729                 | 3,286        | 0,002 |
| Z1                                                                                                | -4078,8  | 1816,27               | -2,246       | 0,030 |
| Z2                                                                                                | -3333,0  | 1735                  | -1,921       | 0,062 |
| Odchylenie resztowe=1885,44<br>Skorygowany R= 0,854<br>Autokorelacja reszt rzędu pierwszego=0,187 |          |                       |              |       |

Źródło: obliczenia własne.

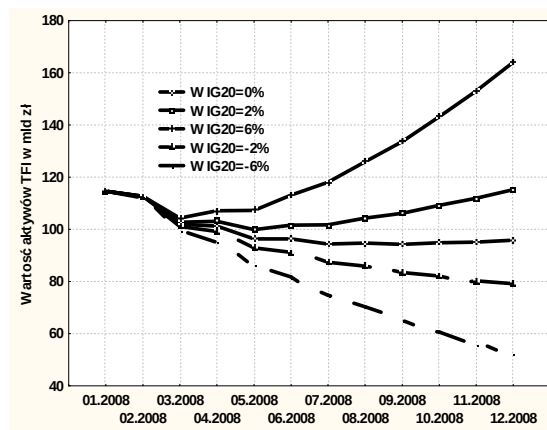
Na rys. 3 i 4 przedstawiono prognozy aktywów TFI i depozytów bankowych gospodarstw domowych do końca 2008 roku.

W okresie prognozowanym założono 5 wariantów kształtowania się indeksu WIG20. Przyjęto, że z miesiąca na miesiąc WIG20 będzie się kształtował: na stałym poziomie, malał o 2% i 6% oraz rósł o 2% i 6%. Gdyby sytuacja na rynku kapitałowym ustabilizowała się i indeks WIG20 rósłby w tempie 2%, wartość aktywów kształtowałaby się na poziomie z początku roku. Dopiero w sytuacji, gdyby średnie tempo wynosiło 5%, na koniec roku aktywa TFI osiągnęłyby poziom z października 2007 roku. W przypadku, gdyby indeks oscylował w granicach zera lub charakteryzował się kolejnymi spadkami, wartość aktywów będzie dalej się zmniejszać.

Tabela 4. Wyniki estymacji modelu dla przyrostów depozytów bankowych gospodarstw domowych

| Zmienna                                    | Parametr | Błąd standardowy | Statystyka t | p     |
|--------------------------------------------|----------|------------------|--------------|-------|
| const                                      | 612,49   | 302,97           | 2,022        | 0,049 |
| $\Delta \text{DBGD}_{t-1}$                 | 0,368    | 0,136            | 2,712        | 0,010 |
| $\Delta \text{WIG20}_t$                    | -6,058   | 2,055            | -2,947       | 0,005 |
| V1                                         | 441,75   | 1165,89          | 0,379        | 0,707 |
| V2                                         | -0,54    | 1061,77          | -0,001       | 1,000 |
| V3                                         | -425,95  | 938,45           | -0,454       | 0,652 |
| V4                                         | -2276,19 | 933,93           | -2,437       | 0,019 |
| V5                                         | -2996,19 | 995,90           | -3,009       | 0,004 |
| V6                                         | 1134,96  | 1037,41          | 1,094        | 0,280 |
| V7                                         | -141,94  | 942,93           | -0,151       | 0,881 |
| V8                                         | 1739,85  | 938,84           | 1,853        | 0,071 |
| V9                                         | -601,39  | 968,15           | -0,621       | 0,538 |
| V10                                        | -399,80  | 936,07           | -0,427       | 0,671 |
| V11                                        | -2124,36 | 945,34           | -2,247       | 0,030 |
| Odchylenie resztowe=2175,72                |          |                  |              |       |
| Skorygowany R= 0,487                       |          |                  |              |       |
| Autokorelacja reszt rzędu pierwszego=0,007 |          |                  |              |       |

Źródło: obliczenia własne.

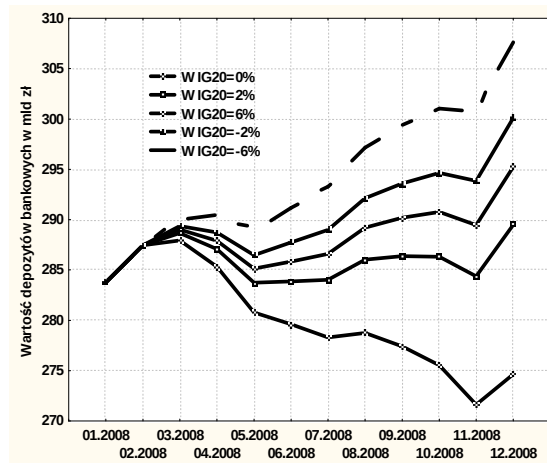


Rys. 3. Wariantowe prognozy wartości aktywów TFI.

Źródło: opracowanie własne.

Prognozy depozytów bankowych charakteryzują się niższą zmiennością ze względu na wartości WIG20 niż prognozy aktywów TFI. Tylko przy założeniu

6% wzrostu indeksu wartość depozytów na koniec roku zmniejszyłaby się w stosunku do grudnia 2007 roku.



Rys. 4. Wariantowe prognozy wartości depozytów bankowych gospodarstw domowych.

Źródło: opracowanie własne.

### Podsumowanie

Przeprowadzone badania dowodzą, iż gospodarstwa domowe stosują taktykę aktywnego zarządzania posiadanymi depozytami i dokonywanymi inwestycjami finansowymi, uwzględniając przy tym bieżącą sytuację na rynku finansowym. Charakterystyczne jest, że decyzje o alokacji wolnych środków z bezpiecznych lokat bankowych w kierunku inwestycji w znacznie bardziej ryzykowne instrumenty, o wyższym zakresie zmienności, podejmowane są w warunkach wzrostów notowań na rynku giełdowym. Powoduje to szybki przyrost aktywów funduszy inwestycyjnych. Jednocześnie istotna skala umorzeń jednostek funduszy inwestycyjnych w okresach pogorszenia koniunktury na rynku kapitałowym wskazuje na krótkoterminowy charakter decyzji podejmowanych przez gospodarstwa domowe. Warunkiem koniecznym do dalszego kierowania przez gospodarstwa domowe strumieni nadwyżek bieżących do funduszy inwestycyjnych jest powrót głównych wskaźników rynku giełdowego na ścieżkę szybkiego wzrostu.

Zbudowane modele pozwalają wnioskować, że w okresie hossy decyzje są podejmowane na podstawie bieżących oraz opóźnionych o jeden okres wartości indeksu rynku. W przypadku gwałtownych spadków część środków jest na-

tychmiast wycofywana z rynku funduszy inwestycyjnych i przenoszona na lokaty bankowe. Ze względu na odmienne reakcje w okresach wzrostu i spadku indeksów, należałoby odpowiednio zmodyfikować modele. Wymaga to jednak dysponowania dłuższymi szeregami czasowymi, szczególnie uwzględniającymi okresy spadku indeksów.

### Literatura

1. Gabryelczyk K., *Fundusze inwestycyjne: rodzaje, zasady funkcjonowania, efektywność*, Wolters Kluwer Polska - Oficyna, Kraków 2006.
2. Kufel T., *Postulat zgodności w dynamicznych modelach ekonometrycznych*, Wydawnictwo UMK, Toruń 2002.
3. Milo W., *Szeregi czasowe*, PWE, Warszawa 1990.
4. Piłatowska M., *Modelowanie niestacjonarnych procesów ekonomicznych-studium metodologiczne*, Wydawnictwo UMK, Toruń 2003.
5. *Bankowość detaliczna*, praca zbiorowa pod redakcją G. Rytlewskiej, PWE, Warszawa 2005.

### STRESZCZENIE

W artykule zbudowano prognozy wartości aktywów Towarzystw Funduszy Inwestycyjnych (TFI) oraz depozytów bankowych gospodarstw domowych. Do budowy prognoz przyjęto różne warianty koniunktury na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, gdyż jak sprawdzono głównym czynnikiem zachęcającym do inwestowania środków w fundusze inwestycyjne jest dodatnia wartość stóp zwrotu z podstawowych indeksów rynku. Jednak w przypadku dekonunktury nie dość, że klienci nie kupują nowych jednostek uczestnictwa to dodatkowo umarzają już wcześniej zakupione. Wzrost zainteresowania jednostkami uczestnictwa TFI nie pozostaje bez wpływu na wysokość depozytów bankowych gospodarstw domowych. W związku z tym sprawdzono, czy wzrost środków w TFI zmniejsza istotnie wysokość depozytów w bankach oraz czy środki wycofywane z TFI wracają na lokaty bankowe.



## FORECASTS OF INVESTMENT FUND COMPANIES AND HOUSEHOLDS' BANK DEPOSITS

### SUMMARY

In the paper the forecasts of Investment Fund Companies (IFC) and households' bank deposits were estimated. To assess these forecasts various scenarios of economic situation of Warsaw Stock Exchange were assumed because as it was tested the main factor which encourages the invest the financial means in IFC is a positive value of return rates of basic market indices. However in case of recession not only the clients refuse to buy new units but additionally they sell the ones they own. The interest increase of IFC units influences the level of households' bank deposits. Therefore it was tested whether the rise of IFC financial means significantly reduces the level of bank deposits and if the means withdrawn from IFC return to the deposits.

*Translated by M. Wójciak*

*Dr Mirosław Wójciak*

Akademia Ekonomiczna w Katowicach  
mwojciak@ae.katowice.pl

*Dr Daniel Szewieczek*

Akademia Ekonomiczna w Katowicach  
dansz@poczta.onet.pl

*Mgr inż. Leokadia Kiedos*

ING Bank Śląski SA, Katowice  
loniek@gmail.com



URSZULA WÓJCIKOWSKA

RAFAŁ WÓJCIKOWSKI

## **POLITYKA DYWIDENDY A STRUKTURA AKCJONARIATU – STUDIUM PRZYPADKU Z UŻYCIEM MODELU LINTNERA**

### **Model Lintnera i jego testowanie w polskich realiach**

Analiza podziału dochodu spółki na część zatrzymaną oraz tą wyprowadzoną na zewnątrz w kierunku akcjonariuszy jest dla niej jednym z ważniejszych problemów decyzyjnych firmy. W literaturze mowa jest w tym miejscu o strategii, najczęściej długoterminowej w zakresie tzw. polityki dywidendy.

Pierwsze badania w tym zakresie przedłożył John Lintner [6], który wykazał zależność wypłacanej dywidendy zależy m.in. od wcześniejszych wypłat. Metodologia przeprowadzonego badania została szerzej opisana w pracy Pietrzak, Wójcikowski [11]. Wspomniano także, że Lintner wyselekcjonował 15 czynników, które wpływają na podejmowane decyzje.<sup>1</sup> w zakresie dywidendy, które następnie poddano analizie. Jednym z nich był czynnik nazwany przez autora „udziałem w ogóle głosów poszczególnych grup akcjonariuszy.

W niniejszym referacie szczególna uwaga zostanie zwrócona właśnie na ten czynnik, podjęta zostanie próba konstrukcji zmiennych, które zobrazują badany problem i a ich analiza odpowie na pytanie, czy struktura akcjonariatu wpływa długookresowo na prowadzoną politykę dywidendy.

Pierwotnie Lintner [6] sformułował następujący model:

$$\Delta D_{it} = a_i + c_i (D_{it}^* - D_{i(t-1)}) + u_{it}, \quad (1)$$

gdzie:

<sup>1</sup> Analizowane wielkości dotyczyły m.in. wydatków inwestycyjnych, stóp wypłaty dywidendy, zadłużenia, wielkości firmy, wskaźnika C/Z, płynności, zmienności wyniku finansowego, kapitalizacji rynkowej, wypłaty dywidendy akcjami, częstości dokonywanych splitów oraz wielkości i udziału w głosach poszczególnych grup akcjonariuszy.

$$D_{it}^* = r_i P_{it}, \quad (2)$$

$D_{it}^*$  – dywidenda, jaką firma wypłaciłaby w okresie  $t$ , gdyby wartość wypłaty była ustalana wyłącznie na podstawie docelowej stopy wypłaty ( $r$ ).

$r$  – docelowa stopa wypłaty dywidendy,

$P_t$  – zysk netto w roku  $t$ ,

$\Delta D_{it}$  – zmiana wypłacanej dywidendy,

$D_t, D_{t-1}$  – dywidendy wypłacone odpowiednio w roku  $t$  i  $t-1$ ,

$c_i$  – część różnicy, między docelowym poziomem dywidendy a rzeczywistą wypłatą w poprzednim roku. Sierpińska [13 s. 102] nazywa ten współczynnik stopą zmiany dywidendy, a Paliwoda [8 s. 76] współczynnikiem korygującym.

Inna postać modelu, po przekształceniach:

$$D_{it} = a_i + b_i P_{it} + d_i D_{i(t-1)} + u_{it}, \quad (3)$$

gdzie:  $b_i = c_i r_i$  a  $d_i = (1 - c_i)$  i jest nazywane współczynnikiem bezpieczeństwa.

Pierwszą próbę testu modelu Lintnera [6] na polskim rynku kapitałowym podjęła Paliwoda [13, s. 118-23]. Autorka przetestowała dwa modele:

$$DPS_t = a_1 + b_1 EPS_t \quad (4)$$

$$DPS_t = a_2 + b_2 EPS_t + c_2 DPS_{t-1}. \quad (5)$$

Jedną z kolejnych prób dla były specyfikacje Pietrzak, Wójcikowski [11]. Przeprowadzono badania dla sześciu następujących modeli:

$$D_{it} = a_i + b_i P_{it} \quad (M1)$$

$$D_{it} = a_i + b_i EBIT_{it} \quad (M2)$$

$$D_{it} = a_i + b_i CF_{it} \quad (M3)$$

$$D_{it} = a_i + b_i P_{it} + d_i D_{i(t-1)} \quad (M4)$$

$$D_{it} = a_i + b_i EBIT_{it} + d_i D_{i(t-1)} \quad (M5)$$

$$D_{it} = a_i + b_i CF_{it} + d_i D_{i(t-1)} \quad (M6)$$

Specyfikacja modeli, nawiązywała do samego modelu Lintnera [6] oraz tezy Famy [4] o wyższości zysku netto nad innymi miarami efektywności w zakresie zmian wypłacanej dywidendy.

#### Model Lintnera a struktura akcjonariatu

Podczas weryfikacji modelu Lintnera [6] na polskim rynku kapitałowym zauważono, że uzyskiwane specyfikacje modeli były wrażliwe na przyjętą pró-

bę spółek wybranych do badania. Pojawił się problem heteroskedastyczności składnika losowego, za każdym razem konieczna była odpowiednia korekta estymacji Pietrzak, Wójcikowski [11]. W toku dalszych badań wydzielono trzy następujące podgrupy spółek:

- Grupa spółek o dość mocno rozdrobnionym akcjonariacie bez wyraźnego wskazania inwestora strategicznego;
- Grupa spółek o dominującym akcjonariacie Skarbu Państwa lub akcjonariacie powiązanym ze Skarbem Państwa;
- Grupa spółek o dominującym akcjonariacie prywatnym bądź korporacyjnym.

Postanowiono dokonać weryfikacji testu modelu dla tak zdefiniowanych podgrup. W wyniku badań przeprowadzonych okazało się, że model Lintnera [6] lepiej opisuje podmioty z grupy A, słabiej z grupy C, natomiast nie widać wyraźnego potwierdzenia zależności w grupie B.

Próba testowa to dane o wypłatach dywidendy, zyskach i przepływach pieniężnych spółek notowanych na GPW w Warszawie w latach 2001-2005. Badaniami objęto wszystkie spółki notowane na GPW. Do oszacowania modeli użyto danych o spółkach, które w tym okresie płaciły dywidendy przynajmniej w dwóch kolejno po sobie następujących latach. Banki zostały usunięte z próby ze względu na nieporównywalność danych. Do szacowania parametrów modeli użyto ok. 150 obserwacji. Parametry modeli oraz wartości statystyk podano w trzech tabelach na końcu pracy. Dane do badania pochodziły z rocznych raportów jednostkowych publikowanych przez spółki notowane na GPW. Przedstawione model spełniają całość spektrum założeń Gaussa-Markova dla liniowych modeli ekonometrycznych.

#### **Wnioski końcowe**

Po przeprowadzeniu badań udało się nakreślić następujące wnioski:

1. Badane modele charakteryzują najlepsze wyniki, zarówno pod względem istotności, jak i dopasowania, uzyskano dla specyfikacji M1 i M4. Jest to zbieżne z wynikami, jakie osiągnął w swoich badaniach Lintner oraz Pietrzak, Wójcikowski [11].
2. Porównując specyfikacje modele dla grupy A, B oraz C, okazuje się, że grupa A ma lepsze statystyki. Może to świadczyć o rosnącej świadomości menedżerów co do istotności problemu dywidendy i większej dbało-

ści o politykę gdy akcjonariat jest rozdrobniony i nie ma wyraźnego inwestora strategicznego.

3. Grupa B czyli wyniki badań nad spółkami związanymi ze Skarbem Państwa, wskazują na brak długofalowej polityki dywidendy. Dywidenda jest tutaj instrumentem polityki budżetowej, zależnej od wielkości deficytu budżetowego oraz możliwości organizacji przychodów z prywatyzacji. Ponadto polityka w tych spółkach jest niespójna, naznaczona okresami o charakterze wyborczym.
4. Grupa C charakteryzuje się spójną polityką dywidendową, jednak jest ona często elementem większej całości jaką jest polityka grupy kapitałowej czy holdingu korporacyjnego, do którego należy podmiot.

Tabela 1. Oszacowania MNK parametrów modeli M1-M6 dla spółek z grupy „A”

| Model | Współczynniki przy zmiennych objaśniających |              |                 |               |                  | $R^2$ |
|-------|---------------------------------------------|--------------|-----------------|---------------|------------------|-------|
|       | $a_i$<br>(t)                                | $P_t$<br>(t) | $EBIT_t$<br>(t) | $CF_t$<br>(t) | $D_{t-1}$<br>(t) |       |
| M1    | 422,9<br>1,25                               | 0,59<br>18,1 | –               | –             | –                | 81 %  |
| M2    | 1 472,7<br>1,39                             | –            | 0,46<br>14,4    | –             | –                | 66%   |
| M3    | 3373,6<br>1,99                              | –            | –               | 0,26<br>10,8  | –                | 51%   |
| M4    | -329,0<br>-1,11                             | 0,42<br>12,9 | –               | –             | 0,50<br>4,2      | 80%   |
| M5    | -314,6<br>-0,6                              | –            | 0,38<br>7,3     | –             | 0,71<br>7,2      | 69%   |
| M6    | 124,8<br>0,81                               | –            | –               | 0,14<br>4,90  | 0,86<br>5,11     | 54%   |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych finansowych publikowanych przez spółki notowane na GPW w latach 2001-2005. Obliczenia w programie GRET

Wnioski ekonomiczne z przeprowadzonych badań wskazują na wzrost roli kultury korporacyjnej w spółkach giełdowych. Wynika z nich, że najszybciej postępuje ona w spółkach o akcjonariacie prywatnym i rozdrobnionym (korporacyjnym). Natomiast w spółkach Skarbu Państwa jeszcze daleka droga do poziomu Zachodu. Być może weryfikowalność innych teorii finansowych na polskim rynku kapitałowym także jest obciążona swoistym błędem wynikającym ze struktury akcjonariatu.

Model Lintnera [6] potwierdził więc swoją prawdziwość na polskim rynku kapitałowym także przy podziale badanych spółek na grupy o zróżnicowanej strukturze akcjonariatu. W kolejnym badaniu autorzy planują potwierdzić te fakty próbą weryfikacji jakości predykcji uzyskiwanej dzięki zastosowaniu

tychże modeli. Będzie to możliwe po dokonaniu w spółkach podziału zysku za rok 2006.

Tabela 2. Oszacowania MNK parametrów modeli M1-M6 dla spółek z grupy „B”

| Model | Współczynniki przy zmiennych objaśniających |              |                 |               |                  | $R^2$ |
|-------|---------------------------------------------|--------------|-----------------|---------------|------------------|-------|
|       | $a_i$<br>(t)                                | $P_t$<br>(t) | $EBIT_t$<br>(t) | $CF_t$<br>(t) | $D_{t-1}$<br>(t) |       |
| M1    | 660,1<br>0,60                               | 0,47<br>4,9  | –               | –             | –                | 71 %  |
| M2    | 1 406,0<br>0,84                             | –            | 0,69<br>4,93    | –             | –                | 60%   |
| M3    | 1 876,9<br>1,21                             | –            | –               | 0,55<br>2,2   | –                | 45%   |
| M4    | -742,0<br>-0,63                             | 0,47<br>3,62 | –               | –             | 0,55<br>1,82     | 69%   |
| M5    | -282,1<br>-0,68                             | –            | 0,47<br>3,43    | –             | 0,81<br>3,47     | 63%   |
| M6    | 162,3<br>0,44                               | –            | –               | 0,057<br>2,90 | 0,36<br>2,72     | 51%   |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych finansowych publikowanych przez spółki notowane na GPW w latach 2001-2005. Obliczenia w programie GRETl

Tabela 3. Oszacowane MNK parametrów modeli M1-M6 dla spółek z grupy „C”

| Model | Współczynniki przy zmiennych objaśniających |              |                 |               |                  | $R^2$ |
|-------|---------------------------------------------|--------------|-----------------|---------------|------------------|-------|
|       | $a_i$<br>(t)                                | $P_t$<br>(t) | $EBIT_t$<br>(t) | $CF_t$<br>(t) | $D_{t-1}$<br>(t) |       |
| M1    | 640,9<br>0,73                               | 0,51<br>11,5 | –               | –             | –                | 52 %  |
| M2    | 1 721,4<br>1,24                             | –            | 0,42<br>13,6    | –             | –                | 45%   |
| M3    | 2 022,9<br>1,31                             | –            | –               | 0,32<br>10,1  | –                | 40%   |
| M4    | -606,1<br>-0,84                             | 0,39<br>10,0 | –               | –             | 0,43<br>3,86     | 50%   |
| M5    | -214,6<br>-0,45                             | –            | 0,10<br>6,4     | –             | 1,23<br>5,7      | 48%   |
| M6    | 46,1<br>0,64                                | –            | –               | 0,17<br>5,49  | 0,96<br>6,1      | 41%   |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych finansowych publikowanych przez spółki notowane na GPW w latach 2001-2005. Obliczenia w programie GRETl

Ma to istotne znaczenie dla inwestorów próbujących na jego podstawie przewidywać wysokość przyszłych dywidend oraz dla wyceny wartości spółki w modelach dochodowych, opartej na wielkościach przyszłych dywidend.

## Literatura

1. Benartzi S., Michaely R., Thaler R.: *Do changes in dividends signal the future or the past?*, The Journal of Finance, Vol. 52, No 3/1997, s. 1007-1034.

2. Bond M., Mougoué M.: *Corporate dividend policy and the partial adjustment model*, Journal of Economics and Business Volume 43, Issue 2 , May 1991, s. 165-178.
3. Dewenter K., Warther V.: *Dividends, asymmetric information, and agency conflicts: evidence from a comparison of the dividend policies of Japanese and U.S. firms*, Journal of Finance, Vol. 53, Issue 3, s. 879–904.
4. Fama E., Babiak H.: *Dividend policy: An empirical analysis*, Journal of the American Statistical Association 63(324)/1968, s. 1132-61.
5. Goergen M., Rooneborg L., Correia da Silva L.: *Dividend policy of German firms. A dynamic panel data analysis of partial adjustment models*, ECGI, July 2004.
6. Lintner J., *Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings and taxes*. American Economic Review, 46/1956, s. 97–113.
7. McDonald J., Jacquillant B., Nussenbaum M., *Dividend, investment and financing decisions: Empirical evidence on French firms*, Journal of Financial and Quantitative Analysis 10/1975, s. 741-755.
8. Paliwoda G., *Przegląd matematycznych modeli ustalania poziomu wypłat dywidendy*, Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, Kraków 1997.
9. Paliwoda G., *Próba modelowego ujęcia polityki dywidend w spółkach kapitałowych*, dysertacja doktorska, AE w Krakowie, Kraków 1999, s. 118-123.
10. Pandey I., *Corporate dividend policy and behaviour: The Malaysian evidence*, Asian Academy of Management Journal 8(1)/2003, s.17-32.
11. Pietrzak T., Wójcikowski R., *Model Lintnera na polskim rynku kapitałowym*, Inwestycje Finansowe i Ubezpieczenia – tendencje światowe a rynek polski, Wydawnictwo AE Wrocław, 2006,
12. Shevlin T., *Australian corporate dividend policy: Empirical analysis*, Accounting and Finance, Vol.1 No. 22 May 1982, s. 1-22.
13. Sierpińska M., *Polityka dywidendy w spółkach kapitałowych*, PWN, Warszawa – Kraków 1999.

## STRESZCZENIE

Model Lintnera z powodzeniem przechodził kolejne weryfikacje empiryczne. Jego słuszność została potwierdzona na wielu rynkach świata, zarówno dojrzałych, jak i wschodzących. Prezentowany artykuł jest próbą weryfikacji modelu na polskim rynku kapitałowym w tym uwzględniając różnorodność podmiotów ze względu na strukturę

akcjonariatu. Uzyskane wyniki potwierdzają prawdziwość modelu oraz pozwalają stwierdzić, że spośród badanych wielkości zysk netto oraz struktura akcjonariatu najlepiej objaśnia zmiany wypłacanych dywidend. Pozytywna weryfikacja empiryczna modelu ma istotne znaczenie dla inwestorów próbujących na jego podstawie antycypować wysokość przyszłych dywidend.

## **DIVIDEND AND STRUCTURE OF SHAREHOLDERS – THE LINTNER’S MODELING**

### **SUMMARY**

The Lintner’s model, has been successfully tested on numerous world markets, both developed and emerging ones. The article is an attempt to verify the model on the Polish market and structure of the shareholders. The estimations confirm the model holds and earnings and structure of shareholders best explain the dividend changes. Positive empirical model verification is significant not only for investors applying it to anticipate future dividends, but also for equity valuation in DCF models based on future dividends.

*Translated by R. Wójcikowski*

*Dr Urszula Wójcikowska*  
Uniwersytet Łódzki  
urszula.wojcikowska@interia.pl

*Dr Rafał Wójcikowski*  
Politechnika Łódzka  
rafal.wojcikowski@interia.pl





RAFAŁ WÓJCIKOWSKI

MILENA KABZA

### STRATEGIE INWESTOWANIA NA RYNKU KAPITAŁOWYM

Termin „strategia” pochodzi od greckiego słowa ‘strategos’ oznaczającego sztukę prowadzenia wojny. Pojęciem tym zaczęto posługiwać się co najmniej 4000 lat p.n.e., jednak w piśmiennictwie pojawiło się dopiero pod koniec osiemnastego wieku. W innych dziedzinach ludzkiej aktywności, zwłaszcza w polityce i gospodarce termin ten zaczął funkcjonować znacznie później – na przełomie lat pięćdziesiątych i sześćdziesiątych XX. wieku.

Strategię można zdefiniować jako projekt zawierający zasadnicze kierunki, reguły i instrumenty działań, będących odpowiedzią na sygnały płynące z otoczenia, a więc pewną koncepcję zapewnienia przyszłej pozycji względem otoczenia.

Według K.Von Clausewitza – strategia to zbiór działań prowadzących do spełnienia planu wojennego, zawierającego projekty poszczególnych kampanii. [A.Sznajder, *Strategie marketingowe na rynku międzynarodowym*, PWN, Warszawa 1995, s.9]

Rynek papierów wartościowych, na którym emitenci pozyskują kapitał potrzebny do realizowania przedsięwzięć inwestycyjnych, jest w ogólnym znaczeniu prosty. Osoby posiadające nadwyżki finansowe udostępniają je emitentom na warunkach określonych w emisji. Pozyskane środki stanowią kapitał emitenta potrzebny do finansowania określonych przedsięwzięć – najczęściej inwestycyjnych, rozszerzających możliwości działania emitenta. Problemy emitenta, jak i potencjalnego inwestora pojawiają się, gdy trzeba określić szczegółowe techniki działania. Wejście na rynek papierów wartościowych wiąże się z założeniem osiągnięcia celu, jakim może być zgromadzenie kapitału lub osiągnięcie zysku w przypadku inwestora. Zatem ogólna prostota rynku papierów wartościowych

napotyka skomplikowane techniki działania emitentów oraz inwestorów na rynku.

Z tego twierdzenia wynika wniosek, że rozpoczęcie stałej obecności na rynku papierów wartościowych (emitenta oraz inwestorów) musi wiązać się z określeniem metody działania. Jest to ważne, dlatego, że inwestycje na giełdzie powodują konieczność podejmowania wielu decyzji w krótkich odstępach czasu.

Strategia inwestycyjna w węższym znaczeniu obejmuje i opisuje zachowania oraz założenia podejmowania decyzji inwestycyjnych osób oraz podmiotów nabywających papiery wartościowe. W praktyce strategię inwestycyjną powinny obejmować swoim zasięgiem również zachowania emitentów. Ich polityka finansowania działalności bardzo silnie wpływa przecież na decyzje podejmowane przez inwestorów nabywających papiery wartościowe, zarówno na rynku pierwotnym, jak i wtórnym.

Strategia inwestycyjna musi spełniać następujące kryteria:

- maksymalizować zysk
- być dostosowana do poszczególnego inwestora
- przynosić względnie stabilne zyski.

Na rynku kapitałowym stosowane są bardzo różne strategie inwestowania. Zmienna koniunktura, kształtowana pod wpływem wielu trudno przewidywalnych czynników, nie daje możliwości jednoznacznego wskazania strategii niezawodnych i efektywnych. Wszystko zależy tu od konkretnych warunków danego rynku, relacji ekonomicznych, okresu inwestycji, oczekiwanego dochodu, skłonności do ryzyka i wielu innych uwarunkowań obiektywnych oraz subiektywnych.

#### **Budowanie strategii inwestycyjnej dla pojedynczego papieru wartościowego**

W celu zbudowania strategii inwestycyjnej dla pojedynczego papieru wartościowego należy rozpatrzyć następujące czynniki:

- a) preferowany horyzont inwestycyjny – ze względu na horyzont inwestycyjny wydzielić można następujące strategie:
  - krótkoterminowa – strategia ta obejmuje przeprowadzanie kilku lub więcej transakcji dziennie, dlatego też wymaga poświęcenia dużej ilości czasu (można go ograniczyć, inwestując tylko w godzinach największej ruchliwości) i związana jest z dużym obciążeniem psychicznym inwe-

stora. Stwarza wiele możliwości inwestycyjnych w ciągu dnia. Zyski w pojedynczej transakcji są niewielkie, ale częste. Wielkość strat – porównywalna do osiągniętych zysków. W tej strategii bardzo ważne jest, aby natychmiast reagować na sygnały rynku (lub wyprzedzać), co oznacza konieczność obserwacji rynku w kilku różnych horyzontach czasowych. Ponadto, dużą rolę odgrywa tu stosowanie odpowiedniego oprogramowania i szybkie potwierdzanie transakcji przez brokera. Sukces tej metody zależy od wysokiego procentowego udziału transakcji zyskowych (musi być zdecydowanie większy od 50%) oraz momentu zawarcia transakcji. Wykorzystując strategię krótkoterminową należy używać zleceń złożonych zawierających cenę wejścia, obrony i realizacji zysku.

- średnio- i długoterminowa – przy wykorzystaniu strategii średnio- lub długoterminowej pozycja utrzymywana jest kilka dni i dłużej, dlatego też stan rynku monitorowany jest codziennie lub kilka razy dziennie. Powoduje to relatywnie mniejsze niekorzystne oddziaływania psychiczne dla inwestującego (m.in. presja czasu) niż metoda krótkoterminowa. Podstawą decyzji inwestycyjnych są bieżące wskaźniki, jak również oceny poszczególnych emitentów i grup papierów wartościowych, wynikające z analizy fundamentalnej. Dzięki temu, że wydłuża się okres inwestowania, wahania stóp zwrotu maleją. Poza tym, im dłuższy okres inwestowania, tym mniejsze jest ryzyko. Dodatkowo, występuje tzw. ‘anty-timing’, co oznacza, że długoterminowe inwestowanie daje możliwość bardziej optymalnego podejścia do inwestowania. Zyski osiągnięte są rzadko, ale mogą być znaczące. Jednocześnie, metoda ta wymaga cierpliwości i dyscypliny oraz większego kapitału.

Wysokie wymagania stawiane są tutaj oprogramowaniu i niezbędnemu, szybkiemu potwierdzaniu transakcji przez brokera – podobnie jak przy strategii krótkoterminowej. Sukces tej metody zależy od maksymalnego wykorzystania pojawiających się na rynku trendów (procent trafnych transakcji może być mniejszy od 50). Stosowanymi zleceniami są tu zlecenia po cenie rynkowej lub z jednoczesnym określeniem poziomu obrony.

- b) wybór metody uznaniowej lub metody mechaniczno-wskaźnikowej – Inwestorzy często szukają idealnego wskaźnika, który pozwoli im zarobić pie-

niądze. Jeżeli początkowo sprzyja im szczęście, wówczas mają wrażenie, że odkryli drogę do sukcesu. W momencie, gdy dobra passa się kończy, mało doświadczeni inwestorzy oddają z procentem swoje zyski i znowu szukają nowego, optymalnego narzędzia. Rynki są jednak zbyt skomplikowane, aby można było je analizować za pomocą pojedynczego wskaźnika, dlatego można zastosować jedną z następujących metod:

- metoda uznaniowa – podstawowymi narzędziami wykorzystywanymi w tej metodzie są: formacje, linie trendu, kanały, zniesienia i mnożniki Fibbonacciego, cykle, fale Elliotta, etc. Skuteczne stosowanie tych narzędzi wymaga wiedzy i doświadczenia – wykorzystywane przez doświadczonego analityka dają przewagę nad resztą uczestników rynku. Niestety, ich skuteczności nie można w prosty sposób przetestować.
  - metoda mechaniczno-wskaźnikowa – używane są tutaj wszelkiego rodzaju wskaźniki określające trend rynku, jego impet i zmienność. Stosowanie tych wskaźników niekoniecznie musi wiązać się z wiedzą i doświadczeniem stosującego je inwestora – można skutecznie stosować zakupiony system mechaniczny. Ponadto, skuteczność tych metod można w prosty sposób przetestować.
- c) wybór inwestowania zgodnie z istniejącym już trendem i/lub szukania sygnałów jego odwrócenia. Metoda ta wiąże się z wyborem dotyczącym wejścia w istniejący już trend lub szukania sygnałów jego odwrócenia. Różne wskaźniki dają sprzeczne sygnały na tym samym rynku. W trendach wzrostowych wskaźniki śledzące trend zwyżkują i dają sygnały kupna, natomiast oscylatory osiągają poziom wykupienia i wysyłają sygnały sprzedaży. W trendach spadkowych wskaźniki śledzące trend zaczynają zniżkować i dają sygnały sprzedaży krótkiej, natomiast oscylatory osiągają poziom wyprzedania i wysyłają sygnały kupna. W celu zoptymalizowania trafności decyzji inwestycyjnych wykorzystać można następujące strategie:
- strategia pełna – wejście na rynek następuje w wyniku sygnałów odwrócenia trendu (dywergencje, wskaźniki, formacje odwrócenia) lub sygnałów kontynuacji istniejącego już trendu (wybicia z konsolidacji oraz sygnały wskaźnikowe).
  - strategia bezpieczna – używając tej strategii inwestor ma możliwość wejścia w istniejący już trend na wskaźnikowy sygnał zakończenia korekty albo podczas wybicia z formacji korekcyjnej.

### Przykładowe strategie inwestycyjne dla pojedynczego papieru wartościowego

Jedną z popularnych, prostych i efektywnych metod gry na wszystkich płynnych rynkach, w tym na rynku walutowym, jest strategia wybicia z konsolidacji kontynuacji w kierunku zgodnym z modelem. Wykorzystywana jest ona jako metoda wejścia w trend, ale również jako samodzielna strategia krótkoterminowa.

Konsolidacje są to wyniki chwilowej równowagi między popytem a podażą, dlatego też wybicie z nich oznacza, że jedna strona przejęła nad nim kontrolę. Konsolidacje są zwykle „przystankiem” przed kontynuacją dotychczasowego trendu, jednak specyficzne rodzaje często odwracają dotychczasowy trend. U podstaw tej metody stoi masowe wchodzenie na rynek, jak również zamykanie błędnych pozycji w wyniku pokonania wsparć i oporów – powoduje to, że ruch wybijający jest silny i dynamiczny, a zatem stwarza szansę osiągnięcia zysku już od początku otwarcia pozycji. Linie ograniczające konsolidację dają czytelne poziomy wsparcia i oporu, których pokonanie określa kierunek kolejnego ruchu, co umożliwia wcześniejsze ustawienie odpowiedniego zlecenia wejścia na rynek, zlecenia chroniącego otwartą już pozycję oraz zlecenia realizującego zysk. Jednocześnie, kształt konsolidacji może dać lepszy pogląd na prawdopodobieństwo kierunku kolejnego ruchu oraz o jego potencjalnym zasięgu.

Elementy strategii wybicia z konsolidacji:

- otwarcie pozycji: zgodne z modelem wybicie z konsolidacji; zlecenia stawiane po wykonaniu trzeciego nawrotu w obrębie formacji przy jednoczesnym określeniu poziomu wejścia, obrony oraz wyjścia (zlecenie główne i zależne);
- stop początkowy: zazwyczaj na 1/3 wysokości formacji odłożonej od miejsca wybicia;
- kontrola pozycji: podnoszenie zlecenia obronnego po wykonaniu części zasięgu lub zastosowanie narzędzia typu trailing;
- zamknięcie pozycji: po wykonaniu zasięgu lub wyrzucenie z rynku przez zlecenie obronne.

Kolejną strategią, w której każdy z elementów da się zdefiniować matematycznie, a skuteczność jej można w sposób jednoznaczny przetestować – jest strategia mechaniczna. Powinna ona składać się z dwóch modułów:

- trzonu, którego zadaniem jest określanie panującego na rynku trendu, generowanie sygnałów otwarcia pozycji, określenie zasad kontroli pozycji oraz sygnałów jej zamknięcia;
- modułu dodatkowego, którego zadaniem jest dobór odpowiednich strategii tworzących cały system (różnego rodzaju filtry, metody zarządzania pozycją oraz odpowiedni system); moduł ten jest w zasadzie najważniejszą częścią systemu i to on decyduje o jego sukcesie lub porażce.

Strategia mechaniczna może być oparta na określeniu trendu, momentu kiedy się zmienia oraz synchronizacji transakcji zgodnie z jego kierunkiem. Inny rodzaj strategii mechanicznej związany jest z wykorzystaniem formacji świecowych lub łączeniu ich z podejściem wskaźnikowym. Inwestor może także opierać się na cyklach, czyli synchronizacji cykli krótkoterminowych z dominującym cyklem średnioterminowym albo też na statystyce, np. odchylenia zmienności od średniej.

Prosta strategia mechaniczna składa się z następujących elementów:

- Trzon – Istotna jest tutaj synchronizacja z istniejącym trendem, co oznacza wykorzystanie wskaźnika trendowego razem z oscylatorem. Otwarcie pozycji następuje po określeniu panującego na rynku trendu i sygnale oscylatora w kierunku zgodnym z dotychczasowym trendem. Złożenie zlecenia stop początkowy następuje dla minimum poprzedzającego sygnał wejścia na rynek lub zanegowania sygnału przez wskaźnik trendowy. Kontrola pozycji odbywa się przy użyciu wskaźnika typu trailing lub wskaźnika trendowego. Zamknięcie pozycji występuje przy zmianie trendu (dla strategii trendowej) lub przy zastosowaniu metod wyprzedzających, np. wejście oscylatora w obszar wykupienia (dla strategii krótkoterminowej).
- Moduł dodatkowy – Może dotyczyć kontroli ryzyka lub zarządzania wielkością pozycji – np. dywersyfikacja, czyli jednoczesne inwestowanie części portfela we wzajemnie nie skorelowane instrumenty. Celem dywersyfikacji nie jest poszukiwanie jednego silnie trendującego rynku, ale rynków posiadających nawet ten sam trend, ale różną charakterystykę.

## Strategie inwestycyjne dla portfela

Istnieje bardzo wiele metod inwestowania, ale nie ma jednej uniwersalnej. Pogodzenie oczekiwanej maksymalizacji stopy zysku przy minimalizacji ryzyka nie jest zadaniem prostym, gdyż możliwościom osiągnięcia większego dochodu z reguły towarzyszy większe ryzyko. Doświadczenia w zakresie inwestycji kapitałowych dowiodły, że racjonalnym sposobem jest stosowanie rozwiązań dywersyfikujących lokaty kapitałowe. Na rynku papierów wartościowych jest to inwestowanie w określony zestaw instrumentów finansowych. Stanowi on portfel papierów wartościowych.

Dywersyfikacja posiadanych przez inwestora papierów wartościowych zmniejsza stopień ryzyka, zapewniając większe bezpieczeństwo operacji giełdowych. Stąd inwestycje portfelowe na rynku papierów wartościowych są szeroko stosowane zarówno przez inwestorów indywidualnych, jak i instytucjonalnych.

Portfele inwestycyjne mogą być zestawiane bardzo różnie, od jednoskładnikowego papieru wartościowego do dowolnych pakietów wieloskładnikowych.

Należy rozróżnić strategie inwestowania właściwe dla portfela obligacji i dla portfela akcji.

Podstawowe strategie dla *portfela obligacji* to:

### 1. Zarządzanie pasywne portfelem obligacji

Istnieją dwie podstawowe strategie pasywnego zarządzania portfelem obligacji:

- odpowiedni, czyli zgodny z oczekiwaniami i ograniczeniami, dobór obligacji do portfela, a następnie przetrzymaniu ich do dnia wykupu;
- strategia indeksowa – skonstruowanie portfela obligacji w sposób odpowiadający wybranemu indeksowi rynku obligacji (np. JP Morgan Government Bond Index Broad Poland – GBI Broad Poland).

### 2. Zarządzanie aktywne portfelem obligacji

Istnieje kilka głównych strategii aktywnego zarządzania portfelem obligacji:

- prognozowanie przyszłego poziomu stóp procentowych: w przypadku, kiedy spodziewany jest wzrost stóp procentowych, zarządzający stara się zachować zgromadzony kapitał na nie zmienionym poziomie, natomiast w przypadku spodziewanej obniżki stóp procentowych zarządzający stara się osiągnąć atrakcyjne zyski kapitałowe. Najczęściej odbywa się to poprzez zmianę duration portfela, to znaczy jego skrócenie

(zmniejszenie), jeżeli oczekiwany jest wzrost poziomu stóp procentowych lub też wydłużenie (zwiększenie) kiedy następuje spadek stóp procentowych;

- analiza kredytowa; związana jest ze szczegółową analizą sytuacji ekonomicznej emitenta obligacji. Głównym celem przeprowadzonych analiz jest zidentyfikowanie emitentów
- obligacji, których sytuacja finansowa znacząco się pogorszy lub poprawi w takim stopniu, że agencja ratingowa obniży lub podwyższy rating kredytowy wyemitowanych obligacji. Istotne tu jest, aby przeprowadzona analiza oraz związane z nią decyzje inwestycyjne wyprzedzały oficjalne ogłoszenie ratingu kredytowego;
- badanie premii za ryzyko kredytowe obligacji emitentów z różnych sektorów gospodarki. Podejście to zakłada, że premia za ryzyko kredytowe z nisko i wysoko sklasyfikowanych obligacji przedsiębiorstw lub z obligacji skarbowych i obligacji przedsiębiorstw różni się o pewną wartość, która zmienia się w czasie. Przyjmuje się, że w okresach gospodarczego wzrostu różnice te maleją, natomiast w okresach zastoju, czy recesji wzrastają.

### 3. Technika finansowania dopasowanego

Ponieważ zmienność stóp procentowych jest, szczególnie ostatnio, dość duża techniki finansowania dopasowanego cieszą się dużą popularnością. W dużym skrócie, wszystkie te techniki polegają na takim skonstruowaniu portfela obligacji, aby portfel ten zabezpieczał wszystkie spodziewane zobowiązania bez względu na poziom przyszłych stóp procentowych. W najprostszym przykładzie należy tak dobrać strumień przyszłych przychodów z kuponów odsetkowych i wykupywanych głównych kwot, aby w pełni dopasowały się do harmonogramu spłaty zobowiązań.

Dla *portfela akcji* można wyróżnić następujące strategie:

#### 1. Zarządzanie pasywne portfelem akcji

Głównym celem pasywnego zarządzania portfelem akcji jest tzw. replikacja wybranego indeksu giełdowego. Replikacja jest to odwzorowanie składu specyficznego portfela akcji jakim jest indeks giełdowy, w skali konkretnego portfela inwestycyjnego. W tym przypadku decyzja o wyborze indeksu giełdowego, który będzie replikowany, określa preferencje, potrzeby oraz poziom



ryzyka związany z inwestowaniem w akcje. Dużą zaletą tej strategii są niższe koszty zarządzania.

## 2. Zarządzanie aktywne portfelem akcji

Podstawowym celem aktywnego zarządzania portfelem akcji jest próba takiego zbudowania portfela akcji, aby w relatywnie krótkim okresie czasu wygenerował ponadprzeciętną stopę zwrotu. Do porównań może być użyty jako wzorcowy portfel wybrany indeks giełdowy, skorygowany kosztami transakcji oraz premiami za ryzyko.

W tej strategii istotny jest właściwy dobór papierów wartościowych do portfela. Nie jest to sprawa prosta. Na przykład, jeżeli koszty transakcji są równe rocznie 2% wartości aktywów, inwestycje w portfelu powinny dać co najmniej 2% większy zysk niż porównywany portfel wzorcowy (przeciętny). Ponadto, uzyskiwana stopa zwrotu musi adekwatnie rekompensować zwiększone ryzyko dokonanych inwestycji w przypadku, kiedy portfel wzorcowy charakteryzuje się mniejszym poziomem ryzyka.

Podsumowując, strategia aktywnego zarządzania odznacza się dwiema wadami w stosunku do strategii pasywnej – generuje duże koszty transakcyjne oraz jest bardziej ryzykowna. Ma natomiast tę przewagę, że w dłuższym okresie czasu jest w stanie (niestety nie zawsze) wygenerować znacznie lepszą stopę zwrotu niż strategia pasywna.

Dla *portfeli mieszanych*, zawierających jednocześnie akcje i obligacje, najważniejszą decyzją strategiczną jest wybór metody alokacji aktywów. Do podstawowych należą:

1. Metoda alokacji bezpiecznej – W metodzie tej ustala się racjonalną strukturę kapitałową w taki sposób, aby oczekiwana stopa zwrotu oraz prognozowany wskaźnik ryzyka były stale utrzymywane na wybranym poziomie. Na podstawie tej strategii podejmowane są decyzje sprzedaży/zakupu obligacji i akcji w danym czasie. Na przykład wzrost wartości części portfela, która obejmuje akcje spowoduje wzrost udziału w portfelu aktywów obarczonych większym ryzykiem inwestycyjnym, zatem część akcji powinna zostać sprzedana tak, aby powrócić do założonych proporcji i parametrów portfela.
2. Metoda alokacji taktycznej – Celem inwestowania jest określenie takiej konstrukcji portfela papierów wartościowych, która umożliwi utrzymywanie stałego poziomu ryzyka inwestycyjnego w dłuższym okresie. W tym przypadku planuje się akceptowaną premię za ryzyko, a zakup lub sprzedaż portfela akcji

lub obligacji ma zapewnić osiągnięcie tej założonej premii za ryzyko. Proporcje akcji i obligacji zależą od następującej sytuacji, jeżeli znacznie wzrosło ryzyko inwestycyjne, zmniejszany jest udział akcji w portfelu, natomiast kiedy ryzyko inwestycyjne wyraźnie spadło należy sprzedać obligacje i zwiększyć udział akcji w portfelu. Metoda ta pozwala osiągnąć satysfakcjonujące rezultaty zarówno w krótszym, jak i w dłuższym okresie.

3. Metoda alokacji strategicznej – Metoda ta jest stosowana w podejmowaniu decyzji długoterminowych. Wyznaczany jest taki portfel, który jest w stanie zapewnić osiągnięcie założone stopy zwrotu przy założonym poziomie ryzyka. Do wyznaczenia optymalnej struktury oraz do prognozy przyszłych wyników inwestycyjnych na rynku kapitałowym konieczne są wskaźniki rentowności oraz miary statystyczne takie jak odchylenie standardowe, współczynniki korelacji itp.

Do wyznaczenia efektywnego portfela używane są dane historyczne, a do samodzielnej decyzji pozostaje wybór, które aktywa w portfelu zapewnią utrzymanie lub poprawę rezultatów w przyszłych okresach.

### ***Bieżący nadzór nad portfelem***

Każdy portfel jest konstruowany na dany moment, w oparciu o posiadane obecnie informacje. Oczywiście, w jego składzie zostają uwzględnione nasze oczekiwania co do przyszłości, jednak statystyczny inwestor ma rację przeciętnie tylko w połowie przypadków. Wynika stąd konieczność w miarę stałej obserwacji posiadanego portfela, by móc na bieżąco reagować na wszystkie nowe wydarzenia. Jakiego typu zdarzenia mogą to być zależy oczywiście od rodzaju inwestora i typu portfela. Przykładowo, podmioty inwestujące w papiery dłużne muszą zwracać uwagę na zmiany poziomu stóp procentowych, zmiany w kształcie krzywej rentowności, czy zmiany spreadu pomiędzy różnymi sektorami. Podmioty inwestujące w spółki akcyjne bacznie obserwują wszystkie informacje z nich docierające, zwłaszcza ich wyniki finansowe. Nawet tak pasywni inwestorzy jak fundusze indeksowe muszą dostosowywać swoje portfele do zmian składu indeksów. W przypadku wydarzeń oczekiwanych (np. publikacja stopy inflacji przez GUS, kwartalne wyniki finansowe spółek itp.) należy być przygotowanym na to, że okażą się inne od oczekiwań i mieć gotowy odpowiedni scenariusz. Z kolei w przypadku zdarzeń nadzwyczajnych należy przede wszystkim ocenić ich ważność oraz ich możliwe konsekwencje. Praw-

dopodobna jest nawet taka sytuacja, kiedy pod wpływem jednej informacji inwestor zmuszony jest całkowicie zmienić strategię inwestycyjną. Podmioty zarządzające środkami klientów, a zwłaszcza otwarte fundusze inwestycyjne oraz instytucje typu asset management muszą liczyć się z nagłym przypływem lub odpływem znacznej części powierzonych środków i być przygotowanym na taką sytuację.

### **Strategie inwestycyjne dla instrumentów pochodnych**

Strategie inwestycyjne dla instrumentów pochodnych zostaną omówione w opracowaniu na podstawie opcji na akcje. Opcje na akcje są szczególnie przydatne do ograniczania ryzyka inwestycji w akcje. Mogą one być wykorzystane nie tylko do ograniczenia ryzyka związanego z posiadaniem, ale i z krótką sprzedażą akcji. Ograniczanie ryzyka inwestycji przy pomocy opcji określane jest jako hedging (przy czym nazwa ta dotyczy wykorzystania wszelkich instrumentów pochodnych w celu ograniczenia ryzyka) lub ubezpieczenie (insurance).

Należy podkreślić, że wykorzystanie opcji na akcje pozwala, kosztem premii zapłaconej za opcje, na eliminację ryzyka poniesienia znacznej straty, przy pozostawieniu szansy osiągnięcia dochodu, nawet bardzo wysokiego, po korzystnej zmianie kursu akcji. Nie jest to możliwe, jeżeli narzędziem hedgingu są kontrakty terminowe (futures). Eliminacji ryzyka poniesienia wysokich strat towarzyszy wówczas utrata szans na osiągnięcie znaczących zysków.

Większość ostrożnych inwestorów, unikających spekulacji, preferuje strategie o ograniczonym poziomie ryzyka z zastosowaniem delty neutralnej LRO-DN (limited risk option).

Oprócz najbezpieczniejszych opcji syntetycznych, występują cztery pozycje opcyjne jednego cyklu, spełniające warunek ograniczonego ryzyka (zysków/strat), łącznie z neutralną deltą (LRO-DN):

1. long straddle
2. long butterfly/condor;
3. short butterfly;
4. long wrangle.

Strategie long butterfly/condor oraz long wrangle stawiane są powyżej long straddle dla pozycji jednego cyklu. Długie kombinacje (ang. *long combinations*) nie oznaczają długotrwałych, zawiłych działań na rynku opcji na akcje.

To strategię polegającą na równoczesnym zakupie opcji obu typów, zwykle o tym samym terminie wygaśnięcia.

### **Strategia 1: Long straddle**

Strategia long straddle polega na połączeniu nabycia opcji kupna i opcji sprzedaży o tym samym kursie wykonania.

Charakterystyka strategii:

- oczekiwana wysoka zmienność notowań;
- nieograniczony maksymalny zysk dla wzrostów, dla spadków – ograniczony wartością zerową instrumentu bazowego;
- maksymalna strata – suma zapłaconych premii opcyjnych;
- próg opłacalności – wartość instrumentu bazowego w dniu wygaśnięcia jest niższa od kursu wykonania pomniejszonego o koszt strategii (wyrażony w punktach) lub wyższa od kursu wykonania powiększonego o koszt strategii.

Zalety:

- przynosi dochody w sytuacjach dużych ruchów cen instrumentów bazowych (kontraktów futures) lub wzrostu zmienności implikowanej (kappa);
- inwestor może także zarobić przy mniejszych ruchach cen – tym samym węższy zakres niekorzystnych kursów (delta strategii około 0);
- na tej pozycji można również zarabiać poprzez obrót kontraktami futures przeciwie do bieżącej tendencji rynku w dniach dużych wahań cen;
- dni dużych wahań cen przynoszą zyski, zwłaszcza jeśli w momentach zwrotnych, podczas trwania obrotu giełdowego, dokonywane będą korekty pozycji (taką strategię inwestycyjną określa się mianem „obrotu gammy” – trading gamma); posiadacz długiej pozycji straddle osiągnie dodatkowe zyski, jeżeli poziom zmienności cen wzrośnie w sposób znaczący; jeśli szerokie wahania cen kontraktów futures oraz wzrost zmienności nastąpią łącznie, wówczas zyski posiadacza long straddle okażą się bardzo satysfakcjonujące.

Wady:

- wysoki koszt pozycji ujemnej thety – wpływ czasu działa na niekorzyść inwestora;
- wyższa cena strategii w porównaniu do np. long strangle;

- możliwość utrzymania zmienności na dotychczasowym poziomie lub nawet jej spadek;
- w ogólnym przypadku pozycja ta może się wiązać z chwilowymi, i to całkiem sporymi, stratami finansowymi;
- w skrajnych przypadkach, gwałtowny spadek zmienności z względnie wysokiego poziomu może przynieść straty przekraczające ryzyko pozycji krótkich;
- w pewnych warunkach rynkowych (wysokiego poziomu zmienności) long straddle jest pozycją najbardziej narażoną na duże ryzyko kappy.

**Strategia 2: Long butterfly/condor – zalety i wady**

Strategia long butterfly to kupno opcji kupna o cenie wykonania A, opcji kupna o cenie wykonania B oraz sprzedaży dwóch opcji kupna o cenie wykonania C, przy czym  $A < C < B$ .

Charakterystyka strategii:

- oczekiwanie spadku zmienności;
- maksymalny zysk – w dniu wygaśnięcia kontraktu cena realizacji opcji jest bardzo bliska ceny bazowej opcji krótkiej;
- maksymalna strata – cena bieżąca w momencie wygaśnięcia opcji znajduje się poza przedziałem wyznaczonym przez ceny bazowe nabytych opcji kupna; równa się początkowej inwestycji.

Zalety:

- wykazuje dodatnią wartość thety (przynajmniej w pewnych okresach czasu);
- uzyskując większą premię czasową poprzez środkową krótką opcję w porównaniu z długimi pozycjami na skrzydłach, long butterfly osiąga „krótką premię” (short premium), a jego wartość wzrasta w miarę upływu czasu tak długo, jak długo wycentrowany będzie na poziomie ceny kontraktów futures (gdy cena wykonania środkowej krótkiej opcji pokryje się z ceną futures).

Wady:

- narażenie na ujemne wartości gammy i kappy w pozycjach jednego cyklu (jednak w przypadku pozycji long butterfly ujemne ryzyko kappy chronią skrzydła na wypadek, gdyby bieżące ceny kontraktów oddaliły się w znaczny sposób od środka; chociaż long butterfly wykazuje w

środku dodatnią wartość thety, w przypadku ekstremalnych zmian cen ryzyko kappy jest neutralizowane;

- jeżeli rynek pozostaje w sferze niskich poziomów zmienności, long butterfly zarabia niewielki zysk na upływającym czasie, unikając dużego ryzyka strategii short straddle. Ze względu na koszt neutralizacji kappy, theta jest wyraźnie mniejsza niż w przypadku krótkiego kroczku, stąd i mniejsze zyski.

Strategia long butterfly/condor to jedyna rozważna pozycja o krótkiej premii czasowej. Niekiedy określa się ją mianem ograniczonego rozkładu kredytowego (limited risk credit spread).

#### *Strategia 3: **Short butterfly** – zalety i wady*

Polega na zajęciu krótkich pozycji na opcjach o najniższej i najwyższej cenie bazowej przy jednoczesnym nabyciu dwóch opcji kupna.

Charakterystyka strategii:

- oczekiwany wzrost zmienności instrumentu bazowego;
- przynosi zysk, gdy w dniu wygaśnięcia opcji cena instrumentu będzie niższa od sumy niższej z cen wykonania opcji krótkich i kwoty uzyskanej ze sprzedaży spreadu lub wtedy, gdy cena realizacji opcji będzie wyższa niż różnica wyższej z cen opcji krótkich i kwoty uzyskanej ze sprzedaży spreadu;
- maksymalna strata to różnica cen bazowych opcji pomniejszona o początkowo uzyskaną kwotę.

Zalety:

- w przypadku znacznej zmiany ceny instrumentu bazowego pozwala na osiągnięcie niewielkiego zysku – znacznie mniejszego niż przy zastosowaniu np. long straddle;
- aby osiągnąć zysk wystarczy mniejszy ruch instrumentu bazowego, co oznacza większe prawdopodobieństwo sukcesu;
- jest to inwestycja generująca przychód początkowy (opcje sprzedawane są droższe niż kupowane), który jednocześnie jest maksymalnym możliwym do osiągnięcia zyskiem.

Wady:

- ujemna wartość thety i dodatnia kappy dla nie zmienionych poziomów cen kontraktów futures;

- dodatnia theta i ujemna kappa, jeśli ceny futures zmieniają się wyraźnie w dowolnym kierunku;
- utrata wartości w czasie, gdy rynek pogrąży się w stagnacji i spokoju;
- ograniczone zyski w przypadku dużych wahań cen;
- charakteryzuje się wszystkimi wadami long straddle oraz utratą potencjalnej możliwości osiągania dużych zysków

Porównując short butterfly ze strategią long butterfly, ta druga wydaje się zdecydowanie atrakcyjniejsza.

#### *Strategia 4: Long wrangle – zalety i wady*

Strategia long wrangle polega na kupnie dwóch opcji kupna z ceną wykonania C + kupnie dwóch opcji sprzedaży z ceną wykonania A oraz sprzedaży opcji sprzedaży z ceną wykonania B + sprzedaży opcji kupna z ceną B, przy czym  $C > B > A$ . Ryzyko straty: ograniczone, w przedziale od ceny A do B i od B do C.

##### *Zalety:*

- przypomina long straddle w próbach zyskiwania na wysokich rzeczywistych i implikowanych poziomach zmienności, jednak pozwala uniknąć niedogodności long straddle wynikających z wysokiej ujemnej thety;
- rezultacie long wrangle próbuje neutralizować wady long straddle, zachowując jednak profil ryzyka długiej zmienności (long volatility);
- długa pozycja long wrangle zasadniczo wykorzystuje kredyt ze sprzedaży opcji ze środka pozycji do zakupu większej ilości opcji na minusie. Jeśli dokona się tego ostrożnie i z wyczuciem, zdarza się, że pozycja long wrangle przybiera na wartości kredytu, a zatem można ją uznać za pozycję ograniczonego rozkładu kredytowego (o ograniczonym ryzyku). Osiągając krótką premię czasową w rozkładzie kredytowym, long wrangle ma thetę ujemną do neutralnej (niekiedy nawet dodatnią) w centrum pozycji, podobnie jak w przypadku long butterfly;

##### *Wady:*

- trymodalność ryzyka czyni pozycję long wrangle niestałą LRO-DN w strategiach jednego cyklu, zbliżając ją do faworyzowanego trymodalnego rozkładu profilu ryzyka pozycji long butterfly;
- skomplikowany rozkład proporcjonalny;

- long wrangle jest szczególnie czuła na ryzyko skośności, które w przypadku zmienności implikowanej rozkładów pionowych zwykle wpływa na wszystkie strategie opcyjne neutralnej delty;
- strategię long butterfly/wrangle osiągną w środku thetę neutralną lub dodatnią oraz neutralną lub dodatnią kappę na skrzydłach, czyli obie posiadają trzymodalny profil ryzyka (przy założeniu rozkładu prawdopodobieństwa zmian cen przynajmniej zbliżonego do normalnego);
- long butterfly oraz long wrangle osiągną dodatnią lub neutralną thetę z 68% prawdopodobieństwem, gdy zmiany cen wahać się będą w pobliżu ceny średniej (odpowiada to jednemu odchyleniu standardowemu); w pozostałych przypadkach, gdy ceny podlegać będą dużym wahaniom, pozycje te osiągną neutralną lub dodatnią wartość ryzyka kappy (w przypadku rynków finansowych przydatność strategii trzymodalnych w aktualnej sytuacji rynkowej ocenia się na podstawie odchyleń rzeczywistych notowań instrumentów bazowych od krzywej rozkładu normalnego).

Podsumowując, preferowanymi strategiami są niespekulacyjne strategie ograniczonego ryzyka, spośród których long butterfly/condor oraz long wrangle uważane są generalnie za najkorzystniejsze strategie jednego cyklu. Pozycje long straddle/condor są zwykle zbyt kappy ryzykowne, jak również niepraktyczne dla aktywnego specjalisty, natomiast long butterfly przedkładany jest nad short butterfly ze względu na ogólną różnicę ryzykowności. Stosowane przez specjalistów trzymodalne strategie inwestycyjne zgodne są z trzymodalnością profili ryzyka, przewidywanych przez teorię i obserwowanych w notowaniach historycznych.

### Podsumowanie

Wiele rodzajów informacji związanych bezpośrednio i pośrednio z rynkiem kapitałowym stwarza określony jego obraz i zarysowujące się możliwe tendencje, jednak potrzebne jest jeszcze wyczucie rynku, które ma istotny wpływ na efektywność podejmowanej decyzji inwestycyjnej. Wyraża się to w dobrej synchronizacji przeprowadzanych operacji giełdowych czy pozagiełdowych ze zmianami na rynku i zapewnia osiągnięcie sukcesu. Szczególnie duże znaczenie ma wyczucie momentów zmian koniunktury na rynku, zwłaszcza



pojawienie się hossy lub bessy i szybkie oraz zdecydowane dostosowanie decyzji inwestycyjnych.

Ważnym kierunkiem działań jest zweryfikowane zestawianie pakietu papierów wartościowych. Podstawowymi ich grupami są papiery dłużne krótkoterminowe rynku pieniężnego oraz obligacje i akcje, stanowiące instrumenty bazowe rynku kapitałowego. Efektywne strategie inwestycyjne powinny cechować zdolność dostosowania do zmieniającej się sytuacji na rynku. Zatem struktura portfela inwestycyjnego uzależniona jest od relacji opłacalność inwestycji w dane papiery wartościowe oraz ryzyka i powinna być kształtowana odpowiednio elastycznie. Wyceniając dochody z różnych grup papierów wartościowych długoterminowych i krótkoterminowych, mechanizmy współczesnego rynku kapitałowego pozwalają na efektywne przenoszenie kapitału z jednych na drugie. W zależności od opłacalności inwestycji, co może być uwarunkowane zmianami stóp procentowych, przewartościowaniem lub niedowartościowaniem danych papierów wartościowych (np. akcji) czy też innymi przyczynami.

Do fundamentalnych zasad inwestowania należy również zaliczyć potrzebę posiadania długofalowej koncepcji, wynikającej z preferencji inwestora, jego predyspozycji, skłonności do ryzyka i innych czynników, które można zaliczyć do filozofii inwestowania.

#### Literatura

1. DuBois Ch. H., *Tactical Asset Allocation: A Review of Current Techniques*, in *Active Asset Allocation*, ed. R. Arnott and F. Fabozzi (Chicago, III.: Probus Publishing, 1992).
2. Edwards R. D. and Magee J., *Technical Analysis of Stock Trends* (1948). New York: New York Institute of Finance, 1992.
3. *Market Gurus*, „Futures and Options World”, London, wrzesień 1990.
4. Elder A., *Zawód: inwestor giełdowy*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2006.
5. Engel Louis, *How to Buy Stocks* (1953). New York: Bantam Books, 1977.
6. Friedman M., *Essays in Positive Economics*. Chicago: The University of Chicago Press, 1953.
7. Graham B., *The Intelligent Investor*, 4<sup>th</sup> rev. Ed. New York: Harper 7 Row, 1973.
8. Hull J., *Kontrakty terminowe i opcje. Wprowadzenie*; WIG Press, Warszawa 1997 i kolejne wydania.
9. Kolb R. W., *Wszystko o instrumentach pochodnych*; WIG Press, Warszawa 1997.

10. Komar Z., *Sztuka Spekulacji*, Warszawa, Wyd. Pret S.A., 1993.
11. Pacelli A. P., *The Speculator's Edge*. New York: John Wiley & Sons, 1989.
12. Pring Martin J., *Podstawy analizy technicznej*, WIG-PRESS, Warszawa 1998.
13. Sperandeo V., *Trader Vic – metody mistrza Wall Street*, Dom Wydawniczy ABC, Warszawa 1998.
14. Telewes R. J. and Frank Jones, *The Futures Game*, wyd. 2. New York: Mc Graw-Hill, 1987.

### STRESZCZENIE

Referat przytacza podstawowe definicje i pojęcia dla strategii inwestycyjnych. Kolejno grupuje podejście do strategii w zależności od papierów wartościowych, dla których przyjmowano strategię. Omawia podstawowe strategię dla pojedynczych papierów wartościowych, portfela papierów wartościowych oraz instrumentów pochodnych, podaje wady i zalety przyjmowanych strategii. Całość ilustrowana jest przykładami - dla indeksu WIG-20 (GPW) oraz opcji na ropę naftową (NYMEX).

### CAPITAL MARKET INVESTMENT STRATEGIES

#### SUMMARY

This paper defines the fundamental ideas of the investment strategies. The presented approaches are as follows: single stock, single bond, portfolio of bonds, portfolio of stocks and derivatives (options). Authors discussed those strategies taking their pros and cons into account. This paper includes also examples of the mentioned strategies with reference to the index WIG-20 listed on the Warsaw Stock Exchange (WSE) market and crude oil options (NYMEX).

*Translated by R. Wójcikowski*

*Dr Rafał Wójcikowski*  
Politechnika Łódzka  
rafal.wojcikowski@interia.pl

*Mgr Milena Kabza*  
Politechnika Łódzka  
milena\_kabza@hotmail.com



ARTUR WYSZYŃSKI

## **PRODUKTY STRUKTURYZOWANE JAKO ALTERNATYWNE FORMY TRADYCYJNYCH INWESTYCJI FINANSOWYCH**

### **Wstęp**

Ostatnie miesiące 2007 i początek 2008 roku przyniosły znaczne spadki cen akcji na większości światowych giełd, w tym również na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Wyprzedaż akcji na giełdach była spowodowana przede wszystkim emocjami inwestorów a także niepewnymi informacjami związanymi z gospodarką Stanów Zjednoczonych. Również prognozy makroekonomiczne dla Polski na 2008 rok wskazują na stopniowy wzrost stóp procentowych oraz stopy inflacji. Czy wobec powyższych warunków, niezależnie od istniejącej koniunktury na rynkach finansowych istnieją inne sposoby inwestowania, które mogą dać ponadprzeciętną stopę zwrotu od zainwestowanego kapitału? Takim sposobem może być inwestycja w produkty strukturyzowane.

Inwestycje w produkty strukturyzowane są interesującą alternatywą inwestycyjną, dla inwestorów niechętnie podejmujących wyższą ekspozycję na ryzyko zmian cen na rynku. Do najważniejszych zalet tego instrumentu należy zaliczyć teoretycznie pełną ochronę zainwestowanego kapitału. Ochrona kapitału w ujęciu realnym oznacza, że inwestorzy zarobią tyle, ile wynosi inflacja. Do tradycyjnych form inwestycji które mogą zrealizować ten cel możemy zaliczyć przede wszystkim: lokaty bankowe oraz papiery wartościowe o wysokim bezpieczeństwie finansowym jak obligacje. Produkty strukturyzowane a szczególnie te, które są przedmiotem notowań rynku giełdowego charakteryzuje wysoka płynność. Ponadto instrumenty te są dobrym rozwiązaniem dla inwestorów poszukujących dywersyfikacji ryzyka swojego portfela inwestycyjnego, a także dają dostęp do rynków i rozwiązań inwestycyjnych, które nie są dostępne poprzez zakup jednostek funduszy inwestycyjnych. W produkty strukturyzowane

najczęściej wbudowane są polisy ubezpieczeniowe co powoduje, że zyski osiągnięte z tego rodzaju inwestycji są zwolnione z podatków od zysków kapitałowych. Dynamiczny rozwój tego typu instrumentów w Polsce i na świecie spowodował, że produkty te są dostępne nie tylko dla zamożnych inwestorów, ale coraz częściej ze względu na mniejsze nominały mogą być nabywane przez inwestorów detalicznych.

### **Pojęcie strukturyzowanych produktów (instrumentów) finansowych**

Produkty strukturyzowane powstają najczęściej poprzez połączenie cech dwóch lub więcej instrumentów klasycznych tj. instrumentu dłużnego oraz instrumentu pochodnego. Kapitał zainwestowany w ten instrument składa się z dwóch podstawowych części. Pierwsza – bezpieczna – lokowana jest w instrumenty wolne od ryzyka, np. skarbowe papiery wartościowe (obligacje), drugą – ryzykowna – inwestowana jest zwykle w instrumenty pochodne, najczęściej w opcje. Typowym instrumentem strukturyzowanym będzie instrument (capital-guaranteed product), którego część bezpieczną stanowić będzie obligacja zerokuponowa połączona z opcją kupna instrumentu bazowego (indeks lub koszyk indeksów). Całkowita kwota wypłacona nabywcy tak skonstruowanego instrumentu strukturyzowanego na koniec okresu inwestycji będzie zależała od zmiany ceny indeksu odniesienia. W dniu zapadalności obligacji zerokuponowej, inwestor otrzymuje zwrot całości zainwestowanego kapitału (wartość nominalną obligacji). Jeżeli sytuacja na koniec okresu inwestycji okaże się sprzyjająca, to inwestor oprócz zwrotu zainwestowanego kapitału otrzyma również dochód wynikający ze zmiany ceny instrumentu podstawowego (indeksu). Ze względu na rodzaj indeksu (indeksów) odniesienia instrumenty strukturyzowane dzielimy na następujące grupy (Gudaszewski, Hnatiuk 2004):

- *Equity-Linked Notes* (indeksami odniesienia są ceny akcji, indeksy giełdowe)
- *Credit-Linked Notes* (indeksami odniesienia są zdarzenia bankowe, np. bankructwo, zmiana spreadu kredytowego)
- *Commodity-Linked Notes* (indeksami odniesienia są ceny instrumentów towarowych)
- *Currency-Linked Notes* (indeksami odniesienia są kursy walutowe lub koszyki walut)

- *Interset-Rate-Linked Notes* (indeksami odniesienia są rynkowe stopy procentowe, np. WIBOR)
- *Hedge-Fund-Linked Notes* (indeksami odniesienia są mierniki wartości udziałów w funduszach typu hedge)

W zależności od celów w jakim stworzono instrument możemy wyróżnić dwa podstawowe rodzaje produktów strukturyzowanych:

- produkty gwarantujące ochronę kapitału (*Principal Protected Note*) – bardzo bezpieczne, dają inwestorowi określony udział w zyskach jakie generuje w produkt wskaźnik rynkowy i jednocześnie 100-procentową gwarancję zwrotu zainwestowanego kapitału,
- produkty nie gwarantujące pełnej ochrony kapitału (*Yield Enhanced Notes*) – są to instrumenty bardziej ryzykowne, gdyż większy jest udział inwestora zarówno w zyskach, jak i stratach generowanych przez wbudowany instrument w produkt strukturyzowany.

W Polsce produkty strukturyzowane dostępne są jako lokaty inwestycyjne, polisy ubezpieczeniowe, obligacje strukturyzowane, certyfikaty funduszy inwestycyjnych zamkniętych, bankowe papiery wartościowe. Oferowane na polskim rynku produkty te są emitowane przez podmioty o dużej renomie, o bardzo dobrej wiarygodności kredytowej, potwierdzonej przez agencje ratingowe. W Polsce największą grupę tego typu instrumentów notowanych na GPW w Warszawie stanowią certyfikaty. W 2007 roku obrót tymi papierami wynosił ok. 25 mln zł. co w porównaniu z innymi rynkami np. niemieckim gdzie roczny obrót strukturyzowanych certyfikatów wyniósł ok. 200 mld euro, jest to bardzo niewielką kwotą.

Jako nowe instrumenty na GPW w Warszawie, produkty strukturyzowane pojawiły się w 2006 r. Pierwszym była obligacja strukturyzowana „DB magiczna trójka” wyemitowana przez londyński oddział Deutsche Bank AG. Jest to trzyletnia obligacja powiązana z rynkami akcji, pieniężnym, towarowym i nieruchomości. Wartość tej obligacji w dniu wykupu uzależniony jest od portfela inwestycyjnego składającego się z dziewięciu aktywów, każdy o innym charakterze. Są tam amerykańskie indeksy giełdowe, indeks japońskiej giełdy Nikkei 25, kontrakty na miedź i aluminium na Londyńskiej Giełdzie Metali, kontrakty na ropę naftową zawarte na NYMEX, europejski indeks nieruchomości, indeks rynku pieniężnego, oraz indeks polskiej giełdy papierów wartościowych WIG20

Obecnie na rynku warszawskiej giełdy notowane są następujące produkty strukturyzowane: obligacje strukturyzowane: DB Magiczna Trójka, Obligacje WIG20 wyemitowane przez londyński oddział Deutsche Bank AG, certyfikaty indeksowe na indeks NTX wyemitowane przez ERSTE. Są to instrumenty w skład, którego chodzi 30 największych pod względem kapitalizacji i free float'u spółek z Austrii, Polski, Czech, Słowacji, Węgier, Słowenii, Rumunii, Bułgarii i Chorwacji, certyfikaty strukturyzowane emitowane przez Raiffeisen Centrobank AG (RCB) z Wiednia oraz certyfikaty UniCredit emitowane przez Bank HVB należący do grupy UniCredit.

Na polskim rynku finansowym w występują także strukturyzowane certyfikaty znajdujące się w ofercie głównie banków. Są to krótkoterminowe papiery wartościowe emitowane na okaziciela przez banki. W terminie zapadalności certyfikatu bank zobowiązuje się do wypłaty nabywcy zainwestowanej kwoty wraz z należnym oprocentowaniem. Oprocentowanie jest uzależnione od wybranej zmiennej rynkowej, np. kursu walutowego, poziomu stóp procentowych, indeksu giełdowego, cen akcji itp. Inwestycja w certyfikaty daje możliwość osiągnięcia wyższego zwrotu niż z lokat bankowych pod warunkiem zrealizowania przyjętych założeń rynkowych, przy jednoczesnej gwarancji zwrotu kapitału w dniu zapadalności inwestycji.

### **Cel i metodyka badań**

Celem pracy jest próba oceny opłacalności inwestycji w produkt strukturyzowany. Do badań wykorzystano strukturyzowany certyfikat depozytowy (SCD) emitowany przez bank, którego indeksem odniesienia jest kurs EUR/USD. Instrument został wyemitowany w dniach 12-20 grudnia 2007 r. i skierowany był do klientów, którzy przewidywali umocnienie się USD względem EURO w okresie 6 miesięcy od dnia emisji. Zgodnie z warunkami inwestycji, klient otrzyma odsetki premiowe, gdy jego przewidywania co do zmian kursu EUR/USD okażą się słuszne. Warunki inwestycji oraz progowe kwoty rentowności w zależności od wysokości zainwestowanej kwoty w certyfikat pokazano w tabeli 1.

Odsetki z inwestycji będą naliczane zgodnie z poniższą formułą:

$(\text{kurs odniesienia} - \text{kurs rozliczeniowy}) \times \text{poziom partycypacji} \times 360/182$

Badania przeprowadzono w oparciu o trzy hipotetyczne scenariusze (sytuacje) kształtowania się kursu EUR/USD na rynku walutowym w dniu zapadalności instrumentu. Rzeczywistą stopę rentowności badanego instrumentu obliczono dla trzech przedziałów kwot inwestycji w USD przy określonych poziomach partycypacji.

Tabela 1. Warunki inwestycji w strukturyzowane certyfikaty depozytowe

| Okres subskrypcji        | 12-20 grudnia                                                                                         |
|--------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Kurs odniesienia         | Kurs EUR/USD wyliczony wg formuły: fixing NBP EUR/PLN dzielone fixing USD/PLN, z dnia 21 grudnia 2007 |
| Dzień fixingu            | 23 czerwca 2008                                                                                       |
| Kurs rozliczeniowy       | Kurs EUR/USD wyliczony wg formuły: fixing NBP EUR/PLN dzielone fixing USD/PLN                         |
| Okres trwania inwestycji | 24 grudnia 2007 – 25 czerwca 2008                                                                     |
| Dzień emisji             | 24 grudnia 2007                                                                                       |
| Dzień wykupu SCD         | 25 czerwca 2008                                                                                       |
| Dzień płatności odsetek  | 25 czerwca 2008                                                                                       |
| Wartość nominalna 1 SCD  | 500 USD                                                                                               |

Źródło: opracowanie własne.

Przedziały inwestycji, poziomy partycypacji oraz maksymalne zakresy rentowności inwestycji dla trzech grup inwestorów zaprezentowano w tabeli 2.

Tabela 2. Maksymalne kwoty rentowności oraz poziomy partycypacji w zależności od wysokości zainwestowanej kwoty inwestycji.

| Kwota inwestycji w USD | Poziom partycypacji (%) | Maksymalna rentowność inwestycji (%) |
|------------------------|-------------------------|--------------------------------------|
| 30 000 -               | 58,65                   | 6,7                                  |
| 15000 ÷ 29500          | 44,49                   | 5,1                                  |
| 2000 ÷ 14500           | 28,32                   | 3,2                                  |

Źródło: opracowano na podstawie warunków emisji SCD banku.

Jeżeli w dniu fixingu (23 czerwca 2008) kurs rozliczeniowy będzie równy lub wyższy od kursu rozliczenia, rentowność inwestycji wyniesie 0% w skali roku. Kształtowanie wysokości oprocentowania kuponu certyfikatu w zależności od kursu odniesienia przedstawiono w tabeli 3.

Hipotetyczne scenariusze na rynku walutowym w dniu 23.06.08 r. gdzie w zależności od trzech form inwestycji (>30000, 15000÷29500 i 2000÷14500 USD) wystąpiły trzy sytuacje, w których kursy rozliczeniowe ( $K_{roz}$ ) kształtowały się następująco: 1,3900; 1,3780 i 1,4420.

W badaniach założono dwa kursy: odniesienia ( $K_{od}$ ) na poziomie 1,4380 EUR/USD oraz kurs minimalny ( $K_{min}$ ) na poziomie 1,3800 EUR/USD. Jeżeli kurs rozliczeniowy w dniu zapadalności instrumentu będzie równy bądź mniejszy od  $K_{min}$ , wówczas inwestor otrzyma maksymalną rentowność inwestycji, tj. 6,7/5,1/3,2% (w zależności od wartości zainwestowanego kapitału).

Tabela 3. Zakładane wartości kursów EUR/USD oraz oprocentowanie kuponu w trzech zakresach w dniu zapadalności inwestycji.

| Przedziały kursów EUR/USD            | Oprocentowanie kuponu<br>(% p.a. )                                                                              |
|--------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Poniżej 1,3800                       | 6,7/5,1/3,2                                                                                                     |
| Niższy od 1,4380, ale powyżej 1,3800 | zgodnie z formułą: $(1,4380 - \text{kurs rozliczeniowy}) \times \text{poziom partycypacji w \%} \times 360/182$ |
| Równy lub wyższy od 1,4380           | 0%                                                                                                              |

Źródło: opracowano na podstawie warunków emisji SCD banku

### Wyniki badań

Kształtowanie się rentowności strukturyzowanych depozytów bankowych w zależności od trzech form inwestycji w ten instrument zaprezentowano w tabelach 4, 5, 6, natomiast profile wypłat inwestorów w każdej z trzech sytuacji pokazano na rysunkach 1a, 1b, 1c, 2a, 2b, 2c, 3a, 3b, 3c.

#### Sytuacja I

Kurs rozliczeniowy jest mniejszy od kursu odniesienia, ale większy od kursu minimalnego

$$K_{min} < K_{roz} < K_{od}$$

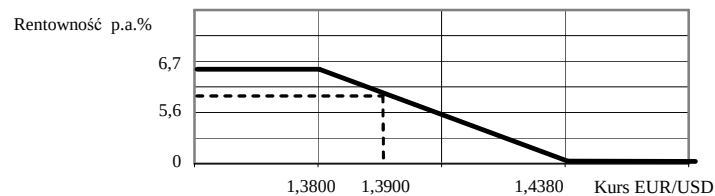
$$K_{roz} = 1,3900 \text{ EUR/USD}$$

Tabela 4. Kształtowanie się rentowności w zależności od kwoty zaangażowanego kapitału w inwestycję w sytuacji I.

| Kwota inwestycji w USD | Rentowność SCD w dniu zapadalności instrumentu (%)       | Maksymalna rentowność inwestycji gwarantowana przez bank (%) | Rzeczywista rentowność (%) |
|------------------------|----------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------|----------------------------|
| 30000 >                | $(1,4380 - 1,3900) \times 58,65 \% \times 360/182 = 5,6$ | 6,7                                                          | 5,6                        |
| 1 000 ÷ 29500          | $(1,4380 - 1,3900) \times 44,49 \% \times 360/182 = 4,2$ | 5,1                                                          | 4,2                        |
| 2000 ÷ 14500           | $(1,4380 - 1,3900) \times 28,32 \% \times 360/182 = 2,7$ | 3,2                                                          | 2,7                        |

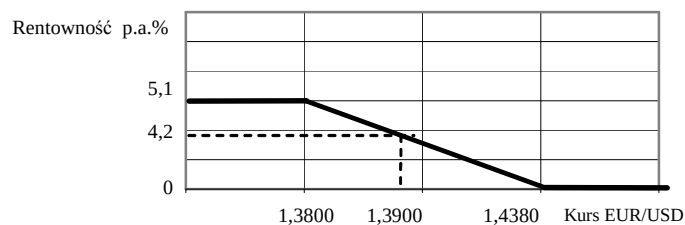
Źródło: opracowanie własne





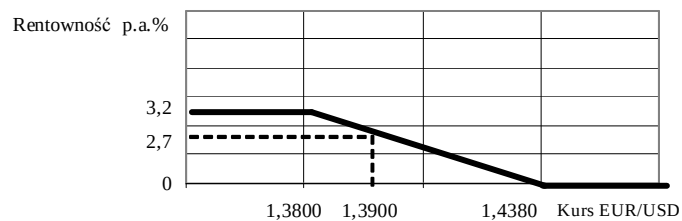
Rys. 1a. Profil wypłaty inwestora (>30000 USD), jeżeli  $K_{roz} = 1,3900$  EUR/USD

Źródło: opracowanie własne



Rys. 1b. Profil wypłaty inwestora (15000÷29500 USD), jeżeli  $K_{roz} = 1,3900$  EUR/USD

Źródło: opracowanie własne



Rys. 1c. Profil wypłaty inwestora (2000÷14500 USD), jeżeli  $K_{roz} = 1,3900$  EUR/USD

Źródło: opracowanie własne

## Sytuacja II

Kurs rozliczeniowy jest mniejszy od kursu minimalnego

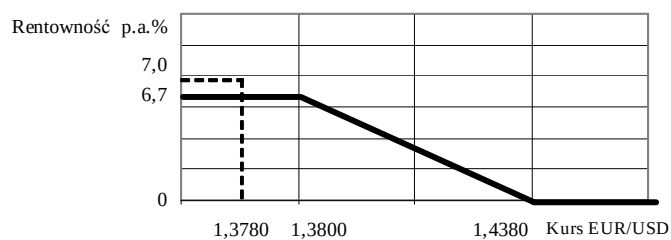
$$K_{roz} < K_{min}$$

$$K_{roz} = 1,3780 \text{ EUR/USD}$$

Tabela 5. Kształtowanie się rentowności w zależności od kwoty zaangażowanego kapitału w inwestycję (SCD) w sytuacji II.

| Kwota inwestycji w USD | Rentowność SCD w dniu zapadalności instrumentu (%)       | Maksymalna rentowność inwestycji gwarantowana przez bank (%) | Rzeczywista rentowność (%) |
|------------------------|----------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------|----------------------------|
| 30000 >                | $(1,4380 - 1,3780) \times 58,65 \% \times 360/182 = 7,0$ | 6,7                                                          | 7,0                        |
| 15000 ÷ 29500          | $(1,4380 - 1,3780) \times 44,49 \% \times 360/182 = 5,2$ | 5,1                                                          | 5,3                        |
| 2000 ÷ 14500           | $(1,4380 - 1,3780) \times 28,32 \% \times 360/182 = 3,4$ | 3,2                                                          | 3,4                        |

Źródło: opracowanie własne



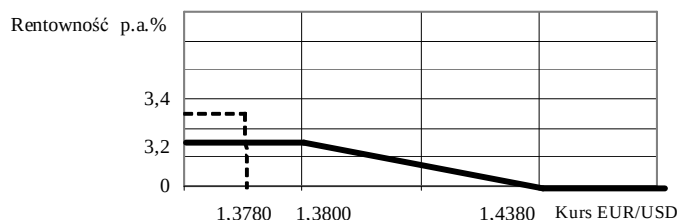
Rys. 2a. Profil wypłaty inwestora (>30000 USD) jeżeli  $K_{roz} = 3,6800$  EUR/USD

Źródło: opracowanie własne



Rys. 2b. Profil wypłaty inwestora (15000 ÷ 29500 USD), jeżeli  $K_{roz} = 3,6800$  EUR/USD

Źródło: opracowanie własne



Rys. 2c. Profil wypłaty inwestora (2000÷14500 USD), jeżeli  $K_{roz}=3,6800$  EUR/USD

Źródło: opracowanie własne

### Sytuacja III

Kurs rozliczeniowy jest większy od kursu odniesienia

$$K_{roz} > K_{od}$$

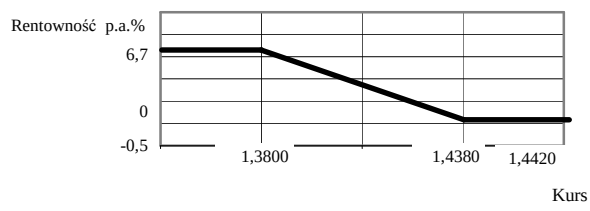
$$K_{roz} = 1,4420 \text{ EUR/USD}$$

Na podstawie kształtowania się kursów: odniesienia i rozliczeniowego w dniu zapadalności strukturyzowanego certyfikatu depozytowego możemy zaobserwować, że największą rentowność uzyska inwestor w przypadku scenariusza pierwszego i drugiego.

Tabela 6. Kształtowanie się rentowności w zależności od kwoty zaangażowanego kapitału w inwestycję (SCD) w sytuacji III.

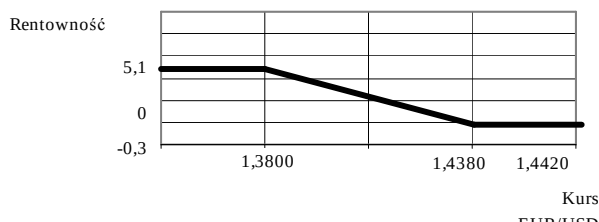
| Kwota inwestycji w USD | Rentowność SCD w dniu zapadalności instrumentu (%)     | Maksymalna rentowność inwestycji gwarantowana przez bank (%) | Rzeczywista rentowność (%) |
|------------------------|--------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------|----------------------------|
| 30000 >                | $(1,4380-1,4420) \times 58,65\% \times 360/182 = -0,5$ | 6,7                                                          | 0                          |
| 15000 ÷ 29500          | $(1,4380-1,4420) \times 44,49\% \times 360/182 = -0,3$ | 5,1                                                          | 0                          |
| 2000 ÷ 14500           | $(1,4380-1,4420) \times 28,32\% \times 360/182 = -0,2$ | 3,2                                                          | 0                          |

Źródło: opracowanie własne



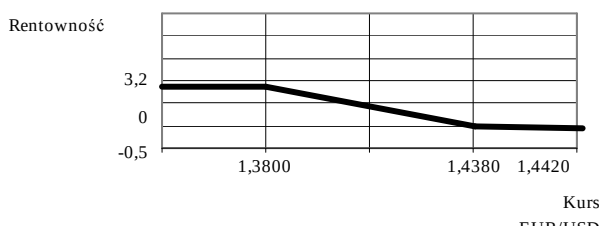
Rys. 3a. Profil wypłaty inwestora (>30000 USD), jeżeli  $K_{roz} = 1,4420$  EUR/USD

Źródło: opracowanie własne



Rys. 3b. Profil wypłaty inwestora (15000÷29500 USD), jeżeli  $K_{roz}=1,4420$  EUR/USD

Źródło: opracowanie własne



Rys. 3c. Profil wypłaty inwestora (2000÷14500 USD), jeżeli  $K_{roz}=1,4420$  EUR/USD

Źródło: opracowanie własne

W pierwszym przypadku gdy kurs rozliczeniowy jest większy od kursu odniesienia ale mniejszy od kursu minimalnego inwestor będzie mógł zrealizować rzeczywistą rentowność na poziomie (w zależności od wartości kwoty inwestycji) równym odpowiednio: 5,6/4,2/2,7%. W przypadku drugim, gdy wartość kursu rozliczeniowego na rynku walutowym będzie mniejsza od wartości kursu minimalnego, inwestor zrealizuje maksymalną wartość odsetek przewidzianą w umowie. W przypadku trzecim, gdy kurs rozliczenia będzie wyższy od kursu odniesienia inwestor nie osiągnie dodatniej stopy zwrotu, jednak otrzyma całkowity zwrot zainwestowanego kapitału.

### Podsumowanie

Przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnej przez osoby zamierzające ulokować swoje pieniądze w instrumenty finansowe w tym w strukturyzowane certyfikaty depozytowe dostępne na rynku finansowym należy zwrócić uwagę na aktualną sytuację oraz koniunkturę rynkową. Rynek finansowy charakteryzuje się zmiennością cen instrumentów finansowych, towarowych, kursów walutowych a także niestalością stóp procentowych na rynku oraz innych czynni-

ków. Dlatego też podjęcie decyzji inwestycyjnej przez inwestora, powinno wynikać z aktualnej sytuacji ekonomicznej na rynku finansowym.

Podsumowując dotychczasowe rozważania należy stwierdzić, że strukturyzowane certyfikaty depozytowe są alternatywnym w stosunku do klasycznych form inwestycji finansowych produktem oferowanym przez banki na rynku finansowym. Są to instrumenty dające możliwość potencjalnym inwestorom na ekspozycje na rynki finansowe, a także na rynki towarowe, z jednoczesną gwarancją zwrotu zainwestowanego kapitału. Klienci decydując się na zakup certyfikatów, powinni zdawać sobie sprawę z tego, że bank poza gwarantowanym zwrotem zainwestowanego kapitału, nie gwarantuje dodatkowego zysku, który zależy od kształtowania się indeksów na rynku. Z drugiej jednak strony rodzaj tej inwestycji pozwala ograniczyć ryzyko utraty kapitału. Uwzględniając korzyści jakie niosą ze sobą strukturyzowane certyfikaty depozytowe, należy oczekiwać rosnącego tempa rozwoju rynku tych instrumentów w Polsce.

#### Literatura

1. Dmítruk B., Stachowiak W., *Produkty strukturyzowane w realiach polskich przedsiębiorstw*. Rynek terminowy, 2005, nr 29.
2. Gudaszewski W., Hnatiuk M., Lenartowicz A., *Diagnoza światowego i polskiego rynku instrumentów strukturyzowanych*. Rynek terminowy, 2004, nr 25.
3. Gudaszewski W., Hnatiuk M., *Zasady konstruowania strukturyzowanych instrumentów finansowych*. Rynek terminowy, 2005, nr 28.
4. Jobman D., *The Handbook of Alternative Investment*, Wiley Finance 2004..
5. Kat Harry M., *Structured Equity Derivatives: The Definitive Guide to Exotic Options and Structured Notes*, Wiley 2001..
6. Kupiecka E., *Inwestycje alternatywne dla inwestorów indywidualnych*, [www.copernicus-tfi.pl](http://www.copernicus-tfi.pl), 2005.

#### STRESZCZENIE

Celem niniejszego artykułu jest próba oceny opłacalności inwestycji w strukturyzowane instrumenty finansowe dostępne na polskim rynku finansowym. Przedmiotem badań jest strukturyzowany certyfikat depozytowy (SCD) emitowany przez bank, którego indeksem odniesienia jest poziom kursu EUR/USD. Badania przeprowadzono

w oparciu o trzy hipotetyczne scenariusze kształtowania się kursu EUR/USD na rynku walutowym w zależności od trzech kwot inwestycji.

## **STRUCTURED PRODUCTS AS ALTERNATIVES FORMS OF TRADITIONAL FINANCIAL INVESTMENTS**

### **SUMMARY**

The object of research has been the structured certificates of deposit issued by a bank that reference index is the EUR/USD exchange rate. The research has been carried out on the basis of three hypothetical situations of the EUR/USD exchange rate of the foreign exchange market.

*Translated by A. Wyszynski*

*Dr Artur Wyszynski*  
Uniwersytet Warmińsko-Mazurski  
arturwy@uwm.edu.pl



MAGDALENA ZAŁĘCZNA

## REIT W EUROPIE JAKO REZULTAT PRZEKSZTAŁCEŃ INSTYTUCJONALNYCH RYNKU NIERUCHOMOŚCI

### Przekształcenia instytucjonalne rynku nieruchomości<sup>1</sup>

Instytucja jest elementem złożonego systemu społeczno-ekonomicznego, zatem badanie instytucji pozwala na uzyskanie wiedzy o systemie<sup>2</sup>. Porządek instytucjonalny oraz otoczenie instytucjonalne składają się łącznie na strukturę instytucjonalną<sup>3</sup>. Porządek instytucjonalny to zespół norm i zasad rządzących określonymi umowami, a kontekst w jakim powstają, funkcjonują i zmieniają się to otoczenie instytucjonalne. Należą do niego zasady prawa własności, mechanizm ich wdrażania i związane z tym koszty, oczekiwania co do ludzkich zachowań, relacje władzy, infrastruktura komunikacji i przepływ informacji<sup>4</sup>. Zdefiniowanie rynku jako instytucji społecznej implikuje określone konsekwencje teoretyczne: wymiana ma kontekst instytucjonalny, konieczne jest więc zaakceptowanie istniejących barier i ograniczeń, odrzuca się neoklasyczne założenie o wolnym rynku.

<sup>1</sup> Rynek nieruchomości na potrzeby artykułu jest rozumiany szeroko, jako kierunek dokonywanych inwestycji.

<sup>2</sup> Szerzej: Samuels, W. J., *The present state of institutional economics*, Cambridge Journal of Economics, Vol. 19, Iss. 4, 1995.

<sup>3</sup> por.: L.E.Davis, D.C. North, *Institutional change and America economic growth*. Cambridge University Press, Cambridge 1971.

<sup>4</sup> za: A. Dorward, J. Kydd, J. Morrisom, C. Poulton, *Institutions, markets and economic co-ordination: linking development policy to theory and praxis*. Development and change 36/1/2005, str. 2-3.

Rynek ma cechy społeczne i kolektywne, a jego zasadnicza rola polega na dostarczaniu informacji i kształtowaniu indywidualnych preferencji, oczekiwań i działań jego uczestników<sup>5</sup>.

Przejawy procesu instytucjonalizacji na rynku nieruchomości odzwierciedlają zmiany kulturowe w społeczeństwie oraz rozwój gospodarczy, rynek ten jest zarówno narzędziem zmian jak i ich katalizatorem. Zmiany instytucjonalne dotyczące rynku nieruchomości, obserwowane w gospodarkach krajów zachodnich, wynikają m.in. z ogromnego wzrostu ilości i rodzajów podmiotów oferujących pośrednie inwestycje w nieruchomości. Umożliwiły to zmiany instytucjonalne na rynkach finansowych, wygenerowane przez nowe regulacje prawne, które z kolei są efektem wzrostu dostępności informacji oraz globalnych przepływów kapitału. Pozytywny odbiór nieruchomości przez inwestorów wynika ze zróżnicowania poziomu ryzyka i zysku w oferowanych produktach inwestycyjnych, zwiększa się spektrum inwestorów zainteresowanych pośrednim udziałem w rynku nieruchomości, ponieważ mogą wybrać produkt inwestycyjny dostosowany do ich wymagań. Rozwój rynku podmiotów oferujących pośrednie inwestycje pozwolił także na wzrost zasięgu przestrzennego wybieranych lokalizacji. Jednakże pojawiła się także konieczność zarządzania portfelem inwestycyjnym złożonym z inwestycji pośrednich na rynku nieruchomości, co wymaga określonego przygotowania teoretycznego.

Zmiany instytucjonalne są także wyraźnie widoczne w zakresie finansowania inwestycji na rynku nieruchomości. Charakterystyczne jest coraz większe dostosowanie do potrzeb klientów oraz rozwój sekurytyzacji wraz z segmentem ubezpieczeń kredytów hipotecznych i emitowanych papierów wartościowych. Czynniki te wpływają na silne zwiększenie środków finansowych przeznaczonych na rynek nieruchomości<sup>6</sup>.

### Cechy szczególne Real Estate Investment Trust (REIT)

Badając zarówno bezpośrednie jak i pośrednie inwestycje na rynku nieruchomości obserwuje się zróżnicowanie inwestorów pod względem oczekiwanej

<sup>5</sup> Ibidem, str. 178, Keynes wskazuje, iż działamy w ramach naszych przeszłych doświadczeń i ustalonych reguł, brak wiary w trafność własnego osądu powoduje odwoływanie się do oceny większości, którą uznajemy za lepiej poinformowaną, za: J.M. Keynes, *The general theory of employment, interest and Money*. London, Macmillan, 1973, str. 114.

<sup>6</sup> Szerzej: E. D'Arcy, *Markets, market structures and market change: expanding the real estate research paradigm*. Pacific Rim Property Research Journal, Vol. 12, Nr 4,



stopę zwrotu i akceptowanego ryzyka. Generalnie uważa się, że inwestycje pośrednie wiążą się z możliwością uzyskania większego zysku, ale pociągają to za sobą wyższy poziom ryzyka<sup>7</sup>. Inwestor decydujący się na udział pośredni w inwestycjach na rynku nieruchomości najczęściej nie ma możliwości kontroli dokonywanych inwestycji, a kontrola funkcjonowania podmiotu, poprzez który dokonywane są inwestycje, uzależniona jest od formy prawno-organizacyjnej, w której dana jednostka działa – por. tabela 1. Podmioty działające w obrocie publicznym oferują wyższą płynność oraz bardziej szczegółowe informacje o wynikach inwestycyjnych, co wynika z wymogów ładu korporacyjnego uczestników obrotu giełdowego.

Tabela 1. Porównanie wybranych narzędzi dokonywania inwestycji pośrednich na rynku nieruchomości

| Rodzaj                                 | Kontrola funkcjonowania | Kontrola dokonywanych inwestycji | Koszty zarządzania | Płynność | Informacje o wynikach |
|----------------------------------------|-------------------------|----------------------------------|--------------------|----------|-----------------------|
| Fundusz nieruchomości otwarte          | Wysoka                  | Niska                            | Niskie             | Wysoka   | Szczegółowa           |
| Fundusz nieruchomości zamknięty        | Niska/średnia           | Niska                            | Niskie             | Niska    | Ogólna                |
| REIT notowany w obrocie giełdowym      | Wysoka                  | Niska                            | Niskie             | Wysoka   | Szczegółowa           |
| REIT nie notowany w obrocie giełdowym  | Średnia                 | Niska                            | Niskie             | Niska    | Ogólna                |
| Spółka deweloperska (property company) | Średnia                 | Niska                            | Niskie             | Wysoka   | Ogólna                |

Źródło: opracowanie własne, na podstawie: D’Arcy, E. and Lee S., *Institutional change in the real estate investment market: Some Evidence from Europe*, Referat prezentowany na 22 Annual Meeting of the American Real Estate Society, Key West Florida, March 2006.

Real Estate Investment Trust (REIT) są korporacjami lub funduszami, które zbierają kapitał od dużej grupy inwestorów i przeznaczają go na inwestycje na rynku nieruchomości. Kapitał inwestycyjny osiągany jest przez emisję papierów wartościowych i ich sprzedaż. Fundusz inwestycyjny nieruchomości posiada wieloletnią tradycję, jego źródeł można szukać w Stanach Zjednoczonych w XIX wieku (spółki zainteresowały się nieruchomościami, ponieważ ten rodzaj

<sup>7</sup> Ibidem, s. 454.

inwestycji chronił je przed podatkami federalnymi). Następnie zmieniono regulacje podatkowe i zaprzestano tworzenia tego typu podmiotów. W latach 60-tych Kongres przywrócił uprzywilejowaną pozycję podatkową spółkom inwestującym w nieruchomości (tzw. *Massachusetts trusts* zostały zwolnione z podatku dochodowego od osób prawnych, tę regulację rozciągnięto również na fundusze inwestycyjne nieruchomości). Obecnie przywileje podatkowe są cechą charakterystyczną REIT bez względu na miejsce powstania i obszar działalności. REIT angażują swoje środki przede wszystkim w nabywanie prawa własności i zarządzanie nieruchomościami przynoszącymi dochód, ponadto mogą udzielać pożyczek hipotecznych i uzyskiwać dochody w postaci odsetek. Celem zarządu w odniesieniu do funduszy inwestujących w nieruchomości jest osiągnięcie dochodu z nieruchomości poprzez odpowiedni dobór składu portfela oraz prawidłowe zarządzanie nieruchomościami. Wyniki tego typu REIT zależą więc od aktywności i profesjonalizmu jego zarządu. REIT udzielające pożyczek hipotecznych zwracają uwagę na ryzyko kredytowe i odpowiednie zabezpieczanie wiarytelności.

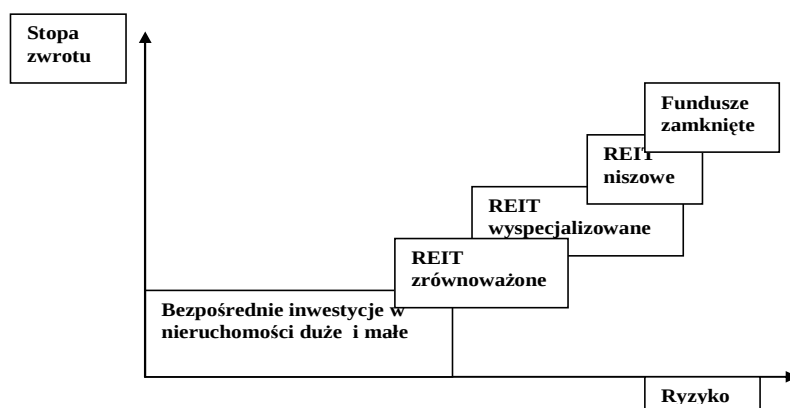
Zwiększenie oferty inwestycyjnej dotyczącej rynku nieruchomości sprzyja poszerzeniu grona inwestorów decydujących się na udział w tym segmencie rynku kapitałowego. Inwestorzy tradycyjnie zainteresowani inwestycjami bezpośrednimi na rynku nieruchomości dywersyfikują swoje portfele dodając inwestycje pośrednie<sup>8</sup>, nie są zmuszeni do długotrwałych i kosztownych poszukiwań nieruchomości, nadających się do ulokowania kapitału. Jest to szczególnie istotne w wypadku działania na międzynarodowym rynku nieruchomości. Przy możliwości wyboru inwestycji na nowym, atrakcyjnym rynku nie ma dodatkowego ryzyka działania w obcym otoczeniu instytucjonalnym.

Ponadto inwestorzy, którzy poprzednio wykluczali inwestycje w nieruchomości z powodu ich wysokiej kapitałochłonności i wymogu aktywnego zarządzania, mogą skorzystać z zalet tego typu inwestycji, używając inwestycji pośrednich.

---

<sup>8</sup> Wiele jest badań dotyczących wzajemnych relacji inwestycji bezpośrednich i pośrednich na rynku nieruchomości, por. np.: B. Feldman, *Investment policy for securitized and direct real estate*, Journal of Portfolio Management, Special Issue 2003, ss. 112-121; T. Idzorek., M. Barad, S. Meier, *Commercial Real Estate: The Role of Global Listed Real Estate Equities in a Strategic Asset Allocation*, Ibbotson Associates, Chicago 2006.

Coraz większa liczba podmiotów umożliwiających pośredni udział w rynku nieruchomości oraz zróżnicowanie ich struktury prawno-organizacyjnej wymagają jednak oszacowania poziomów ryzyka i stopy zwrotu przypisywanych do danego typu podmiotu. Inwestor oraz doradca inwestycyjny mogą wybrać rodzaj i sposób działania podmiotu, który najbardziej będzie odpowiadał założonym celom inwestycyjnym, muszą jednak być świadomi tego, iż ryzyko związane z takimi inwestycjami może mieć inne źródła niż w wypadku inwestycji bezpośrednich w nieruchomości<sup>9</sup>.



Rys. 1. Stosunek do poziomu ryzyka i stopy zwrotu REIT i funduszy nieruchomości  
 Źródło: opracowanie własne, na podst.: D’Arcy, E. and Lee S., *Institutional change...*, op.cit.

Ograniczając się jedynie do REIT i funduszy nieruchomości można, przy użyciu jako kryterium poziomów ryzyka i stopy zwrotu, ocenić ich zróżnicowanie – por. rys.1. Wynika ono z przyjętej strategii inwestycyjnej (najmniej ryzykowne, ale i przynoszące najniższą stopę zwrotu są REIT o zrównoważonym portfelu, którego podstawą jest właściwa dywersyfikacja, a najbardziej ryzykowne są wśród REIT, te które działają w niszach rynkowych).

#### Rozwój REIT jako modelu inwestycji pośrednich na rynku nieruchomości w Europie

Efektem większego wyboru wśród potencjalnych inwestycji jest możliwość ich lepszego dopasowania do indywidualnych celów inwestorów. Oznacza

<sup>9</sup> Szerzej: E. D’Arcy, *Markets, market structures...* op.cit.

to wzrost zainteresowania tym segmentem rynku kapitałowego, co ma swój wyraz w zwiększonym napływie środków finansowych. Podmioty umożliwiające pośrednie inwestycje na rynku nieruchomości szukając odpowiednich produktów inwestycyjnych, czyli przede wszystkim nieruchomości generujących dochody, wchodzi na nowe rynki. Wzrost zasięgu przestrzennego dokonywanych inwestycji umożliwia zdywersyfikowanie geograficzne portfela inwestycyjnego. Ponadto sprzyja rozwojowi rynków, które wcześniej znajdowały się poza zasięgiem typowego inwestora inwestującego w nieruchomości.

Zwiększa się szybkość reakcji inwestora, który jest zainteresowany wybranym rynkiem np. wchodzącym w fazę szybkiego wzrostu, kierunek migracji kapitału jest więc lepiej dostosowany do oferty inwestycyjnej i celów inwestora. Oznacza to możliwość wykreowania, a następnie podążania za wskazaniem globalnej strategii inwestycyjnej na rynku nieruchomości<sup>10</sup>. Takie działanie będzie zarówno łatwiejsze jak i tańsze przy użyciu REIT. Wymaga ono także powstania nowej specjalizacji wśród doradców inwestycyjnych zajmujących się zarządzaniem portfelem inwestycyjnym.

Te czynniki sprzyjają szybkiemu rozwojowi modelu REIT na świecie, a w szczególności w Europie. Według badań zasób europejskich nieruchomości komercyjnych jest wart 42,3% zasobu światowego, który wynosi 12 bilionów EURO<sup>11</sup>. Natomiast udział Europy w rynku pośrednich inwestycji w nieruchomości wynosi tylko 22.7%<sup>12</sup>. Zapewne pojawienie się nowych REIT spowoduje rozwój rynku pośrednich inwestycji w nieruchomości, spodziewany wzrost może sięgać 4,7 mld EURO rocznie, co oznacza 140 mld EURO w ciągu następnych 30 lat<sup>13</sup>.

Porównując rozwiązania przyjęte w poszczególnych krajach europejskich można zaobserwować wzmożone zainteresowanie modelem REIT w ostatnim okresie – por. tabela 2. Jedynie Holandia ma regulację prawną pozwalającą na funkcjonowanie REIT od 1969 r. Nie oznacza to oczywiście, że w pozostałych krajach nie funkcjonowały i funkcjonują inne możliwości pośredniego inwestowania na rynku nieruchomości. Jednakże nie posiadają one podobnej charak-

<sup>10</sup> Szerzej: E. D'Arcy, *Markets, market structures...* op. cit.

<sup>11</sup> JP Morgan, *European Equity Research* 04.09.2007.

<sup>12</sup> Ibidem.

<sup>13</sup> Ibidem.

terystyki organizacyjno-prawnej, co powoduje pewne trudności w korzystaniu z nich i w porównywaniu efektów inwestycji.

Wprowadzenie w 2003 r. odpowiednika REIT we Francji przyczyniło się do zwiększenia aktywności działań podejmowanych na rynku nieruchomości oraz atrakcyjności inwestycji<sup>14</sup>. Obecnie zarówno Niemcy jak i Wielka Brytania są w trakcie tworzenia rynku REIT. Zarówno w jednym jak i drugim kraju tradycyjnie funkcjonują podmioty umożliwiające pośrednie inwestycje na rynku nieruchomości, jednakże wprowadzono model REIT z powodu jego zalet.

Tabela 2. Przegląd REIT w Europie

| Kraj      | Nazwa                                                                       | Rok wprowadzenia | Forma prawno-organizacyjna                                 | Minimalny kapitał mln EURO | Nadzór                                            | Główne zasady podatkowe spółki                                                                        | Ilość |
|-----------|-----------------------------------------------------------------------------|------------------|------------------------------------------------------------|----------------------------|---------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------|
| Belgia    | SICAFI société d'investissement a capital fixe en immobilier                | 1995             | Spółka akcyjna lub komandytowo-akcyjna                     | 1,25                       | Belgian Banking, Finance and Insurance Commission | Zwolnienie z podatku od zysków kapitałowych, wyłączenie z podstawy opodatkowania dochodów czynszowych | 14    |
| Bulgaria  | SPIC (Special Investment Purpose Companies)                                 | 2004             | Spółka akcyjna                                             | 0,255                      | Bulgarian Financial Supervision Commission        | Zwolnienie z podatku od zysków kapitałowych, zwolnienie z opodatkowania dochodów czynszowych          | 45    |
| Francja   | SIIC (sociétés d'investissement immobiliers cotés)                          | 2003             | Spółka akcyjna lub komandytowo-akcyjna                     | 15                         | Autorité des Marchés Financiers                   | j.w.                                                                                                  | bd    |
| Grecja    | REIC (Real Estate Investment Companies)                                     | 1999             | Spółka akcyjna                                             | 29                         | Hellenic Capital Market Commission                | Zwolnienie z podatku od zysków kapitałowych, specjalna rata opodatkowania dochodów czynszowych        | bd    |
| Hiszpania | RECII Sociedades de Inversión Inmobiliaria Fondos de Inversión Inmobiliaria | 1984/2003        | Spółka akcyjna lub specjalna spółka bez osobowości prawnej | 9                          | Comisión Nacional del Mercado de Valores          | Stawka podatkowa 1%                                                                                   | 8 + 9 |

<sup>14</sup> Szerzej: Batsch L., Chouillou R., Tannenbaum P., *The French REITs , First Results about the New SIIC Regime*, Centre de Recherche sur la Gestion (CEREG), Paris-Dauphine University, Working Paper nr 05/2005.

|                 |                                                     |      |                                                                |                                |                                                                                    |                                                                                                      |    |
|-----------------|-----------------------------------------------------|------|----------------------------------------------------------------|--------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| Holandia        | FBI ( <i>Fiscale Beleggingsinstelling</i> )         | 1969 | Spółka akcyjna, spółka z oo, fundusz otwarty                   | 0,018 lub 0,45 lub bez limitów | Dutch Financial Market Authority                                                   | Stawka podatkowa 0%                                                                                  | bd |
| Litwa           | IC (Investment Company)                             | 2008 | Spółka akcyjna, fundusz zamkn.                                 | 0,3                            | Securities Commission of the Republic of Lithuania                                 | Zwolnienie z podatku od zysków kapitałowych, zwolnienie z opodatkowania dochodów czynszowych         | bd |
| Niemcy          | G-REIT (German Real Estate Investment Trust)        | 2007 | Spółka akcyjna                                                 | 15                             | Federal Financial Service Agency                                                   | j.w.                                                                                                 | bd |
| Wielka Brytania | UK-REIT (UK Real Estate Investment Trust)           | 2007 | Spółka giełdowa z określonym terminem zakończenia działalności | 0,05 GBR                       | Financial Services Authority                                                       | j.w.                                                                                                 | bd |
| Włochy          | SIQ (Società d'Intermediazione Immobiliari Quotate) | 2007 | Spółka akcyjna                                                 | 40                             | Bank of Italy, Italian National Commission for Listed Companies and Stock Exchange | Podatek od zysków kapitałowych na zasadach ogólnych, zwolnienie z opodatkowania dochodów czynszowych | bd |

Źródło: opracowanie własne, na podst.: EPRA global REIT survey, A comparison of the major REIT regimes in the world, Ernst&Young, August 2007.

W wypadku Niemiec głównym motywem wprowadzenia nowego rodzaju podmiotu oferującego pośrednie inwestycje na rynku nieruchomości jest dążenie do rozwoju rynku nieruchomości poprzez uproszczenie i ułatwienie dostępu do niego inwestorom zagranicznym. Wskazuje się, iż zarówno otwarte jak i zamknięte fundusze nieruchomości w Niemczech rzadko mają charakter międzynarodowy, ponadto ostatnie problemy z przepływem informacji i nieprawidłowości finansowe dowiodły, iż dostępność wiarygodnych informacji o działaniach i wynikach tych podmiotów jest ograniczona. Oczekuje się, że REIT w Niemczech będą w stanie do 2010 r. osiągnąć kapitalizację na poziomie 130 mld EURO, korzystając m.in. z międzynarodowego zainteresowania<sup>15</sup>.

Wartość zasobu nieruchomości w Niemczech jest szacowana na 7,1 mld EURO, z czego jedynie 11,5% jest wykorzystywane na rzecz pośrednich inwestycji w nieruchomości, co więcej 73% zasobu nieruchomości użytkowanego

<sup>15</sup> Szerzej: *Einführung des Real Estate Investment Trust (REIT) in Deutschland*, KPMG, October 2007,

przez podmioty gospodarcze jest ich własnością<sup>16</sup>. W Stanach Zjednoczonych wskaźnik ten wynosi jedynie 25%, a w Wielkiej Brytanii – 35%, co oznacza duży potencjał nowych rozwiązań.

W przypadku rynku nieruchomości w Wielkiej Brytanii zasadniczą zaletą wprowadzenia modelu REIT jest nowe źródło środków finansowych dla inwestycji w nieruchomości i poszerzenie możliwości wyboru inwestycji. Rząd brytyjski, który zaangażował się w proces wprowadzania REIT, wskazał cele, które powinny być dzięki temu osiągnięte<sup>17</sup>. Należą do nich:

- poprawa jakości i ilości źródeł finansowania inwestycji w nieruchomości, zarówno komercyjnych jak i mieszkaniowych,
- poprawa dostępności do szerszego spektrum produktów oszczędnościowych i promocja oszczędzania długoterminowego wśród inwestorów indywidualnych,
- ochrona podatników poprzez zapewnienie prawidłowego poziomu podatków płaconych przez sektor nieruchomości oraz redukcja nisz podatkowych,
- popieranie strukturalnych zmian na rynku nieruchomości w celu redukcji kosztów oraz poprawy jakości i elastyczności segmentu nieruchomości komercyjnych dla jego użytkowników, a także poprawy efektywności, dostępności i profesjonalizmu w prywatnym sektorze mieszkań czynszowych.

Ponadto istotnym celem jest zwiększenie atrakcyjności brytyjskiego rynku nieruchomości dla zagranicznych inwestorów.

### **Koncepcja Pan-Europejskiego modelu REIT**

Stworzenie wspólnych ram organizacyjnych dla REIT w UE pozwoliłoby na zbudowanie wspólnego rynku nieruchomości, porównywalnego z rynkiem amerykańskim. Obecnie 13 spośród 27 krajów UE posiada rozwiązania prawne pozwalające na funkcjonowanie podmiotów podobnych do REIT (podobieństwo to jest czasami dość odległe i polega przede wszystkim na zwolnieniu z podatku dochodowego od osób prawnych, np. polskie fundusze zamknięte nie-

---

<sup>16</sup> *REITs – chances for the German Real estate and financial markets*, Roland Berger Strategy Consultants, Munich, September 2006,

<sup>17</sup> *Promoting more flexible investment in property: a consultation*, HM Treasury, Londyn 2004.

ruchomości). Są to w większości wypadków nowe rozwiązania prawne, powstałe w ciągu ostatnich 5 lat.

Wskazuje się, iż obecna sytuacja wpływa na brak standaryzacji i unifikacji rynku pośrednich inwestycji w nieruchomości, co wywołuje zbędną walkę konkurencyjną pomiędzy krajowymi podmiotami i zmniejsza atrakcyjność w porównaniu z inwestycjami bezpośrednimi w nieruchomości<sup>18</sup>. Z badań wynika, iż amerykańskie REIT, operując na obszarze Stanów Zjednoczonych mają tendencję do specjalizacji (np. w segmencie usług publicznych takich jak domy opieki dla osób starszych, centra medyczne), co sprzyja osiąganiu lepszych wyników inwestycji<sup>19</sup>.

Prace, które zmierzają do powołania Pan-Europejskiego modelu REIT są prowadzone i popierane przez wiele podmiotów działających na rzecz poprawy struktury instytucjonalnej rynku nieruchomości. European Landowners Organization, European Property Federation, Royal Institute of Chartered Surveyors, TEGoVA i Urban Land Institute zwrócili się do Komisji Europejskiej o poparcie idei Pan-Europejskich REIT. Wprowadzenie tego rozwiązania pozwoliłoby na osiągnięcie wymiernych korzyści gospodarczych, należą do nich:

- zwiększenie stabilności i bezpieczeństwa rynku nieruchomości, m.in. ze względu na regularne poddawanie się ocenie ze względu na udział REIT w rynku kapitałowym,
- poprawę możliwości dywersyfikacji międzynarodowej portfela nieruchomości (jest to istotne ze względu na to, iż rynki nieruchomości w poszczególnych krajach UE nie wykazują identycznego przebiegu cykli koniunkturalnych),
- poprawę efektywności dokonywanych inwestycji,
- mniejsze uzależnienie od stanu rynku finansowego, ze względu na mniejsze wykorzystywanie kredytów i pożyczek,
- poprawę przejrzystości działania poprzez jednolity sposób opodatkowania (nie będzie konieczne uciekanie się do rejestracji w tzw. rajach podatkowych).

<sup>18</sup> Szerzej: P. Eicholtz, N. Kok, *The EU REIT and the Internal Market for Real Estate*, University of Maastricht, November 2007.

<sup>19</sup> Ibidem.



Potencjalnie aktywne Pan-European REITs mogłyby przekształcić rozczłonkowany rynek pośrednich inwestycji w nieruchomości w największy i najbardziej efektywny na świecie<sup>20</sup>.

### Wnioski

Zmiany instytucjonalne w zakresie pośrednich inwestycji na rynku nieruchomości są odpowiedzią na globalne przepływy kapitału oraz coraz lepszy dostęp do informacji. W perspektywie następnych lat stanie się możliwe wypracowanie globalnej strategii w zakresie tego typu inwestycji ze względu na postępującą unifikację regulacji prawnych oraz rozwój gospodarczy. Amerykański model REIT ze względu na swoje zalety jest instrumentem coraz częściej wykorzystywanym, także przez inwestorów, którzy wcześniej nie brali udziału w rynku nieruchomości.

Dostrzegając znaczenie pośrednich inwestycji na rynku nieruchomości dla rozwoju gospodarczego, poszczególne kraje UE wprowadzają regulacje prawne stwarzające podstawy do działania REIT. Należy także zauważyć, iż w UE występuje dążenie do unifikacji instytucjonalnej rynków nieruchomości, stworzenia wspólnej bazy instytucjonalnej dla dokonywanych inwestycji. Pozwoliłoby to na rozwój rynków nieruchomości w małych krajach UE, które tradycyjnie nie są dostrzegane przez inwestorów. Pan-Europejskie REIT pozwoliłyby na lepszą dywersyfikację geograficzną oraz większą specjalizację. Inwestorzy mieliby możliwość doboru inwestycji najbardziej odpowiadającej ich celom i strategii.

### Literatura

1. Batsch L., Chouillou R., Tannenbaum P., *The French REITs , First Results about the New SIIC Regime*, Centre de Recherche sur la Gestion (CEREG), Paris-Dauphine University, Working Paper nr 05/2005.
2. Chin H., Topintzi E., Hobbs P., Mansour A., Yen Keng T., *Global Real Estate Securities - emergence of a discrete asset class*. RREEF, January 2007.
3. D'Arcy E., *Markets, market structures and market change:expanding the real estate research paradigm*. Pacific Rim Property Research Journal, Vol 12, Nr 4, ss. 446-464.
4. D'Arcy, E. and Lee S., *Institutional change in the real estate investment market:*

---

<sup>20</sup> Ibidem, str. 5.

5. *Some Evidence from Europe*. Referat prezentowany na 22 Annual Meeting of the American Real Estate Society, Key West Florida, March 2006.
6. Davis L.E., North D.C., *Institutional change and America economic growth*. Cambridge University Press, Cambridge 1971.
7. Dorward A., Kydd J., Morrisom J., Poulton C., *Institutions, markets and economic co-ordination: linking development policy to theory and praxis*. Development and change 36/1/2005.
8. Eichholtz P., Kok N., *The EU REIT and the Internal Market for Real Estate*. Maastricht University, November 2007.
9. *Einfuerung des Real Estate Investment Trust (REIT) in Deutschland*, KPMG, October 2007,
10. *EPRA global REIT survey, A comparison of the major REIT regimes in the world*, Ernst&Young, August 2007.
11. Feldman B., *Investment policy for securitized and direct real estate*, Journal of Portfolio Management, Special Issue 2003, ss. 112-121.
12. Idzorek T., Barad M., Meier S., *Commercial Real Estate: The Role of Global Listed Real Estate Equities in a Strategic Asset Allocation*, Ibbotson Associates, Chicago 2006.
13. JP Morgan, *European Equity Research*, Raport 04.09.2007.
14. Keynes J.M., *The general theory of employment, interest and money*, London, Macmillan, 1973.
15. *Promoting more flexible investment in property: a consultation*, HM Treasury, Londyn 2004.
16. *REITS – chances for the German Real estate and financial markets*, Roland Berger Strategy Consultants, Munich, September 2006.
17. Samuels, W. J. (1995) *The present state of institutional economics*, Cambridge Journal of Economics, Vol. 19, Iss. 4.

### STRESZCZENIE

Przejawy procesu instytucjonalizacji na rynku nieruchomości odzwierciedlają zmiany kulturowe w społeczeństwie oraz rozwój gospodarczy, rynek ten jest zarówno narzędziem zmian jak i ich katalizatorem. Przekształcenia instytucjonalne, obserwowane w gospodarkach krajów zachodnich, dotyczące rynku nieruchomości wynikają m.in. z ogromnego wzrostu ilości i rodzajów podmiotów oferujących pośrednie inwestycje w

nieruchomości. Jednym z modeli organizacyjno-prawnych, który funkcjonuje z powodzeniem w Stanach Zjednoczonych jest Real Estate Investment Trust (REIT). W niektórych krajach Europy Zachodniej wdrożono w życie podobne rozwiązania, w kolejnych dokonuje się tego obecnie. Trwają intensywne prace zmierzające do wypracowania wspólnego modelu REIT w Unii Europejskiej. Celem artykułu jest wskazanie przyczyn rozwoju REIT w Europie w kontekście przemian instytucjonalnych o charakterze gospodarczym i kulturowym.

## **REIT IN EUROPE AS A RESULT OF INSTITUTIONAL TRANSFORMATION OF THE REAL ESTATE MARKET**

### **SUMMARY**

Institutional changes of the real estate market mirror cultural changes of the society and economic development, this market is an instrument and catalyst of the changes. Institutional transformation of real estate market seen in western economics is very often the result of enormous increase in number and kind of the entities offering indirect investment on the real estate market. In US there is a very popular form – Real Estate Investment Trust, in some European countries it exists already and in some the introduction of REIT is seen now. There is also intensive work aimed at establishment of Pan-European REIT model. The aim of the paper is an indication of some reasons for REIT development in EU in cultural and economic institutional context.

*Translated by M. Załączna*

*Dr Magdalena Załączna*  
Uniwersytet Łódzki  
mzaleczna@uni.lodz.pl



MARCIN BARTKOWIAK

## **WYKORZYSTANIE MODELI ZMIENNOŚCI STOCHASTYCZNEJ DO WYCENY OPCJI NA WIG20.**

### **Wstęp**

W roku 1973 na Chicago Board Options Exchange zainaugurowano handel instrumentami pochodnymi. W tym samym roku ukazały się dwa przełomowe artykuły autorstwa Blacka i Scholesa [1973] oraz Mertona [1973]. W artykułach tych zaprezentowano model wyceny opcji. Te dwa zdarzenia uznaje się powszechnie za początek ery nowoczesnych finansów. Od tego momentu wciąż podejmowane są próby możliwie najlepszej wyceny instrumentów pochodnych. Kluczowym elementem tej wyceny jest modelowanie zmienności stóp zwrotu instrumentów bazowych. Obecnie w literaturze można wskazać trzy podstawowe grupy modeli zmienności wykorzystywane do wyceny opcji:

- modele GARCH,
- modele zmienności stochastycznej,
- modele przełącznikowe.

W niniejszym artykule przedstawiono modele zmienności stochastycznej oraz możliwość ich wykorzystania do wyceny będących w obrocie na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie opcji na indeks WIG20.

### **Modele zmienności stochastycznej**

Modele zmienności stochastycznej (SV) swój początek biorą w matematyce i ekonometrii finansowej. Jednym z głównych mankamentów powszechnie stosowanego do wyceny opcji modelu Blacka, Scholesa i Mertona (BSM) jest założenie o stałości w czasie zmienności. Liczne badania empiryczne (np. Cont [2001]), podważają realistyczność tego założenia. Okazuje się bowiem, że niezależnie od użytej miary zmienności typowe jest występowanie dużych wahań

zmienności. Ponadto charakterystyczne jest zjawisko grupowania się zmienności, czyli występowania okresów podwyższonej zmienności, po których następują okresy zmienności obniżonej. By uwzględnić wymienione fakty empiryczne wprowadzono modele wyceny opcji, w których zmienność jest procesem stochastycznym. Po raz pierwszy tego typu model pojawił się w pracy Hulla i White'a [1987]. Niemniej powszechnie uważa się, że historia modeli SV jest dłuższa i że po raz pierwszy tego typu procesy pojawiły się w pracy Clarka [1973], w której zwroty zostały opisane jako funkcje losowego napływu informacji.

W modelach SV zakłada się, że istnieją dwa niezależne od siebie źródła losowości. Jedno z nich wpływa na stopę zwrotu instrumentu finansowego, a drugie na zmienność ceny instrumentu bazowego. Obecność dodatkowego procesu innowacji zwiększa elastyczność modelu SV, jednocześnie bardzo utrudniając estymację parametrów i obliczanie prognoz zmienności. W trudnościach tych należy upatrywać utrzymującej się przez długi czas niewielkiej popularności modelu. Model SV uznawany był za mniej atrakcyjny od konkurencyjnych modeli, a zwłaszcza modeli GARCH. Dopiero rozwój ekonometrycznych technik estymacji jaki miał miejsce w drugiej połowie lat 90 ubiegłego wieku umożliwił pełniejsze wykorzystanie modelu. W Polsce ukazało się niewiele prac wykorzystujących modele SV do opisu dynamiki zmienności rynku finansowego oraz do wyceny opcji (Doman, Doman [2004], Pajor [2003, 2007], Kliber [2005]).

### ***Dyskretny model zmienności stochastycznej***

Niech  $r_t$  oznacza logarytmiczną stopę zwrotu z rozważanego instrumentu finansowego:

$$r_t = 100 \cdot \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right),$$

gdzie  $S_t$  to cena instrumentu finansowego w chwili  $t$ . Przy modelowaniu zmienności za pomocą modeli zmienności stochastycznej badany jest szereg

$$y_t = r_t - \mu_t, \quad (1)$$

gdzie  $\mu_t = E(r_t | \mathcal{F}_{t-1})$  jest średnią warunkową, przy czym  $\mathcal{F}_{t-1}$  jest zbiorem informacji na temat  $r_t$  dostępnej do dnia  $t-1$  włącznie. W badaniach empirycznych średnia warunkowa jest pomijana jako nieistotna lub zakłada się, że przyjmuje stałą wartość  $\mu$ . By zapewnić poprawne określenie wariancji warun-

kowej ( $\sigma_t^2 > 0$ ) modeluje się, zamiast samej zmienności  $\sigma_t^2$ , jej logarytm  $\ln \sigma_t^2$ . Podstawowy model SV, zaproponowany przez Melino i Turnbulla [1990] oraz Taylora [1994] określony jest następującymi równaniami:

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = \sigma \exp(h_t), \quad (3)$$

$$h_t = \phi h_{t-1} + \sigma_\eta \eta_t, \quad (4)$$

gdzie  $\varepsilon_t$  i  $\eta_t$  mają standardowy rozkład normalny oraz są wzajemnie i szeregowo niezależne,  $h_t$  to ukryta, nieobserwowalna w rzeczywistości zmienna, a  $\phi$ ,  $\sigma$ ,  $\sigma_\eta$  to parametry. Zmienność  $\sigma_t^2$  jest więc nie tylko funkcją zbioru informacji  $\mathcal{F}_{t-1}$ , ale zależy również od dodatkowych zaburzeń  $\eta_t$ . Najczęstsza interpretacja modelu SV jest taka, że  $\eta_t$  reprezentują zaburzenia intensywności napływu nowych informacji, natomiast  $\varepsilon_t$  reprezentują zaburzenia związane z treścią tych informacji. W przypadku gdy  $\varepsilon_t$  i  $\eta_t$  będą skorelowane ze sobą, powyższy model umożliwia uwzględnienie często występującej w szeregach czasowych asymetryczności<sup>1</sup>. Jeśli  $|\phi| < 1$ , to  $h_t$  jest stacjonarnym procesem autoregresyjnym rzędu pierwszego (AR(1)) takim, że  $h_t$  ma rozkład normalny o średniej  $E(h_t) = 0$  i wariancji  $V(h_t) = \frac{\sigma_\eta^2}{1-\phi^2}$ . Zatem  $\sigma_t$  ma rozkład log-normalny ze średnią

$$E(\sigma_t^2) = \sigma \exp\left(\frac{1}{2} \cdot \frac{\sigma_\eta^2}{1-\phi^2}\right). \quad (5)$$

Również parametrom modelu można nadać pewne interpretacje. Jeśli bezwzględna wartość parametru  $\phi$  jest bliska 1, to świadczy to o persystencji zmienności. Wysokie wartości parametru skalującego  $\sigma$  wskazują z kolei na wysoki poziom zmienności. Natomiast małe wartości  $\phi$  przy jednocześnie dużym  $\sigma_\eta^2$  oznaczają niską prognozowalność procesu.

### **Ciągły model zmienności stochastycznej**

Ogólna postać ciągłego modelu SV może być zapisana następująco (Jiang [2002]):

$$dS_t = \mu_t S_t dt + \sigma_t(h_t) S_t dW_t, \quad (6)$$

$$dh_t = \gamma(t, h_t) dt + \delta(t, h_t) dW_t^h, \quad (7)$$

$$dW_t dW_t^h = \rho_t dt, \quad (8)$$

<sup>1</sup> Dla ujemnego współczynnika korelacji możliwe jest uchwycenie efektu dźwigni (*leverage effect*)

gdzie, podobnie jak w modelu dyskretnym,  $h_t$  jest nieobserwowalną, ukrytą zmienną, która generuje zmienność ceny instrumentu bazowego.  $W_t$  i  $W_t^h$  to dwa standardowe procesy Wienera, które mogą być skorelowane i zachodzi relacja  $\text{cov}(dW_t, dW_t^h) = \rho_t dt$ . Jeżeli  $\mathcal{F}_t$  jest naturalną filtracją, która odzwierciedla wszystkie dostępne informacje do chwili  $t$  włącznie, to zakładamy że  $\mu_t, \sigma_t, \gamma, \delta$  i  $\rho_t$  są adaptowane do  $\mathcal{F}_t$ . Analogicznie jak w modelu dyskretnym zmienna  $h_t$  jest opisana przez własne stochastyczne równanie różniczkowe (7). Specyfikacja tego równania mogą być różne, podobnie jak założenia dotyczące  $\rho_t$  i postaci funkcji  $\sigma_t(h_t)$ . Poniżej przedstawiono najczęściej wykorzystywane modele.

1. Model Hulla i White'a [1987]:  $\rho_t = 0$ ,  $\sigma_t(h_t) = \sqrt{h_t}$ ,

$$dh_t = \gamma h_t dt + \delta h_t dW_t^h. \quad (9)$$

Zatem proces  $h_t$  jest geometrycznym ruchem Browna.

2. Model Scotta [1987]:  $\rho_t = 0$ ,  $\sigma_t(h_t) = \sigma \exp\left(\frac{h_t}{2}\right)$ ,

$$dh_t = -\beta h_t dt + \sigma \eta dW_t^h \quad (10)$$

Proces  $h_t$  jest więc procesem Ornsteina-Uhlenbacka.

3. Model Hestona [1993]:  $\sigma_t(h_t) = \sigma \sqrt{h_t}$ ,

$$dh_t = (\alpha - \beta h_t) dt + \sigma \eta \sqrt{h_t} dW_t^h \quad (11)$$

W tym modelu  $\rho_t \neq 0$  i najczęściej przyjmuje się, że  $\rho_t < 0$ .

Należy podkreślić, że powyższe modele były wprowadzane ze względu na potrzebę wierniejszego opisu przebiegu cen instrumentów finansowych niż ma to miejsce w modelu BSM. Niemniej dobre własności matematyczne, a zwłaszcza możliwość otrzymania wzorów na cenę instrumentów pochodnych często były ważniejsze od realistycznego odzwierciedlenia procesu cen.

#### Wycena opcji za pomocą modeli zmienności stochastycznej.

Modele zmienności stochastycznej są modelami niezupełnymi – nie dla każdego instrumentu pochodnego istnieje strategia replikująca, a w modelu istnieje więcej niż jedna równoważna miara martyngałowa. Cena instrumentu pochodnego jest wyznaczana jako wartość oczekiwana zdyskontowanej wypłaty względem równoważnej miary martyngałowej. Pojawia się więc naturalne pytanie, którą z istniejących miar wybrać. Jednym ze sposobów jest sparowanie zbioru miar martyngałowych za pomocą pewnego procesu stochastycznego nazywanego rynkową ceną ryzyka.

Cena instrumentu pochodnego, który w terminie wygaśnięcia  $T$  ma wartość  $H$ , w chwili  $t$  wynosi:

$$\Pi_t = \exp(-r(T-t))E^Q(H|\mathcal{F}_t), \quad (12)$$

gdzie  $r$  jest stopą wolną od ryzyka,  $Q$  natomiast równoważną miarą martyngałową. Zbiór wszystkich możliwych równoważnych miar martyngałowych jest określony przez pochodną Radona-Nikodyna względem miary rzeczywistej  $P$ :

$$\frac{dQ}{dP} = \exp\left[-\frac{1}{2}\int_0^t (\gamma_1^2(u) + \gamma_2^2(u))du - \int_0^t \gamma_1(u)dW_u - \int_0^t \gamma_2(u)dW_u^h\right], \quad (13)$$

gdzie  $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)$  jest rynkową ceną ryzyka.

Równania (12) i (13) pozwalają na obliczenie ceny instrumentu pochodnego, niemniej obliczenia te mogą być bardzo trudne numerycznie.

Hull i White [1987] zakładając (9) oraz  $\gamma_2 = 0$  (co jest równoważne stwierdzeniu, że systematyczne ryzyko zmienności wynosi zero) uzyskali następujący wzór na wycenę europejskiej opcji kupna:

$$\begin{aligned} c_{HW} &= \exp(-r(T-t))E^Q(H|\mathcal{F}_t) = \\ &= \exp(-r(T-t))E^Q(E^Q(H|\sigma(h_t)_{t \leq u < T})|\mathcal{F}_t) = \\ &= \exp(-r(T-t))E^Q(E^Q(H|\sigma(h_t)_{t \leq u < T})|\mathcal{F}_t) = \\ &= \exp(-r(T-t))E^Q\left(c_{BS}\left(t, \left(\frac{1}{T-t}\int_t^T \sigma^2(h_u)du\right)^{\frac{1}{2}}\right)|\mathcal{F}_t\right), \end{aligned} \quad (14)$$

gdzie  $c_{BS}(t, V)$  oznacza cenę ze standardowego modelu Blacka i Scholesa będącą funkcją czasu i stałego współczynnika zmienności  $V$ . Równoważnie wzór (14) można zapisać następująco:

$$c_{HW} = E^Q\left(S_t \Phi(d_{1t}) - K e^{-r(T-t)} \Phi(d_{2t})\right), \quad (15)$$

gdzie

$$\begin{aligned} d_{1t} &= \frac{\ln \frac{S_t}{K} + \left(r + \frac{1}{2}V_t^T\right)(T-t)}{\sqrt{V_t^T(T-t)}}, \quad d_{2t} = d_{1t} - \sqrt{V_t^T(T-t)} \\ V_t^T &= \frac{1}{T-t} \int_t^T \sigma^2(h_u)du, \end{aligned}$$

a  $\Phi$  jest dystrybucją rozkładu normalnego. W przypadku, gdy zmienność warunkowa jest stała wzór (15) redukuje się do wzoru Blacka i Scholesa.

Jeszcze dalej idącym rozszerzeniem modelu Blacka i Scholesa są modele wyceny opcji, w których rezygnuje się z założenia o stałości stopy wolnej od ryzyka – jest ona również procesem stochastycznym. Wzór na wycenę europejskiej



skiej opcji kupna w takim modelu został podany między innymi przez Amina i Nga [1993]:

$$c_{AN} = E^Q \left( S_t \Phi(d_{1t}) - K \exp \left( - \sum_{\tau=t}^{T-1} r_\tau \right) \Phi(d_{2t}) \right), \quad (16)$$

gdzie:  $\Phi$  jest dystrybuantą rozkładu normalnego oraz

$$d_{1t} = \frac{\ln \frac{S_t}{K \exp(-\sum_{\tau=t}^{T-1} r_\tau)} + \frac{1}{2} \sum_{\tau=t}^T \sigma_\tau}{\sqrt{\sum_{\tau=t+1}^T \sigma_\tau}}, \quad d_{2t} = d_{1t} - \sum_{\tau=t+1}^T \sigma_\tau.$$

Porównując powyższy wzór ze wzorem (15) łatwo zauważyć wspomniane osłabienie założenia o stałości stopy wolnej od ryzyka. Ponadto model został sformułowany dla czasu dyskretnego.

Amin i Ng [1993] podkreślali, że pojawiające się w literaturze wzory na wycenę opcji są szczególnymi przypadkami wzoru (16):

- dla modelu Blacka i Scholesa zakłada się stałą stopę procentową i zmienność cen instrumentu bazowego,
- dla modelu Hulla i White'a zakłada się stałą stopę procentową, a zmienność cen instrumentu bazowego jest procesem stochastycznym,
- dla modelu Turnbulla i Milne zakłada się stałą zmienność i stochastyczną stopę procentową.

W niniejszej pracy wykorzystano model ze stałą stopą procentową i stochastyczną zmiennością. Wówczas wzór (16) przyjmuje postać:

$$\tilde{c}_{AN} = E^Q (S_t \Phi(d_{1t}) - K \exp(-r(T-t)) \Phi(d_{2t})), \quad (17)$$

gdzie:

$$d_{1t} = \frac{\ln \frac{S_t}{K} + (T-t)r + \frac{1}{2} \sum_{\tau=t}^T \sigma_\tau}{\sqrt{\sum_{\tau=t+1}^T \sigma_\tau}}, \quad d_{2t} = d_{1t} - \sum_{\tau=t+1}^T \sigma_\tau.$$

Wybór formuły ze stałą stopą procentową związany jest z dwoma faktami. Po pierwsze, badania przeprowadzone przez innych autorów (np. Bakshi, Cao i Chen [1997], Jiang i Sluis [1999] czy Pajor [2007]) wskazują, że stochastyczna stopa procentowa ma niewielki wpływ na ceny opcji indeksowych. Jest to związane z niewielką, bo bliską zero, zmiennością stopy procentowej. Drugi powód to chęć uniknięcia nadmiernej komplikacji modelu – celem jest przecież znalezienie możliwie najprostszego narzędzia, które umożliwi możliwie najlepszą wycenę opcji.

### Estymacja modelu zmienności stochastycznej

W celu wyestymowania parametrów modelu należy go w pierwszej kolejności przekształcić do postaci dyskretnej:

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \\ \ln \sigma_t^2 = \alpha + \phi \ln \sigma_{t-1}^2 + \sigma_\eta \eta_t,$$

w której procesy  $\varepsilon_t, \eta_t$  są wzajemnie niezależne i  $\varepsilon_t, \eta_t \sim \text{iid } N(0,1)$ . Model ten jest równoważny z modelem SV zdefiniowanym równaniami (2)-(4). Estymacja polega na oszacowaniu parametrów  $\alpha, \phi, \sigma_\eta$ . Szacunki te są o tyle trudne, że wartości  $h_t$  nie są obserwowalne bezpośrednio, a obserwowane zmienne  $y_t$  zależą od dwóch nakładających się na siebie zakłóceń losowych  $\varepsilon_t$  i  $\eta_t$ . Zatem nie można zrekonstruować  $\sigma_t^2$  na podstawie historii procesu zwrotu, a to oznacza, że nie można bezpośrednio stosować standardowych technik metody największej wiarygodności. Używane metody estymacji modeli zmienności stochastycznej można podzielić na dwie grupy. Kryterium podziału jest podejście do konstrukcji funkcji wiarygodności. Do pierwszej grupy zalicza się techniki, w których konstruuje się pełną funkcję wiarygodności. Natomiast techniki z drugiej grupy, bądź nie wykorzystują w ogóle funkcji wiarygodności, bądź opierają się na jej aproksymacji. W badaniu wykorzystano podejście należące do drugiej z wymienionych grup, a zasugerowane przez Koopmana i Holsa [2002].

Estymacja przeprowadzona została przy użyciu zmodyfikowanego programu svmodel.ox, towarzyszącemu pakietowi SsfPack [Koopman, Sheppard, Doornik 1998], który pracuje w środowisku Ox. Modelowano zwroty logarytmiczne z indeksu WIG20 w okresie 17.11.2000-21.07.2006 (1425 obserwacji). Uzyskane szacunki parametrów (wraz z dolną i górną granicą) przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Wartości wyestymowanych parametrów modelu zmienności stochastycznej dla WIG20 za okres 17.11.2000-21.07.2006

| $\alpha$                     | $\phi$                        | $\sigma_\eta$                 |
|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| 0,0063<br>(0,004173; 0,9511) | 0,99089<br>(0,97281; 0,99699) | 0,07409<br>(0,04746; 0,11568) |

Źródło: Obliczenia własne.

### Wycena opcji na WIG20

Znając parametry modelu zmienności stochastycznej, można dokonać wyceny opcji korzystając ze wzoru (17). Wartość oczekiwana występująca w tym wzorze może zostać wyznaczona za pomocą symulacji Monte Carlo. Trzeba w tym celu wygenerować dostatecznie dużą liczbę trajektorii zdyskontowanych teoretycznych wartości wypłat z opcji.

Wyceniono opcje kupna na indeks WIG20 z terminem wygaśnięcia 15.06.2006 (nazwy wycenionych opcji podano w tabeli 2). Wyceny dokonano na dzień 21.07.2006

Wygenerowano 10000 trajektorii rozwiązań układu równań różniczkowych (6)-(8), a następnie dla każdej trajektorii obliczono wypłatę instrumentu pochodnego. Cenę instrumentu otrzymano biorąc średnią z otrzymanych wypłat.

Tabela 2. Wycena opcji kupna na WIG20 z terminem wygaśnięcia 15.06.2006.

Wycena na dzień 21.07.2006

| cena wykonania | moneyness | nazwa opcji | wartość w dniu wygaśnięcia | zdyskontowana wartość z dnia wygaśnięcia | cena rynkowa | Teoretyczny kurs otwarcia | cena model SV |
|----------------|-----------|-------------|----------------------------|------------------------------------------|--------------|---------------------------|---------------|
| 2500           | 1,21      | OW20I6250   | 488                        | 406,17                                   | 515          | 515,06                    | 516,04        |
| 2600           | 1,17      | OW20I6260   | 388                        | 322,94                                   | 450          | 450,97                    | 452,32        |
| 2700           | 1,12      | OW20I6270   | 288                        | 239,71                                   | 395          | 400,42                    | 403,29        |
| 2800           | 1,08      | OW20I6280   | 188                        | 156,48                                   | 335          | 335,17                    | 339,23        |
| 2900           | 1,05      | OW20I6290   | 88                         | 73,24                                    | 252          | 252,43                    | 264,45        |
| 3000           | 1,01      | OW20I6300   | 0                          | 0                                        | 178          | 178,54                    | 176,23        |
| 3100           | 0,98      | OW20I6310   | 0                          | 0                                        | 134          | 128,87                    | 126,76        |
| 3200           | 0,95      | OW20I6320   | 0                          | 0                                        | 99           | 96,44                     | 95,99         |
| 3300           | 0,92      | OW20I6330   | 0                          | 0                                        | 69           | 66,43                     | 66,78         |
| 3400           | 0,89      | OW20I6340   | 0                          | 0                                        | 46,75        | 44,01                     | 44,43         |
| 3500           | 0,87      | OW20I6350   | 0                          | 0                                        | 30,3         | 33,02                     | 33,5          |

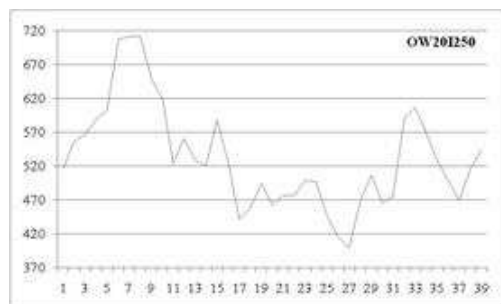
Źródło: Obliczenia własne. Wartość indeksu WIG20 w momencie dokonywania wyceny wynosiła 3024 punkty. Współczynnik *moneyness* był wyznaczany ze wzoru

$$K \exp(-r(T-t))$$

Wyceny uzyskane z modelu SV porównano z teoretycznymi kursami otwarcia, które są wyznaczone przez GPW<sup>2</sup>. Wyniki przedstawione w Tabeli 2 wskazują, że w porównaniu do modelu SV ceny z modelu Blacka i Scholesa są niższe dla opcji in-the-money (ITM) i out-of-the-money (OTM), natomiast wyższe dla opcji w okolicy at-the-money (ATM). Największe różnice zanotowano właśnie dla opcji w okolicach ATM. Niemniej różnice w wycenie są stosunkowo nieduże. Uzyskany wynik jest zgodny z badaniami przeprowadzonymi przez innych autorów.

Ciekawie wygląda zestawienie wycen opcji w różnych modelach ze zdyskontowaną wartością rzeczywistych wypłat opcji, którą można traktować jako rzeczywistą wartość opcji w dniu wyceny ustaloną post fatum. Dla wszystkich wycenianych serii opcji była ona niższa niż dla modelu SV oraz Blacka i Scholesa.

Przeprowadzono również dynamiczną analizę zmiany cen opcji ITM (OW20I6250), ATM (OW20I6310) i OTM (OW20I6350) w okresie od 21.07.2006 do 15.09.2006, czyli do terminu wygaśnięcia (rysunki 1-3). Wyceny dokonywano aktualizując parametry modelu SV wraz z napływem nowych informacji. W przypadku opcji OW20I6250 i OW20I6350 wyceny były wyższe niż uzyskane z modelu BS (potwierdzają to rysunki 4 i 6).



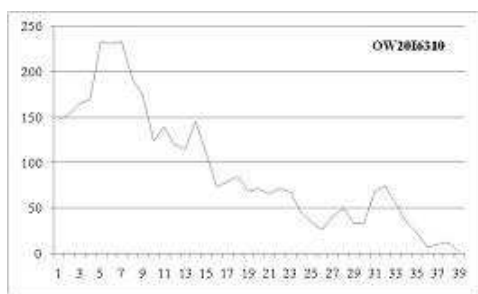
Rys. 1. Ceny opcji OW20I6250 uzyskane z modelu SV

Źródło: Opracowanie własne.

Jednak wraz ze zbliżaniem się terminu wygaśnięcia różnice te były coraz mniejsze. Pojawiające się na wykresach różnic ekstrema lokalne związane są z dość istotną zmianą wartości współczynnika *moneyness*, która to zmiana nie

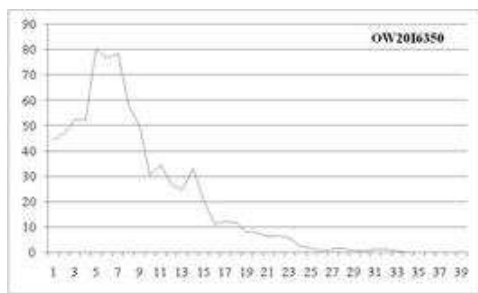
<sup>2</sup> Teoretyczne Kursy Otwarcia są wyznaczone przez GPW na podstawie modelu Blacka i Scholesa.

została zniwelowana przez zmianę czasu pozostałego do wygaśnięcia. Dla opcji OW20I6310 ceny były niższe niż wyliczone z modelu BS. Podobnie jak dla opcji ITM i OTM różnice te malały wraz ze zbliżaniem się terminu realizacji opcji.



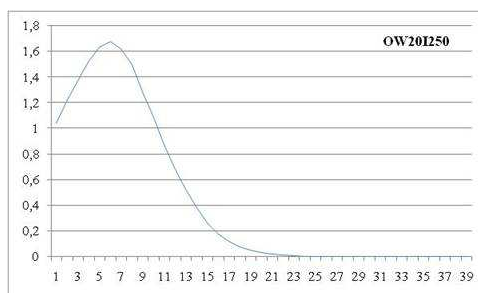
Rys. 2. Ceny opcji OW20I6310 uzyskane z modelu SV

Źródło: Opracowanie własne.



Rys. 3. Ceny opcji OW20I6350 uzyskane z modelu SV

Źródło: Opracowanie własne.

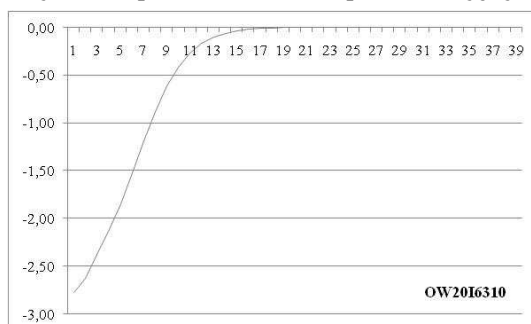


Rys. 4. Różnica w cenie opcji OW20I6250 uzyskanej z modelu SV i BS

Źródło: Opracowanie własne.

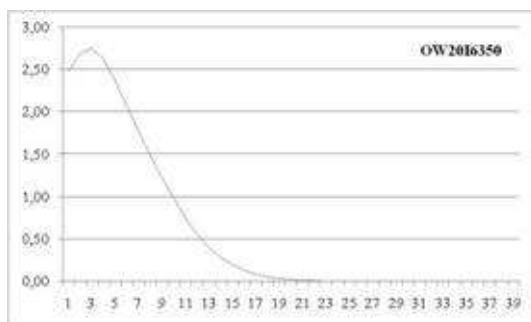
Z przeprowadzonej analizy, dla pewnego wycinka danych wynika, że modele zmienności stochastycznej mogą stanowić użyteczne narzędzi wyceny

opcji, również na polskim rynku kapitałowym. Zaprezentowany model jest bardziej skomplikowany od modelu Blacka i Scholesa, ale ewentualne zyski z jego stosowania powinny rekompensować trud implementacyjny.



Rys. 5. Różnica w cenie opcji OW20I6310 uzyskanej z modelu SV i BS

Źródło: Opracowanie własne.



Rys. 6. Różnica w cenie opcji OW20I6350 uzyskanej z modelu SV i BS

Źródło: Opracowanie własne.

Należy jednak pamiętać, że polski giełdowy rynek instrumentów pochodnych jest mało płynny. Większość transakcji jest zawieranych po cenach równych, bądź bardzo bliskich teoretycznych kursów otwarcia, co *de facto* oznacza, że ceny są ustalane przez inwestorów w oparciu o model Blacka i Scholesa.

#### Literatura

1. Amin K.I., Ng V., *Option Valuation with systematic stochastic volatility*, Journal of Finance, 1993, 48, 881-910.
2. Bakshi G., Cao C., Chen Z., *Empirical performance of alternative option pricing models*, Journal of Finance, 1997, 32, 2003-20049.

3. Black F., Scholes M., *The Pricing of Options and Corporate Liabilities*, Journal of Political Economy 81, 1973, 637-654.
4. Clark P.K., *A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative price*, Econometrica 1973, 41, 135-155.
5. Cont R., *Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues*, Quantitative Finance, 2001, 1.
6. Doman M., Doman R., *Ekonometryczne modelowanie dynamiki polskiego rynku finansowego*, Wydawnictwo AE Poznań, 2004.
7. Hull J., White A., *The pricing of options on assets with stochastic volatilities*, Journal of Finance, 1987, 42, 281-300.
8. Heston S.A., *A closed-form solution for options with stochastic volatility with applications to bond and currency options*, Review of Financial Studies 1993, 6.
9. Jiang G.J., *Stochastic volatility and option pricing*, [w:] Knight J., Satchell S. [red.], *Forecasting volatility in the financial markets*, Elsevier, Oxford, 2002, 47-98
10. Jiang G.J., Sluis P.J., *Index option pricing models with stochastic volatility and stochastic interest rates*, European Finance Review, 1999, 3, 273-310.
11. Kliber P., *Wycena opcji na akcje w modelu zmienności stochastycznej*, [w:] Matłoka M. [red.], *Metody ilościowe w ekonomii*, Wydawnictwo AE Poznań, 2005, 121-148
12. Koopman S.J., Sheppard N., Doornik J.A., *Statistical algorithms for models in state space using SsfPack 2.2*, Econometrics Journal 1999, 2, 113-166.
13. Melino A., Turnbull S.M., *Pricing foreign currency options with stochastic volatility*, Journal of Econometrics 1990, 45, 239-265.
14. Merton R.C., *Theory of rational option pricing*, Bell Journal of Economics and Management Science 1973, 4, 141-183.
15. Pajor A., *Procesy zmienności stochastycznej SV w bayesowskiej analizie finansowych szeregów czasowych*, Monografie: Prace Doktorskie, Nr 2, Kraków 2003.
16. Pajor A., *Bayesian Forecasting of the Payoff of European Call Options on WIG20 Index under Stochastic Volatility and Stochastic Interest Rates*, referat wygłoszony na 6th Annual International Conference Forecasting Financial Markets and Economic Decision-Making FindEcon 2007, University of Łódź, 9–12 May 2007.
17. Taylor S.J., *Modeling stochastic volatility: a review and comparative study*, Mathematical Finance 1994, 4, 183-204.

### STRESZCZENIE

Artykuł prezentuje możliwości wykorzystania modeli zmienności stochastycznej do wyceny opcji. Po przedstawieniu modeli zmienności stochastycznej z czasem dyskretnym i ciągłym przybliżono koncepcję wyceny instrumentów pochodnych w oparciu o te modele. Ostatnia część pracy poświęcona została na estymację modelu SV dla zwrotów logarytmicznych indeksu WIG20. W oparciu o wystymowany model dokonano wyceny opcji. Uzyskana cena została porównana z ceną wyliczoną z modelu Blacka i Scholesa.

### APPLICATION OF THE MARKOV SWITCHING MODELS TO THE WIG 20 OPTION PRICING

#### SUMMARY

The article comments the possibility of using Stochastic Volatility models to the WIG20 option pricing. The author first discussed discrete time and continuous-time Stochastic Volatility models, then he described the concept of derivative pricing using these models. In the last part of the paper the author estimated SV model to continuous compound return of WIG20. For this model the option was priced and was compared with the price obtained using Black Scholes model.

*Translated by M. Bartkowiak*

*Mgr Marcin Bartkowiak*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
m.bartkowiak@ae.poznan.pl





ELIZA BUSZKOWSKA

## **PORÓWNYWANIE ZDOLNOŚCI PROGNOSTYCZNEJ MODELI ZMIENNOŚCI INDEKSU WIG20 ZA POMOCĄ TESTU SPA**

### **WPROWADZENIE**

Badania nad nadrzędną zdolnością progностyczną modeli zmienności, z wykorzystaniem testu SPA (Superior Predictive Ability), wprowadzonego przez Hansena w roku 2001, były prowadzone szeroko, pod różnym kątem. Metoda SPA została przedstawiona w pracy [5]. Jednym z zagadnień z tego obszaru była warunkowa zdolność progностyczna pewnych modeli. Podejście to zakłada warunkowe oczekiwania, co do prognoz i błędów. Zastosowano test warunkowej zdolności progностycznej do oceny dokładności progностycznej różnych metod prognozowania. Badanie to jest przedstawione w pracy [4]. W pracy [6] porównano przy użyciu testu SPA i innej klasycznej metody RC (Reality Check) 330 modeli progностycznych typu ARCH pod względem ich zdolności do opisywania warunkowej wariancji. Pokazano, że dla IBM model GARCH(1,1) nie ma przewagi nad innymi. Dokonano analizy wartości różnych estymatorów  $p$ -wartości dla SPA.

Celem niniejszej pracy jest wykorzystanie testu SPA do porównania zdolności progностycznej modeli typu GARCH(1,1) w przypadku prognoz wariancji warunkowej (zmienności) szeregu notowań indeksu WIG20. Prosty sposób budowania modeli, łatwość ich estymacji oraz istniejąca naturalna interpretacja spowodowały, że modele z rodziny GARCH są najpowszechniej stosowanymi modelami zmienności instrumentów finansowych. Prognozy zmienności porównujemy z dzienną zmiennością zrealizowaną, obliczaną jako suma kwadratów zwrotów śróddziennych. Badamy, czy wyniki otrzymane za pomocą testu SPA zmieniają się dla różnych miar zmienności zrealizowanej. Następnie porównujemy wskazania testu SPA dla zmienności zrealizowanej, wyliczonej na

podstawie danych śróddziennych o różnej częstotliwości. Odnosimy się do pracy [13], w której podano, że dobrym oszacowaniem zmienności zrealizowanej jest zmienność wyznaczona na podstawie zwrotów śróddziennych 30 minutowych, podczas gdy użycie danych 5 minutowych nie eliminuje efektu mikrostruktury rynku. Następnie porównujemy wskazania testu SPA dla różnych typów funkcji błędu. Odnosimy się również do tezy pracy [15], że do oceny prognoz zmienności ważny jest wybór funkcji błędu. Jako wzorcowe, przyjmujemy modele najprostsze: podstawowy GARCH(1,1) i RiskMetrics.

#### SPECYFIKACJA MODELI WARIANCJI WARUNKOWEJ

W badaniu wykorzystano przedstawione poniżej typy modeli GARCH. Rozważano również inne modele, ale nie uzyskano zbieżności przy ich estymacji dla badanego szeregu.

Model GARCH(p,q) opisany jest równaniami:

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i y_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2, \quad (2)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{idd}(0,1), \omega > 0, \beta_j \geq 0, \alpha_i \geq 0. \quad (3)$$

#### EGARCH

EGARCH jest to historycznie pierwszy wariant modelu GARCH, uwzględniający efekt asymetrii, wprowadzony przez Nelsona w roku 1991:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^q [\alpha_i \varepsilon_{t-i} + \gamma_i (|\varepsilon_{t-i}| - E|\varepsilon_{t-i}|)] + \sum_{j=1}^p \beta_j \cdot \log(\sigma_{t-j}^2). \quad (4)$$

#### RiskMetrics

Jest to model IGARCH, dla którego współczynniki ARCH i GARCH są ustalone.

$$\sigma_t^2 = \omega + (1-\lambda)y_{t-1}^2 + \lambda\sigma_{t-1}^2. \quad (5)$$

#### FIGARCH(p,d,q) w postaci BBM

Jest to zintegrowany ułamkowo model GARCH, wprowadzony przez Baillie'go, Bolersleva i Mikelsena w roku 1996. Służy do modelowania długiej pamięci w procesie zmienności. Warunkowa wariancja w modelu FIGARCH(p,d,q) jest dana wzorem:

$$\sigma_t^2 = \omega(1-\beta(L))^{-1} + \{1 - [1-\beta(L)]^{-1}\phi(L)(1-L)^d\}y_t^2, \quad (6)$$

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_q L^q, \beta(L) = \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_p L^p, 0 \leq d \leq 1 \quad (7)$$

$$\text{lub} \quad \sigma_t^2 = \omega^* + \sum_{i=1}^{\infty} \lambda_i L^i y_t^2 = \omega^* + \lambda(L) y_t^2. \quad (8)$$

*FIGARCH Chunga*

Model FIGARCH w postaci Chunga ma następującą postać:

$$\Phi(L)(1-L)^d (y_t^2 - \sigma_t^2) = [1 - \beta(L)](y_t^2 - \sigma_t^2) \quad (9)$$

*HYGARCH*

Hiperboliczny GARCH jest postaci:

$$\sigma_t^2 = \omega[1 - \beta(L)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)\} [1 + \alpha(1-L)^d] y_t^2. \quad (10)$$

*GJR*

GJR jest to model Glostena, Jagannathana i Runkle'a z roku 1993:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_i y_{t-i}^2 + \gamma_i S_t^- y_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2, \quad (11)$$

gdzie  $S_t^-$  jest zmienną pomocniczą, która przyjmuje wartość 1 gdy wartość  $y_t$  jest ujemna a 0 kiedy jest dodatnia.

**TEST NADRZĘDNEJ ZDOLNOŚCI PROGNOSTYCZNEJ (SPA)**

Test nadrzędnej zdolności prognoistycznej (Test of Superior Predictive Ability, SPA) pozwala orzec, czy pewien wzorcowy model prognoistyczny nie jest gorszy niż inne alternatywne modele prognoistyczne. Test SPA może być również użyty do sprawdzenia zdolności prognoistycznych pewnych zmiennych losowych, a także do porównywania symulacji, miar zmienności i miar błędu.

Jest to nowe i konkurencyjne podejście w stosunku do testu RC po raz pierwszy wprowadzonego przez White'a w roku 2000 pod nazwą „The reality check for data snooping”, RC. Test SPA jest mocniejszy od testu RC.

Niech  $\{\hat{\sigma}_{k,t}^2, k = 0, 1, \dots, m\}$  będzie skończonym zbiorem zmiennych losowych, w pracy prognoz zmienności wyznaczonych modelami  $k = 0, 1, \dots, m$ . Niech  $\sigma_{l,t}^2$  będzie zmienną losową, w pracy zmiennością zrealizowaną typu  $k$ ,  $l = 0, 1, 3$ . Wprowadźmy miarę zwaną funkcją straty:

$$L(\sigma_{l,t}^2, \hat{\sigma}_{k,t}^2). \quad (12)$$

Przykładem funkcji straty jest błąd średniokwadratowy:

$$N^{-1} \sum_{t=1}^N (\sigma_{l,t}^2 - \hat{\sigma}_{k,t}^2)^2. \quad (13)$$

Prognozy są oceniane w terminach oczekiwanej straty, zdefiniowanej następująco:

$$X_{k,t} = L(\sigma_{1,t}^2, \hat{\sigma}_{0,t}^2) - L(\sigma_{1,t}^2, \hat{\sigma}_{k,t}^2) \quad (14)$$

$$k = 1, \dots, m, \quad t = 1, \dots, n.$$

Statystyka testowa testu SPA określona jest wzorem:

$$T_n^{SPA} = \max_k \frac{n^{1/2} \bar{X}_k}{\hat{\omega}_k}, \quad k = 1, 2, \dots, m, \quad (15)$$

gdzie

$$\bar{X}_k = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n X_{k,t}, \quad (16)$$

jest średnią z próby, a

$$\hat{\omega}_k^2 = \hat{\text{Var}}(n^{1/2} \bar{X}_k) \quad (17)$$

jest zgodnym estymatorem wariancji asymptotycznej  $\omega_k^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}(n^{1/2} \bar{X}_k)$ , wyznaczanym za pomocą metod bootstrapowych.

Hipotezą testu SPA jest, że model obrany jako wzorcowy nie jest gorszy od żadnego z modeli alternatywnych w danym zbiorze. Ta hipoteza może być zapisana następująco:

$$\mu_k = E[X_{k,t}] \leq 0, \quad k = 1, \dots, m. \quad (18)$$

W teście SPA mamy do czynienia ze złożoną hipotezą zerową, co oznacza, że trzeba rozważyć kilka rozkładów zerowych. Rozkład statystyki testu SPA przy założeniu hipotezy zerowej,  $\mu_k \leq 0$  dla wszystkich  $k$ , nie jest standardowy. Do wyznaczenia rozkładu statystyki  $T_n^{SPA}$  stosowany jest bootstrap stacjonarny Politisa i Romano (1994).

W badaniu używamy trzech szeregów zmienności zrealizowanej, wyznaczonej na trzy różne sposoby. Estymujemy modele zmienności na podstawie zwrotów dziennych. Rozważamy 37 różnych modeli. Za pomocą każdego z nich generujemy 265 prognoz. Tworzymy rankingi dla siedmiu różnych modeli wzorcowych.

## ZMIENNOŚĆ ZREALIZOWANA

Zmienność zrealizowana jest obliczana poprzez sumowanie kwadratów zwrotów śróddziennych. Za pomocą wzoru, który bierze pod uwagę zwrot nocny definiuje się ją jako:

$$\sigma_{2,t}^2 = \sum_{i=0}^N r_{t,i}^2, \quad (19)$$

gdzie zwrot śróddzienny w dniu  $n$  i w chwili  $d$  i zwrot nocny dane są następująco:

$$r_{n,d} = 100(\ln P_{n,d} - \ln P_{n,d-1}), r_{n,0} = 100(\ln P_{n,0} - \ln P_{n-1,N}) \quad (20)$$

$N$  jest liczbą obserwacji w ciągu dnia, a  $P_{n,0}$  oznacza kurs otwarcia w dniu  $n$ .

Alternatywne podejście zostało zaproponowane przez Andersena i Bollersleva w roku 1997. Sugerowali oni reprezentowanie dziennej zmienności jako sumy zwrotów wyłącznie śróddziennych.

$$\sigma_{1,t}^2 = \sum_{i=1}^N r_{t,i}^2 \quad (21)$$

Zaproponowano pomnożenie wielkości  $\sigma_{1,t}^2$  przez  $(1+c)$ , gdzie  $c$  jest dodatnią stałą, Martens (2002). Obrano  $(\sigma_{co}^2 + \sigma_{oc}^2)/\sigma_{oc}^2$  jako stałą  $c$ , gdzie  $\sigma_{co}^2 = \text{Var}(r_{t,0})$  i  $\sigma_{oc}^2 = \text{Var}(\sum_{t=1}^N r_{t,n})$ , Koopman i in. (2005). Wobec powyższego zmienność zrealizowana wyraża się wzorem:

$$\sigma_{3,t}^2 = \frac{\sigma_{oc}^2 + \sigma_{co}^2}{\sigma_{oc}^2} \sum_{i=1}^N r_{t,i}^2 \quad (22)$$

W naszej pracy, MSE i MAE oznaczają błąd średniokwadratowy i średni błąd bezwzględny, gdzie  $N$  to liczba prognoz.

$$\text{MSE}_l \equiv N^{-1} \sum_{t=1}^N (\sigma_{l,t} - \hat{\sigma}_{k,t})^2, \text{MSE} \equiv N^{-1} \sum_{t=1}^N (\sigma_{l,t}^2 - \hat{\sigma}_{k,t}^2)^2, \quad (23)$$

$$\text{MAE}_l \equiv N^{-1} \sum_{t=1}^N |\sigma_{l,t} - \hat{\sigma}_{k,t}|, \text{MAE} \equiv N^{-1} \sum_{t=1}^N |\sigma_{l,t}^2 - \hat{\sigma}_{k,t}^2|,$$

gdzie  $l \in \{1, 2, 3\}$ ,  $k \in \{1, \dots, m\}$ , a  $m$  jest liczbą modeli z rozważanego zbioru. W powyższych wzorach,  $\hat{\sigma}_{k,t}^2$  jest prognozą zmienności z modelu  $k$  na moment  $t$ , a  $\sigma_{l,t}^2$  to wartość zmienności zrealizowanej typu  $l$  w chwili  $t$ .

## DANE

W przeprowadzonym badaniu, do estymacji modeli używamy 1739 dziennych obserwacji indeksu WIG20 od 12.10.2000 do 09.14.2007. Na ostatnie 265 dni, tj. od 28.08.2006 do 14.09.2007 obliczamy jednodniowe prognozy.

W celu oceny jakości prognoz porównujemy je z dzienną zmiennością zrealizowaną obliczoną dla 10-minutowych, 5-minutowych i 30-minutowych zwrotów śróddziennych. Zmienności zrealizowane obliczone zostały ze wzorów (19), (21) i (22). Podstawowe statystyki opisowe dla szeregu zwrotów dziennych są przedstawione w tabeli 1.

Tabela 1. Podstawowe statystyki opisowe dla szeregu zwrotów dziennych od 12.10.2000 do 14.09.2007

| maksimum | minimum | średnia | wariancja | skośność | kurtoza |
|----------|---------|---------|-----------|----------|---------|
| 5,4829   | -5,7305 | 0,0447  | 2,2437    | 0,0792   | 4,0311  |

Źródło: obliczenia własne.

Rozważamy następujące typy modeli GARCH(1,1) z różnymi rozkładami błędu: RiskMetrics, GARCH, GJR, EGARCH, APARCH, IGARCH, FIGARCH estymowany metodą Chunga i FIGARCH estymowany metodą BBM, FIAPARCH estymowany metodą Chunga i FIAPARCH estymowany metodą BBM, HYGARCH z rozkładami Gaussa, GED, *t*-Studenta, rozkładem skośnym *t*-Studenta.

#### WYNIKI EMPIRYCZNE

Porównywano 37 modeli typu GARCH. Za pomocą każdego z modeli wyznaczono 265 jednodniowych prognoz wariancji warunkowej (zmienności) indeksu WIG20. W celu oszacowania *p*-wartości statystyki testowej testu SPA wyznaczano po 1000 prób bootstrapowych. W stosowanym programie komputerowym [7] wykorzystuje się dwie funkcje straty MSE i MAE. W badaniu dodatkowo stosowano również pierwiastki z wariancji warunkowej i pierwiastki ze zmienności zrealizowanej. Wybór funkcji straty  $MSE_1$  wynika między innymi z wniosków zamieszczonych w pracy [15]. Niska *p*-wartość (0,05 – 0,1) informuje, że model wzorcowy jest gorszy od jednego z modeli alternatywnych. Wysoka *p*-wartość oznacza, że model wzorcowy generuje prognozy nie gorsze niż modele alternatywne. Wykorzystywany program komputerowy [7] podaje wartości trzech estymatorów *p*-wartości testu SPA oznaczonych:  $SPA_u$ ,  $SPA_c$  i  $SPA_l$ . Aproksymuje się rozkład statystyki testowej  $T_n^{SPA}$  przy założeniu hipotezy zerowej. Zmienne bootstrapowe są scentrowane na trzy różne sposoby. Modyfikacja ta zmniejsza wpływ złych modeli na rozkład statystyki testowej. Dla każdego ze sposobów centrowania otrzymujemy jeden z estymatorów *p*-wartości:  $SPA_u$ ,  $SPA_c$  i  $SPA_l$ , przy czym  $SPA_c$  jest estymatorem zgodnym. Szczegółowy opis postaci tych estymatorów można znaleźć w pracy [5].

Model najbardziej znaczący, podawany przez program SPA, [7] jest to taki model, dla którego wartość statystyki testowej jest najwyższa. Modelami wskazywanymi jako najbardziej znaczące były HYGARCH z rozkładem GED i FIGARCH-BBM ze rozkładem skośnym  $t$ -Studenta.

Modelem najlepszym, podawanym przez program SPA jest model, dla którego obrana funkcja straty ma wartość najmniejszą. Można mówić o modelu najlepszym dla danego typu zmienności zrealizowanej i dla danej funkcji błędu. Sześć różnych modeli zostało wskazanych jako najlepsze dla różnych rodzajów zmienności zrealizowanej. Są to modele: RiskMetrics(1,1) z rozkładem Gaussa, GED,  $t$ -Studenta oraz z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta, GARCH(1,1) z rozkładem Gaussa (Model GJR ze względu na wartości oszacowań parametrów może być traktowany jak GARCH(1,1)). W przeanalizowanych rankingach najgorszymi były dwa modele FIGARCH(1,1) postaci Chunga ze rozkładem skośnym  $t$ -Studenta i EGARCH(1,1) z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta.

Wszystkie modele z najmniejszymi funkcjami straty zostały obrane jako wzorcowe i przeprowadzono dla nich test SPA. Test SPA potwierdził przewagę tych modeli nad pozostałymi modelami w rozpatrywanym zbiorze ( $p$ -wartości testu SPA były znacznie wyższe od 0.05)

Są to GARCH(1,1) z rozkładem Gaussa

$$\mu = 0.0759(0.0350), \omega = 0.015317(0.0066), \\ \alpha_1 = 0.0403(0.0067), \beta_1 = 0.953(0.0078).$$

Są to GJR(1,1) z rozkładem Gaussa

$$\mu = 0.0762(0.0354), \omega = 0.0152(0.0067), \\ \gamma = -0.0005(0.0107), \alpha_1 = 0.0405(0.0087), \beta_1 = 0.9531(0.0078).$$

RiskMetrics z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta

$$\mu = 0.0883(0.0307), \lambda = 0.94, \\ W. Ogona = 9.4524(2.0108), W. Asymetrii = 0.04322(0.0357).$$

RiskMetrics z rozkładem GED,

$$\mu = 0.0762(0.0297), \lambda = 0.94, GED = 1.4367(0.0728).$$

RiskMetrics z rozkładem  $t$ -Studenta

$$\mu = 0.079(0.0307), \lambda = 0.94, Student \text{ DF} = 9.4884(2.0336).$$

RiskMetrics z rozkładem Gaussa

$$\mu = 0.0822(0.029), \lambda = 0.94.$$

Tabela 2. Oszacowania  $p$ -wartości SPA dla zmienności zrealizowanych  $\sigma_{1,t}^2$  i dla częstotliwości 5, 10 i 30 minut dla wybranych dwóch modeli

| Model wzorcowy | RiskMetrics z rozkładem skośnym $t$ -Studenta |         |         | GARCH z rozkładem Gaussa |         |         |
|----------------|-----------------------------------------------|---------|---------|--------------------------|---------|---------|
|                | $SPA_t$                                       | $SPA_c$ | $SPA_u$ | $SPA_t$                  | $SPA_c$ | $SPA_u$ |
| $mse$          | 0.166                                         | 0.21    | 0.352   | 0.905                    | 1       | 1       |
| $mae$          | 0.148                                         | 0.249   | 0.498   | 0.077                    | 0.206   | 0.323   |
| $mse_1$        | 0.188                                         | 0.276   | 0.50    | 0.2                      | 0.515   | 0.685   |
| $mae_1$        | 0.323                                         | 0.323   | 0.79    | 0.01                     | 0.06    | 0.12    |

Źródło: obliczenia własne.

## WNIOSKI

Modelami najbardziej znaczącymi w zbiorze modeli typu GARCH okazały się HYGARCH(1,1) z rozkładem GED i FIGARCH(1,1) z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta. Zauważamy, że ten sam model najbardziej znaczący pojawia się w rankingach dla danych o różnej częstotliwości, różnych rodzajów modeli wzorcowych i różnie wyznaczonej zmienności zrealizowanej. Najgorszymi okazały się FIGARCH(1,1) wyznaczony metodą Chunga z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta oraz EGARCH z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta.

Tabela 3. Oszacowania  $p$ -wartości SPA dla zmienności zrealizowanych  $\sigma_{2,t}^2$  i dla częstotliwości 5, 10 i 30 minut dla wybranych dwóch modeli

| Model wzorcowy | RiskMetrics z rozkładem skośnym $t$ -Studenta |         |         | GARCH z rozkładem Gaussa |         |         |
|----------------|-----------------------------------------------|---------|---------|--------------------------|---------|---------|
|                | $SPA_t$                                       | $SPA_c$ | $SPA_u$ | $SPA_t$                  | $SPA_c$ | $SPA_u$ |
| $mse$          | 0.55                                          | 0.81    | 0.84    | 0.571                    | 0.741   | 0.932   |
| $mae$          | 0.687                                         | 0.955   | 0.982   | 0.449                    | 0.649   | 0.951   |
| $mse_1$        | 0.57                                          | 0.882   | 0.994   | 0.663                    | 0.916   | 0.998   |
| $mae_1$        | 0.777                                         | 0.988   | 0.995   | 0.27                     | 0.5     | 0.777   |

Źródło: obliczenia własne.

Wybór modelu najbardziej znaczącego zależy od rodzaju błędu spośród MSE, MSE<sub>1</sub>, MAE, MAE<sub>1</sub>. Modelami najlepszymi, wyznaczonymi w różnych rankingach dla naszych danych były modele RiskMetrics(1,1) z rozkładami Gaussa, GED,  $t$ -Studenta oraz z rozkładem skośnym  $t$ -Studenta i GARCH(1,1) z rozkładem Gaussa. Modele najbardziej znaczące nie należą do zbioru modeli najlepszych. Modele podawane jako najlepsze zostały obrane jako wzorcowe i



przeprowadzono dla nich test SPA za pomocą programu SPA [7]. Wyniki testu potwierdziły brak przewagi pozostałych modeli nad tymi modelami pod względem zdolności prognozy. Wynik ten odczytano na podstawie  $p$ -wartości programu SPA. Oszacowane  $p$ -wartości były znacznie wyższe od założonego poziomu istotności 0,05. Zauważono, że w celu wyznaczenia wszystkich modeli najlepszych należy powtarzać test SPA dla różnych modeli wzorcowych, nie wyłącznie tych podawanych jako najlepsze dla ustalonego modelu benchmarkowego.

Tabela 4. Oszacowania  $p$ -wartości SPA dla zmienności zrealizowanych  $\sigma_{3,t}^2$  i dla częstotliwości 5, 10 i 30 minut dla wybranych dwóch modeli

| Model wzorcowy | RiskMetrics z rozkładem skośnym $t$ -Studenta |         |         | GARCH z rozkładem Gaussa |         |         |
|----------------|-----------------------------------------------|---------|---------|--------------------------|---------|---------|
|                | $SPA_t$                                       | $SPA_c$ | $SPA_u$ | $SPA_t$                  | $SPA_c$ | $SPA_u$ |
| $mse$          | 0.173                                         | 0.217   | 0.363   | 0.9                      | 1       | 1       |
| $mae$          | 0.148                                         | 0.249   | 0.5     | 0.079                    | 0.216   | 0.332   |
| $mse_1$        | 0.589                                         | 0.892   | 0.946   | 0.198                    | 0.51    | 0.68    |
| $mae_1$        | 0.777                                         | 0.988   | 0.998   | 0                        | 0       | 0.014   |

Źródło: obliczenia własne.

Metoda SPA wymaga zatem wielokrotnego powtarzania testu dla wszystkich modeli obieranych kolejno jako benchmarkowe. Jej algorytm jest dłuższy niż algorytm konkurencyjnej metody zbioru ufności modeli, MCS, [8], która nie wymaga powtórzeń testu dla różnych modeli wzorcowych. Jest zatem gorszy. Zauważyliśmy, że  $p$ -wartości powtarzają się dla różnych częstotliwości, dla tych samych pozostałych parametrów. Wystarczy, zatem analiza  $p$ -wartości dla jednej obranej częstotliwości. W tabeli jest to częstotliwość 10-minutowa. Wskazany model RiskMetrics jest to model najczęściej używany w praktyce, [11]. Wynik badania może być przydatny do podejmowania decyzji inwestycyjnych na podstawie metod statystycznych, [12]. W literaturze ([3], [9]) potwierdzona jest przewaga strategii portfelowej opartej na prognozach zmienności. W pracy wytypowano pewne modele najlepiej prognozujące zmienność indeksu WIG20, co przy założeniu istnienia podobnej dynamiki pozwala na odrzucenie pozostałych modeli typu GARCH bez konieczności ponownego przeprowadzenia pracochłonnej procedury eliminacji.

**Literatura**

1. Andersen T.G., Bollerslev T., *Intraday Seasonality and Volatility Peresistence in Foreign Exchange and Equity Markets*. Journal of Empirical Finance, 1997, 4.
2. Andersen T.G., Bollerslev, Diebold F.X., Labys P., *The Distribution of Exchange Rate Volatility*. Journal of American Statistical Asociacion, 2001, 96.
3. Busse J. A., *Volatility Timing In Mutual Funds: Evidence from Daily Returns*. Review of Financial Studies, 1999, 12.
4. Giacomini R., White H., Koopman S.J., *The Test of Conditional Predictive Ability*, Uniwersytet of California, San Diego 2003.
5. Hansen P.R., *A Test for Superior Predictive Ability*. Journal of Business and Economic Statistics, 2005, 23.
6. Hansen P. R., Lunde A., *A Forecast Comparison of Volatility Models. Does Anything Beat a GARCH(1,1)?* Journal of Applied Econometrics, 2005, 20.
7. Hansen P. R., Kim J., Lunde A., *Testing for Superior Predictive Ability using Ox*. A Manual for SPA for Ox. 2003.
8. Hansen P. R., Lunde A., Nason J. M., *Choosing the Best Volatility Models: The Model Confidence Set Approach*. Working Paper, 2003.
9. Johannes M., Polson N., Stroud J., *Sequential Optimal Portfolio Performance: Market and Volatility Timing*. Wharton School, University of Pensylvania, Working Paper, 2002.
10. Koopman S.J., Jungbacker, B., Hol, E., *Forecasting Daily Variability of the S&P 100 Stock Index Using Historical, Realized and Implied Volatility Measurement*. Journal of Empirical Finance, 2005, 12.
11. Laurent S., *Estimating and Forecasting ARCH Models Using G@RCH™ 5*. Timberlake Consultants, London 2007.
12. Nagayasu J., *Modeling and Predicting Japanese Stock Returns Based on ARFIMA-FIGARCH*, [w:] Milo W. Wdowiński P. [red.], Financial Markets. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2006.
13. Patton A.J., Sheppard K., *Evaluating Volatility and Correlation Forecasts*. Departament of Economics and Oxford-Man Institute of Quantitative Finance, University of Oxford 2007.
14. Politis D.N., Romano J.P., *The Stationary Bootstrap*. Journal of the American Statistical Association, 1994, 89.

15. Souza L., Veiga A., Medeiros M.C., *Evaluating the Forecasting Performance of GARCH Models Using White's Reality Check*. Departamento de Economia PUC-RIO. Texto Para Discussao, 2002, 453.

### STRESZCZENIE

Test nadrzędnej zdolności progностycznej (SPA) pozwala orzec, czy pewien model progностyczny daje nie gorsze wyniki niż inne modele. SPA jest przydatny, jeśli chcemy zbadać, czy dostępny jest lepszy model progностyczny. Celem niniejszej pracy jest zbadanie za pomocą testu SPA, czy wybrane proste modele zmienności dopasowane do indeksu WIG20 dostarczają nie gorszych prognoz zmienności niż bardziej wyrafinowane modele typu GARCH, a także sprawdzenie wpływu różnych czynników na wyniki testu.

### COMPARING THE PREDICTIVE ABILITY OF VOLATILITY MODELS FOR THE WIG20 INDEX USING THE SPA TEST

### SUMMARY

The Test of Superior Predictive Ability (SPA) allows to test whether a particular forecasting procedure is outperformed by alternative forecasting models. The SPA test is useful in investigating whether any alternative forecasting model is better than the benchmark. The purpose of this paper is to use the SPA method to determine whether the volatility forecasts from some selected simple volatility models fitted to the WIG20 are outperformed by those from more sophisticated ones. Moreover, we check the impact of different factors on the results of the test.

*Translated by E. Buszkowska*

*Mgr Eliza Buszkowska*  
Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu  
eliza\_b2@o2.pl



MARCIN GAJEWSKI

## **ATRAKCYJNOŚĆ WARSZAWSKIEJ GIEŁDY PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH NA TLE GIEŁDY LONDYŃSKIEJ**

### **Wstęp**

Łączenie się lokalnych giełd spowodowało, że pojawiło się kilka dużych, konkurujących ze sobą, ośrodków obrotu akcjami i instrumentami pochodnymi. Są to giełdy w Nowym Jorku, Londynie (LSE), Tokio, Hongkongu oraz Euro-next - powstały z połączenia giełd: paryskiej, amsterdamskiej, brukselskiej i lizbońskiej. Rynkiem o największym obrocie w Unii Europejskiej jest London Stock Exchange. Jak na jej tle prezentuje się Giełda Warszawska (GPW)? Jest jedną z najdynamiczniej rozwijających się giełd europejskich, przyciąga nowe spółki z zagranicy i wydaje się szukać zagranicznych partnerów do utworzenia wspólnego parkietu. Dlatego stawiam tezę, że Giełda w Warszawie, dzięki dynamicznemu rozwojowi, poprawia pozycję na tle giełdy londyńskiej. Narzędziem weryfikacji powyższej tezy będą syntetyczne miary atrakcyjności wtórnego rynku akcji. Dodatkowo sprawdzona zostanie możliwość wykorzystania zaproponowanych wskaźników oraz kursu walutowego do prognozowania zmiany indeksu giełdowego.

### **Atrakcyjność giełd a ryzyko płynności**

Warszawski parkiet jest pozytywnie oceniany przez zagranicznych analityków. Sposób zarządzania giełdą, jej apolityczność i nadzór Komisji Papierów Wartościowych i Giełd są uznawane za wzorowe<sup>1</sup>. Dobre perspektywy stawia się też przed inwestycjami na giełdzie w Warszawie. Stabilna sytuacja polityczna i rosnąca integracja w ramach gospodarki światowej powodują, że rynki

<sup>1</sup> Szerzej w Aspadarec W., *Tendencje konsolidacyjne i wyzwania przed polskim rynkiem kapitałowym w perspektywie integracji z rynkiem europejskim*, s. 47.

wschodzące – w tym polski – cieszą się coraz większym zainteresowaniem. Badania<sup>2</sup> stóp zwrotu „z indeksów opisujących koniunkturę na rynkach wschodzących są w dłuższym okresie wyższe niż analogiczne stopy zwrotu na rynkach dojrzałych”. Uzasadnia się to niskim poziomem PKB *per capita* w krajach rozwijających się oraz rosnącym długoterminowym zainteresowaniem funduszy inwestycyjnych czy też emerytalnych.

Poza otoczeniem ekonomicznym istotne znaczenie, zarówno dla emitentów papierów wartościowych, jak i podmiotów zainteresowanych ich kupnem, ma wielkość giełdy. Na dużej giełdzie podmiotom zgłaszającym popyt na długoterminowe środki łatwiej jest odnaleźć partnerów, którzy są gotowi ulokować kapitał na długi okres (Duwendag D., *Teoria pieniądza i polityka pieniężna*, s. 105). Dzięki wysokiej płynności rynku wtórnego, można znaleźć chętnych do kupna akcji na krótsze okresy, co prowadzi do finansowania długookresowego kredytu krótkookresowym kapitałem, pochodzącym w części od inwestorów indywidualnych. Według danych z 2001 roku około 10% Niemców i Japończyków jest właścicielami akcji, w USA i Wielkiej Brytanii jest to aż 25% (Oręziak L., *Euro nowy pieniądz*, s. 142). Polska na tym tle wypadają słabo - otwartych jest około milion rachunków – czyli około 2,6% Polaków może być właścicielami akcji.

Istotą efektywnego inwestowania jest znalezienie odpowiedniej proporcji między podjętym ryzykiem i spodziewanym dochodem. Osoby inwestujące na giełdzie decydują się na podjęcie ryzyka pod różnymi postaciami<sup>3</sup>:

- Ryzyko kursowe dotyczy głównie inwestycji zagranicznych i można je ograniczyć kupując walutę forward z datą na koniec okresu inwestycji.
- Ryzyko bankructwa i ryzyko finansowe mogą dotyczyć całego rynku, wtedy, gdy dojdzie do upadków lub problemów z finansowaniem znacznej części notowanych spółek - dlatego, z uwagi na cel niniejszego opracowania, uznano je za mało istotne dla oceny giełdy.
- Ryzyko rynku związane jest z koniunkturą gospodarczą, która w przypadku osłabienia, prowadzi do spadku cen walorów poniżej ich potencjalnej wartości. Jeśli wtedy inwestor musi sprzedać swoje udziały, to zgadza się na niekorzystną cenę. Odwrotna sytuacja – polegająca na

<sup>2</sup> Pełne wyniki w Łon E., *Wybrane makroekonomiczne uwarunkowania premii na wschodzących rynkach akcji*, s. 38.

<sup>3</sup> Podział za Bień W., *Rynek papierów wartościowych*, s. 207-209.

sprzedaży akcji z wyceną powyżej ich potencjalnej wartości – jest pożądana przez inwestorów.

- Ryzyko płynności polega na braku możliwości zakupu lub sprzedaży udziałów bez istotnego wpłynięcia na ich cenę.

Ryzyko płynności i ryzyko rynku mogą być ze sobą połączone. Gdy na giełdzie pojawiają się duże spadki – nie ma chętnych do kupowania akcji, co powoduje spadek płynności i dalsze spadki cen aż do zrównania popytu i podaży.

Podjmując próbę oceny atrakcyjności giełd skoncentrowano się na miarach, które kładą nacisk na ryzyko związane z płynnością akcji. Takie uproszczone podejście mocno zawęża problem i niestety nie pozwala na wielowymiarową analizę.

#### **Rynki akcji w Londynie i Warszawie**

Według stanu z czerwca 2007 roku LSE jest, na europejskim rynku kapitałowym, giełdą o największej płynności, drugą pod względem kapitalizacji (po Euronext) i drugą - co do ilości notowanych spółek (po Spanish Exchanges – BME). Na tle giełd europejskich GPW w Warszawie nie wyróżnia się – pod względem poziomu obrotów zajmuje trzynastą pozycją (na 21 sklasyfikowanych giełd, w tym Virt-X), odnośnie kapitalizacji jest jedenasta, natomiast według ilości notowanych spółek zajmuje siódmą lokatę (na 20 giełd). W tabeli 1 przedstawiono dane o liczbie notowanych spółek, obrotach i kapitalizacji LSE i GPW na początek i koniec okresu objętego badaniem.

Dla inwestorów spadek liczby spółek oznacza zmniejszenie możliwości wyboru akcji, zaś wzrost pozwala na dokonanie wyboru akcji spośród szerszej oferty i lepszą dywersyfikację ryzyka. Zmniejszenia ilości notowanych spółek nie należy jednakże kojarzyć wyłącznie z okresem dekonunktury, gdyż decyzja o wycofaniu akcji z giełdy nie musi wynikać z bankructwa firmy, ale może być efektem połączenia firm, lub realizacją strategii właściciela, który nie chce wiązywać się ze wszystkich obowiązków nałożonych na notowane spółki (np. publikować danych o kondycji finansowej firmy lub bieżących inwestycjach). Warto podkreślić, że w Warszawie, przez cały badany okres, liczba notowanych spółek zwiększyła się o 178. W tym samym czasie LSE przyciągnęła dodatkowo 357 spółek. Pozytywnym trendem dla GPW jest rozpoczęcie notowań, w

październiku 2003 roku, pierwszej zagranicznej spółki, co wskazuje na wzrost międzynarodowego znaczenia warszawskiego parkietu.

Tabela 1. Podstawowe dane o LSE i GPW w grudniu 2000 i lutym 2008

|                                        | LSE       |           | GPW     |         |
|----------------------------------------|-----------|-----------|---------|---------|
|                                        | 12.2000   | 02.2008   | 12.2000 | 02.2008 |
| Liczba notowanych spółek krajowych     | 2 428     | 2 567     | 211     | 365     |
| Liczba notowanych spółek zagranicznych | 501       | 719       | 0       | 24      |
| Kapitalizacja (mln euro)               | 2 744 691 | 2 290 982 | 33 761  | 126 249 |
| Średnie dzienne obroty (mln euro)      | 17 442    | 20 273    | 71      | 222     |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy FESE.

W 2007 roku średnia kapitalizacja spółek, liczona jako iloraz całkowitej kapitalizacji giełdy przez liczbę notowanych spółek, na giełdzie londyńskiej była dwa razy większa niż spółek notowanych w Warszawie. Większe spółki – poszukujące zewnętrznego kapitału – wybierają chętniej dojrzałą giełdę o międzynarodowej renomie i długiej tradycji. Podobnie inwestorzy obracający dużym kapitałem ze względu na wyższą płynność wybiorą rynek londyński. W analizowanym okresie średnia kapitalizacja spółki notowanej na GPW wzrosła dwukrotnie (wzrost z poziomu 160 mln euro do 324 mln euro) natomiast w Londynie spadła z poziomu 937 mln euro w grudniu 2000 do 697 mln euro w lutym 2008.

W przypadku londyńskiej giełdy, od grudnia 2000 roku do stycznia 2004 roku rejestrowano średnie miesięczne obroty na zbliżonym poziomie, ich znaczny wzrost rozpoczął się z początkiem 2006 roku i podwoił się do czerwca 2007 roku, by na koniec spaść do poziomu 20 mld euro. Na rynku warszawskim obroty wykazują trend wzrostowy i w lutym 2008 osiągnęły ponad 200 mln euro. Szczegółowa analiza obrotów giełdowych pozwala zauważyć, że są one, w znacznym stopniu, generowane przez małą grupę spółek. Na obu giełdach, największy obrót notują akcje koncernów telekomunikacyjnych, petrochemicznych, farmaceutycznych i finansowych<sup>4</sup>. Na parkiecie londyńskim były to akcje: BP, Vodafone, HSBC Holdings, GlaxoSmithKline i Royal Bank of Sco-

<sup>4</sup> Bazując na danych o transakcjach z ksiąg zleceń (ang. order book), bez danych o transakcjach negocjowanych (ang. negotiated deals).

tland Group (od lipca 2006 Vodafone był poza tą grupą). Na polskim rynku do najpopularniejszych spółek zaliczały się: TP SA, PKN Orlen, KGHM, Pekao i PKO BP. Ich udział w całości obrotu pozwala on ocenić jak duża jest płynność pozostałych akcji, co ma znaczenie dla budowania portfela inwestycyjnego. W badanym okresie, udział ten spadł - na parkiecie w Londynie - z 30% do 19%, natomiast w Warszawie z 64% do 52% (28% w maju 2007).

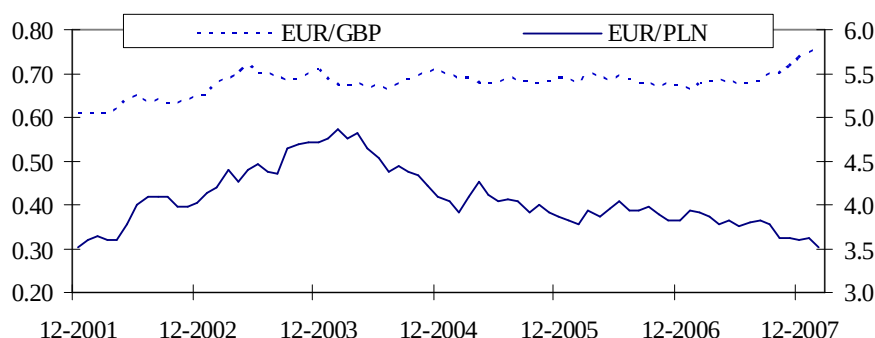
Obok relatywnie niskich obrotów i niskiej kapitalizacji GPW pozostaje rynkiem mało bezpiecznym dla inwestorów, gdyż przedmiotem codziennego handlu jest mała liczba spółek, a to oznacza duże ryzyka niepłynności akcji pozostałych spółek. Warto w tym miejscu zauważyć, że warszawska giełda nie stosuje limitów dla minimalnej ilości akcji biorących udział w transakcji. Dzięki temu ułatwiono prowadzenie transakcji i nie zawyżono w sztuczny sposób obrotów. W przypadku giełdy Londyńskiej takie limity obowiązują (różne dla różnych walorów) i wynikają z odmiennej, niż na GPW, filozofii kojarzenia stron transakcji. Giełda londyńska od początku korzystała z usług brokerów. Negocjują oni ceny walorów w imieniu swoich Klientów i zgłaszają do systemu ewidencyjnego uzgodnione transakcje. Dopiero w latach dziewięćdziesiątych XX wieku, w celu poprawienia konkurencyjności LSE, zaczęto wprowadzać kolejne wersje elektronicznego systemu transakcyjnego. Obecnie na londyńskim rynku wdrażana jest jego kolejna wersja, uwzględniająca potrzebę zmniejszenia opóźnień w czasie podawania informacji o ofertach i transakcjach oraz zwiększająca ilość jednocześnie obsługiwanych transakcji. Jednakże, pomimo wprowadzania coraz nowszych innowacji w systemie transakcyjnym giełdy, wartość transakcji negocjowanych jest wciąż prawie dwa razy większa. Na warszawskiej giełdzie większość stanowią transakcje kojarzone przez elektroniczny system, a obrót negocjowany jest relatywnie mały. Ciągłe zwiększanie obrotów i pojawianie się na parkiecie nowych spółek powoduje spadek niezawodności istniejącej infrastruktury transakcyjnej i pociąga za sobą dokonywanie koniecznych modyfikacji systemu obsługi notowań.

Ostatnim z wybranych przez autora, czynników wpływających na decyzję inwestorów jest stabilność kursu lokalnej waluty. Zarówno rynek londyński jak i warszawski notują akcje w walucie lokalnej. Funt szterling i złoty polski są wymieniane według płynnego kursu, którego kształtowanie w stosunku do euro, przedstawiono na rys. 1. Warto zauważyć, że kurs waluty angielskiej był znacznie bardziej stabilny niż polskiej (kurs funta: maksymalny 0,61; średni 0,677;



minimalny 0,765; odchylenie standardowe 0,029; kurs złotego: maksymalny 3,52; średni 4,068; minimalny 4,875; odchylenie standardowe 0,344). W okresie od grudnia 2001 do maja 2003 roku funt tracił na wartości w stosunku do euro. Kolejne miesiące przyniosły jego umocnienie i pewną stabilizację. Od połowy 2007 roku ponownie zaczął tracić. Złoty polski od grudnia 2001 roku do marca 2004 roku osłabił się a następnie, w lutym 2008 roku wrócił na poziom z grudnia 2001 roku.

Dla zagranicznego inwestora giełdowego najbardziej niepożądana jest wysoka zmienność kursu walutowego, gdyż utrudnia wycenę ryzyka. Umocnienie waluty krajowej podnosi wartość inwestycji takiego inwestora i skłania do realizacji zysku, osłabienie przeciwnie. Z drugiej strony, poziom kursu ma znaczenie przy podejmowaniu decyzji o zaangażowaniu kapitału na danej giełdzie. Słaba waluta powoduje, że bieżąca wycena giełdowa akcji, po przeliczeniu na walutę obcą, jest niższa i akcje stają się bardziej atrakcyjne dla kupującego. Dla inwestorów krajowych kurs walutowy nie powinien mieć znaczenia.



Rys. 1. Kurs waluty lokalnej za 1 euro

Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych FESE.

### Wskaźniki mierzące konkurencyjność rynków akcji

Wymienione powyżej i opisane w literaturze argumenty wskazują, że londyński rynek giełdowy jest znacznie bardziej konkurencyjny niż giełda warszawska. Aby bardziej obiektywnie ocenić konkurencyjność giełd w Londynie i Warszawie, z punktu widzenia inwestora giełdowego, została wykorzystana grupa syntetycznych wskaźników. Dla zapewnienia porównywalności większość z nich została zbudowana jako udział.

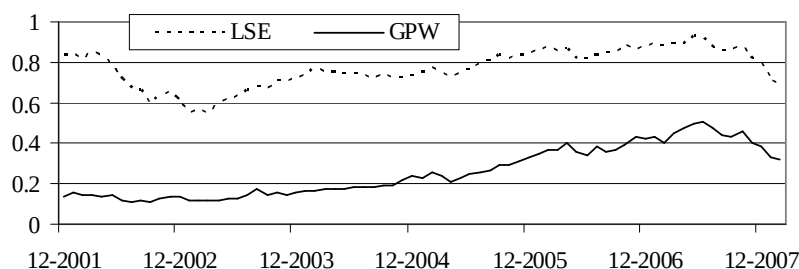
Pierwszą wykorzystaną miarą jest średnia wartość giełdowa spółki notowanej na giełdzie (średnia kapitalizacja) wyznaczona ze wzoru:

$$Sk = \frac{\text{kapitalizacja}}{\text{liczba firm}}, \quad (1)$$

gdzie *kapitalizacja* oznacza całkowitą kapitalizację danej giełdy. Rys. 2 prezentuje zmiany tego współczynnika dla giełd w Londynie i Warszawie. Wysoka wartość oznacza, że na giełdzie są notowane duże i bardzo duże firmy, co przekłada się na względne bezpieczeństwo inwestycji. Wybierając konkretną spółkę należy kierować się innymi współczynnikami np. C/Z czy C/WK, które mówią więcej o kondycji poszczególnych spółek i ich wyceny na tle całej branży.

Drugi proponowany przez nas współczynnik to, znany z literatury ekonomicznej, współczynnik płynności rynku<sup>5</sup> postaci:

$$Pr = \frac{\text{obroty}}{\text{kapitalizacja}}. \quad (2)$$



Rys. 2. Średnia kapitalizacja spółki na LSE i GPW (mld euro)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych FESE.

Pokazuje on jak duża część kapitału zainwestowanego na giełdzie jest w obrocie. Przedstawione na rys. 3 wartości współczynnika *Pr* pokazują, że w ten sposób liczona płynność jest od trzech do dziesięciu razy większa na londyńskim parkiecie. LSE okazuje się bardziej konkurencyjnym rynkiem dla aktywnych inwestorów. Dla małych inwestycji długoterminowych typu „kup i trzymaj”, płynność rynku ma drugorzędne znaczenie, jednak dla inwestorów dużych zbyt mała płynność jest poważnym ograniczeniem. Ponadto wysoka płynność ułatwia kształtowanie cen przez siły popytu i podaży. Niska płynność może prowadzić do okresowego braku równowagi między kupującymi i sprzedającymi.

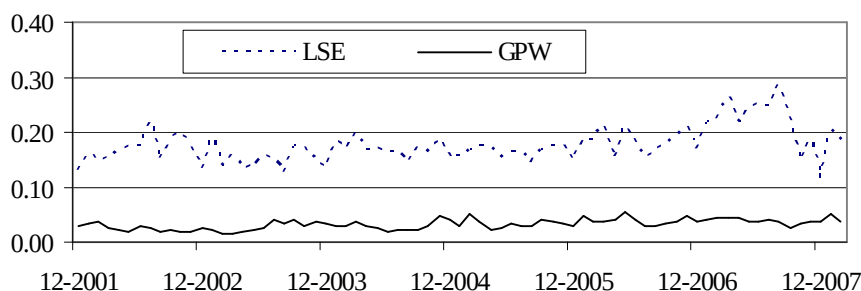
<sup>5</sup> Np. Łon E., *Wybrane makroekonomiczne uwarunkowania premii na wschodzących rynkach akcji*, s. 31.

cymi, co sztucznie zwiększa zmienność cen<sup>6</sup>. Mnożąc współczynniki płynności rynku i średniej kapitalizacji otrzymujemy współczynnik średniej płynności:

$$Sp = Pr \cdot Sk = \frac{\text{obroty}}{\text{liczba firm}}. \quad (3)$$

Wpływ na płynność rynku mają między innymi: liczba akcji znajdujących się w wolnym obrocie (ang. free float), koncentracja obrotu na kilkunastu spółkach o największej kapitalizacji czy też aktualna koniunktura. Mając to ostatnie na uwadze wykorzystamy wskaźnik udziału obrotów rynku w obrotach wszystkich giełd europejskich skonstruowany według wzoru:

$$Ud = \frac{\text{obroty}}{\text{obroty giełd europejskich}}. \quad (4)$$



Rys. 3. Płynność rynku LSE i GPW

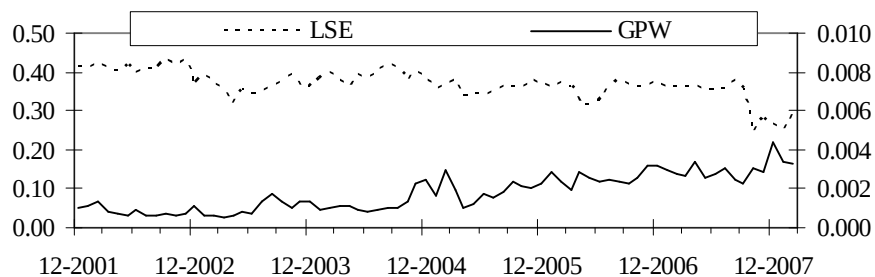
Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych FESE.

Pokazuje on konkurencyjność rynku na tle wszystkich giełd regionu, przejawiającą się udziałem obrotów danego rynku w obrotach całego regionu i przyjmuje wartości z przedziału  $<0;1>$ . Wskaźnik ten potwierdza bardzo ważną pozycję giełdy londyńskiej wśród giełd europejskich (rys. 4). Malejący udział wskazuje jednak na umacnianie się konkurentów LSE. W przypadku giełdy warszawskiej udział ten, chociaż wzrasta, to pozostaje znacząco mniejszy.

Kolejny współczynnik wskazuje stopień płynności akcji spółek niebędących w grupie pięciu najbardziej płynnych w danym miesiącu. Aby przyjmował wartości z przedziału  $<0;1>$ , został on skonstruowany zgodnie ze wzorem:

$$OS = 1 - \frac{\text{obroty pięciu firm o najwyższych obrotach}}{\text{obroty}}. \quad (5)$$

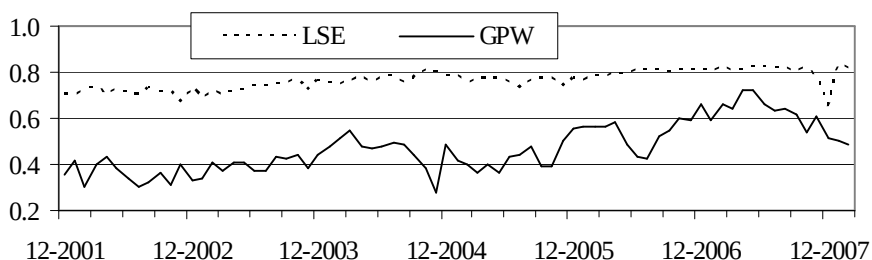
<sup>6</sup> Szersza dyskusja w Grąt A., *Bariery rozwoju polskiego rynku*, s. 84-86.



Rys. 4. Udział rynku w obrotach giełd europejskich

Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych FESE.

Kształtowanie się tego współczynnika w czasie przedstawiono na rys. 5. Statystyki podawane przez FESE obejmują dane o pięciu spółkach notujących w danym miesiącu najwyższe obroty. Są to takie informacje jak: nazwa spółki i jej udział w całym miesięcznym obrocie giełdy. Dla potrzeb niniejszego opracowania miarę tę nazwano współczynnikiem obrotów mniejszych spółek.



Rys. 5. Udział w obrocie spółek niebędących w grupie pięciu najpłynniejszych spółek w miesiącu

Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych FESE.

Możemy zaobserwować wzrost obrotów spółkami mniej popularnymi zarówno na giełdzie londyńskiej jak i warszawskiej. Duży udział spółek o mniejszym obrocie pozwala inwestorowi wybierać spośród większej ilości płynnych spółek. Może także wskazywać na zmniejszanie się puli dostępnych w wolnym obrocie akcji i poszukiwania przez inwestorów płynnych spółek. Dla przykładu w grudniu 2001 roku aż 64% całego miesięcznego obrotu na warszawskim parkiecie wygenerowały akcje Elektrimu, TP SA, PKN Orlen, Pekao i KGHM. W czerwcu 2007 roku akcje KGHM, TP SA, PKN Orlen, PKO BP i Pekao stanowiły tylko 34% obrotu. W czasie, gdy miesięczne obroty GPW wzrosły ponad 640%, obrót pięcioma najpłynniejszymi spółkami wzrósł o 298%, a więc około

połowę wzrostu obrotów zawdzięczamy mniej popularnym spółkom. W przypadku LSE udział spółek o mniejszym obrocie (współczynnik OS) wzrósł o 0,11.

Giełda jako część rynku kapitałowego bierze pośredni udział w międzynarodowych transferach pieniądza. Aprecjacja kursu waluty krajowej może być spowodowana, napływem środków na giełdę. Kierunek wpływu jest też odwrotny – kurs walutowy wpływa na bieżącą wycenę akcji przez zagranicznych inwestorów. Aprecjacja kursu powoduje, w oczach zagranicznych klientów, spadek atrakcyjności parkietu – wzrost cen akcji. W badaniu użył koszyka walut - złożonego w połowie z euro i połowie dolara amerykańskiego (kurs wyrażony jako wartość jednostki waluty krajowej względem koszyka). Obserwowana aprecjacja złotego, zgodnie z powyższymi rozważaniami, oznacza spadek atrakcyjności GPW na arenie międzynarodowej i zachęca inwestorów zagranicznych do realizowania zysków.

### Model

Dla inwestorów giełda jest tym bardziej atrakcyjna, im więcej mogą na niej zarobić. Czy jednak miary atrakcyjności giełdy, zdefiniowane w punkcie 4, mogą znaleźć zastosowanie w prognozowaniu zmian indeksu giełdowego? Aby odpowiedzieć na to pytanie zbudowano model zmian indeksów a następnie sprawdzono jego zdolności prognostyczne.

Badanie stacjonarności wykazało, że wszystkie powyższe miary, jak również indeksy WIG, WIG20, FTSE i FTSE100 są zintegrowane w stopniu pierwszym. Posiadane szeregi podzielono na dwie części: estymacyjną i służącą testowaniu prognoz ex-post. Jako wartość objaśnianą wybrano sześciomiesięczną stopę wzrostu indeksów. Dodatkowo, z powodu krótkiego szeregu obserwacji miesięcznych, zdecydowano się na nadpróbkowanie badanych zależności<sup>7</sup>. Model wyjściowy przyjął postać<sup>8</sup>:

---

<sup>7</sup> Zastosowano nakładające się obserwacje. Szersza dyskusja dotycząca zasadności takiego podejścia w Hansen L.P., Hodrick R.J., *Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis*. Efektywność tego rozwiązania potwierdzono też statystycznie Mark N.C. *International Macroeconomics and Finance*, s. 131.

<sup>8</sup> Jest to prosty model autoregresyjny, porównaj: Brzeszczyński J., Kelm R., *Ekonometryczne modele rynków finansowych. Modele kursów giełdowych i kursów walutowych*, s. 18, rozszerzony o dodatkowe zmienne.

$$\Delta_{t,t-6} \text{ind} = \alpha_0 + \sum_{n=1}^4 \alpha_n \Delta_{t-6n,t-6(n+1)} \text{ind} + \sum_{i=1}^6 \beta_i \Delta_{t-6,t-12} x_i + \xi_t, \quad (6)$$

gdzie:  $\text{ind}$  i  $x$  oznaczają naturalne logarytmy odpowiednio: indeksu (WIG20 lub FTSE100) oraz wskaźników mierzących konkurencyjność (w modelu dla WIG20 dodano do zmiennych objaśniających zmianę indeksu FTSE),  $\Delta_{t,t-6} x = x_t - x_{t-6}$  jest operatorem sześciomiesięcznego przyrostu.

Kolejne obliczenia<sup>9</sup>, przeprowadzone na podpróbie do listopada 2005, wg strategii od modelu ogólnego do szczegółowego<sup>10</sup>, przyniosły następujące oszacowania parametrów (w nawiasach statystyki t-Studenta):

$$\begin{aligned} \Delta_{t,t-6} \text{wig20} &= 0,21 - 0,63 \cdot \Delta_{t-6,t-12} \text{wig20} - 0,48 \cdot \Delta_{t-12,t-18} \text{wig20} - 0,39 \Delta_{t-6,t-9} \text{koszykpl} + \\ &+ 0,51 \cdot \Delta_{t-6,t-12} \text{ftse} + 0,14 \cdot \Delta_{t-6,t-12} \text{OS} \quad R_{\text{adj}}^2 = 0,76; \text{JB} = 0,48 \\ \Delta_{t,t-6} \text{ftse100} &= 0,08 - 0,04 \cdot \Delta_{t-6,t-12} \text{ftse100} - 0,04 \cdot \Delta_{t-12,t-18} \text{ftse100} - 0,50 \cdot \Delta_{t-6,t-9} \text{koszykgb} + \\ &- 0,43 \cdot \Delta_{t-6,t-12} \text{OS} \quad R_{\text{adj}}^2 = 0,50; \text{JB} = 0,89 \end{aligned}$$

Otrzymywane oszacowania parametrów były odporne na zmiany długości próby w zakresie 12 miesięcy. Wskaźniki średniej płynności, średniej kapitalizacji, płynności rynku i udziału obrotów nie wpływały istotnie statystycznie na zmiany indeksów. Duże wartości modułów parametrów przy składnikach autoregresyjnych, w kontekście słabej wersji hipotezy efektywnych rynków<sup>11</sup>, sugerują, że GPW nie jest rynkiem efektywnym, natomiast LSE, gdzie zwroty obserwowane w przeszłości bardzo słabo objaśniają zwroty bieżące, jest rynkiem słabo efektywnym. Zgodny z oczekiwaniami, ujemny, wpływ aprecjacji waluty okazał się istotny dla modelu. Wpływ współczynnika obrotów mniejszych spółek jest inny na LSE niż na GPW. W przypadku giełdy w Warszawie, dodatnia wartość tego współczynnika oznacza, iż wzrost obrotów mniej popularnych spółek powoduje wzrost indeksu WIG20, co jest niezgodne z intuicją ekonomiczną<sup>12</sup>. W Londynie wzrost współczynnika OS oznacza spadek indeksu cen największych spółek FTSE 100 w następnym półroczu.

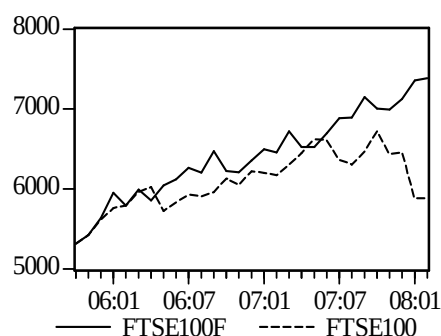
<sup>9</sup> Model estymowano metodą najmniejszych kwadratów z macierzą kowariancji Neweya-Westa.

<sup>10</sup> Więcej w Majsterek M., Welfe A., *Modele korekty błędem. Modele płac*, s. 55.

<sup>11</sup> „Jak dobrze przeszłe zwroty przewidują przyszłe zwroty” Fama E.F., *Efficient Capital Markets: II*, s. 1576. Wyniki badań efektywności informacyjnej GPW w latach 1991-2000 zostały przedstawione w Brzeszczyński J., Kelm R., *Ekonometryczne modele rynków finansowych...*

<sup>12</sup> Prawdopodobnie jest to zależność pozorna.

W ostatnim kroku, w oparciu o otrzymane modele, wykonano dynamiczne prognozy poziomów indeksów FTSE100 i WIG20. Otrzymane szeregi i rzeczywiste wartości indeksów przedstawiono na rys. 6.



Rys. 6. Kształtowanie się prognoz dynamicznych i ich realizacja okresie od grudnia 2005 do lutego 2008 (litera F przy nazwie indeksu oznacza prognozę)  
 Źródło: Opracowane w EViews 5.

Prognozy w okresie do 2007 roku względnie dobrze odwzorowywały trend średniookresowy obserwowany na giełdzie. Jednakże w 2007 roku, w czerwcu na LSE i w listopadzie na GPW, nastąpiły istotne zmiany, w wyniku których modele straciły swoje własności prognostyczne. W tym czasie, w następstwie kryzysu na rynku kredytów hipotecznych, który pojawił się w USA i Wielkiej Brytanii, inwestorzy utracili zaufanie do rynków giełdowych. Dodatkowo wzrost cen ropy naftowej i żywności zagroziły pobudzeniem inflacji. Mimo niesprzyjającego otoczenia LSE okazała się miejscem bezpieczniejszym dla inwestycji i mającym szerszą ofertę nowych emisji, a słabnący funt szterling sprzyja inwestorom z zagranicy. Co więcej, giełda w Londynie wciąż poprawia swoją pozycję konkurencyjną utrudniając nadrobienie dystansu przez inne giełdy. W 2006 roku 60% spółek debiutujących na europejskich parkietach wybrało na ten cel londyńską giełdę. Spoglądając na przepływ inwestycji przez giełdę w ostatnich miesiącach objętych badaniem (tabela 2), można zauważyć, że LSE pośredniczy w przepływach kapitału od 7 do 90 razy większych niż GPW.

Choć analitycy w 2007 roku optymistycznie oceniali wyniki warszawskiej giełdy: „[...] okazała się najlepsza pod względem liczby debiutów giełdowych w regionie Europy Środkowo-Wschodniej i jedną z lepszych w całej Europie –

zajęła 5 miejsce”<sup>13</sup>, to wydaje się, że najważniejsze dla poprawy jej atrakcyjności jest przyciągnięcie dużych spółek.

Tabela 2. Przepływ inwestycji przez giełdę (mln euro) w okresie od lipca 2007 roku do lutego 2008 roku (według statusu firmy)

| Miesiąc | Giełda | Nowonotowane spółki (IPO) | Spółki dotychczas notowane | Razem | Giełda | Nowonotowane spółki (IPO) | Spółki dotychczas notowane | Razem |
|---------|--------|---------------------------|----------------------------|-------|--------|---------------------------|----------------------------|-------|
| 7.2007  | LSE    | 6 227                     | 1 433                      | 7 660 | GPW    | 287                       | 129                        | 416   |
| 8.2007  | LSE    | 1 716                     | 4 703                      | 6 419 | GPW    | 44                        | 33                         | 77    |
| 9.2007  | LSE    | 145                       | 425                        | 570   | GPW    | 47                        | 100                        | 147   |
| 10.2007 | LSE    | 1 238                     | 629                        | 1 867 | GPW    | 70                        | 161                        | 231   |
| 11.2007 | LSE    | 3 452                     | 1 089                      | 4 540 | GPW    | 306                       | 141                        | 448   |
| 12.2007 | LSE    | 4 362                     | 2 284                      | 6 646 | GPW    | 72                        | 186                        | 258   |
| 1.2008  | LSE    | 66                        | 1 396                      | 1 462 | GPW    | 1                         | 125                        | 126   |
| 2.2008  | LSE    | 433                       | 661                        | 1 094 | GPW    | 19                        | 43                         | 62    |

Źródło: FESE.

### Podsumowanie

Zaprezentowane w niniejszej pracy wskaźniki, pozwalają porównać konkurencyjność rynku akcji na przykład w Londynie (LSE) i Warszawie (GPW). Niestety, dla polskiego rynku, okazuje się, że londyński parkiet pozostaje nieodścignionym wzorem a dzięki silnej konkurencji między europejskimi giełdami doskonalili wciąż swoją ofertę. Na takim tle warszawska giełda nie prezentuje się zbyt pozytywnie. Postawiona na wstępie hipoteza nie została jednoznacznie potwierdzona. Z jednej strony obserwuje się wzrost zainteresowania polską giełdą, i rosnący udział w obrotach giełd europejskich, z drugiej, niska płynność i umacniający się kurs nie sprzyjają przyciąganiu kapitału z zagranicy. Mimo wszystko, wraz z pojawianiem się w obrocie nowych spółek, zwiększa się znaczenie GPW. Dla małych i średnich inwestorów, akceptujących większe ryzyko, polska giełda może stanowić znakomite miejsce do ulokowania kapitału.

<sup>13</sup> Autorami raportu są IPO.pl Doradca dla biznesu i miesięcznik CEO „Raport IPO 2007”, s. 11.



#### Literatura:

1. Aspadarec W., *Tendencje konsolidacyjne i wyzwania przed polskim rynkiem kapitałowym w perspektywie integracji z rynkiem europejskim*, Bank i Kredyt, 2002, styczeń.
2. Bień W., *Rynek papierów wartościowych*, Difin, Warszawa 2004.
3. Brzeszczyński J., Kelm R., *Ekonometryczne modele rynków finansowych. Modele kursów giełdowych i kursów walutowych*, WIG-Press, Warszawa 2002.
4. Duwendag D., Ketterer K.H., Kösters W., Pohl R., Simmert D.B., *Teoria pieniądza i polityka pieniężna*, Poltext, Warszawa 1996.
5. Fama E.F., *Efficient Capital Markets: II*, The Journal of Finance, 1991, vol. 46, n 5.
6. Grąt A., *Bariery rozwoju polskiego rynku*, Bank i Kredyt, 2003, czerwiec.
7. Hansen L.P., Hodrick R.J., *Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis*, Journal of Political Economy, 1980, nr 88.
8. IPO.pl Doradca dla biznesu, Raport IPO 2007, IPO.pl, 2007, maj.
9. Łon E., *Wybrane makroekonomiczne uwarunkowania premii na wschodzących rynkach akcji*, Bank i Kredyt, 2005, lipiec.
10. Oręziak L., *Euro nowy pieniądz*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005.
11. Majsterek M., Welfe A., *Modele korekty błędem. Modele płac*, [w:] Welfe A. [red.], *Gospodarka Polski w okresie transformacji*, PWE, Warszawa 2000.
12. Mark N.C., *International Macroeconomics and Finance*, Blackwell Publishing, Oxford 2004.

#### STRESZCZENIE

Wysoki rozwój gospodarczy Polski i wzrost zamożności społeczeństwa daje nadzieję na wzrost zainteresowania rynkiem kapitałowym oraz długoterminowymi inwestycjami. Celem niniejszego opracowania jest ocena atrakcyjności warszawskiej giełdy, z punktu widzenia dużego inwestora. Postawiono zatem hipotezę, że Giełda w Warszawie, dzięki dynamicznemu rozwojowi, poprawia pozycję na tle giełd europejskich. Jako obiekt odniesienia przyjęto giełdę w Londynie – jedną z największych giełd europejskich.

Narzędziem porównania będą wskaźniki opierające się na miarach płynności. Dane wykorzystane w badaniu, obejmujące okres od grudnia 2000 roku do lutego 2008

roku, pochodzą z bazy Federacji Europejskich Giełd Papierów Wartościowych (ang. Federation of European Securities Exchanges, FESE) i są nominowane w euro.

## **PERFORMANCE OF WARSAW STOCK EXCHANGE IN COMPARE TO LONDON STOCK EXCHANGE**

### **SUMMARY**

Economic development and growth of wealth in Poland gives promises on increase of interest in both capital markets and long-term investments. The main question is which stock exchange gives more prospects for large investors. In this paper are made attempts to estimate attractiveness of Warsaw stock exchange in compare to London Stock Exchange, using various measures of liquidity.

The thesis is, that Warsaw Stock Exchange outperforms LSE in dynamic development and ascent its position among them. Data taken into consideration, time series from December 2000 to February 2008, are collected from database created by Federation of European Securities Exchanges. and are valued in euro.

*Translated by M. Gajewski*

*Mgr Marcin Gajewski*  
Uniwersytet Łódzki  
m\_gajewski@poczta.onet.pl



PRZEMYSŁAW GARSZTKA

## **ROZKŁAD PRAWDOPODOBIENSTWA ZAWARCIA TRANSAKCJI JAKO NARZĘDZIE OCENY PŁYNNOŚCI AKCJI NOTOWANYCH NA GPW W WARSZAWIE**

### **Wstęp**

Płynność papierów wartościowych jest pojęciem mającym wyjaśnić łatwość handlowania papierami wartościowymi w określonym przedziale czasu, po założonej cenie i w założonej ilości. Samo pojęcie płynności papieru wartościowego nie doczekało się do tej pory jednej dobrej definicji, ponieważ nie można zaobserwować tego zjawiska wprost, jest ono niejednoznaczne i nie można go zmierzyć jedną miarą<sup>1</sup>. W opracowaniu przyjęto definicję płynności za [7], zgodnie z którą jest to: „Zdolność do handlowania w krótkim czasie, dużymi ilościami papierów wartościowych, bez znaczącego wpływu na ich cenę”. Za bardziej płynne papiery wartościowe uznaje się te, które charakteryzują się stosunkowo małą zmianą ceny, nawet przy zawieraniu transakcji na dużą liczbę walorów i dla których czas oczekiwania na zawarcie transakcji jest stosunkowo krótki.

Opracowania w literaturze światowej poświęcone analizie płynności, skupiają się przede wszystkim na analizie kosztu zawarcia transakcji, jako jednemu

---

<sup>1</sup> Istnieje wiele aspektów płynności, które można zmierzyć wielkościami opartymi na wahaniami ceny, bid-ask spreadzie, stopie zwrotu, ilością i wartością akcji w zleceniu, wielkością spółki czy poziomem aktywności inwestorów. Wybór miernika zależy od preferencji inwestora. Jeżeli np. papier wartościowy jest płynny ze względu na mały spread, ale nie jest płynny ze względu na przeciętnie małą ilość walorów w zleceniu to inwestor zainteresowany kupnem niewielkiej ilości walorów uzna taki papier wartościowy za płynny, natomiast inwestor zainteresowany kupnem znacznej ilości uzna taki papier za mało płynny. W przypadku dużego spreadu i dużej przeciętnej ilości walorów w zleceniu, inwestor chcący kupić dużą ilość walorów może taki papier wartościowy uznać za płynny, ponieważ mimo potencjalnie dużego kosztu transakcji ma szansę ją zrealizować.

z najlepszych symptomów płynności waloru. Koszt zawarcia transakcji może w dobry sposób tłumaczyć płynność walorów na rynkach opartych na wycenie waloru dokonywanej przez tzw. *market makera*. Koszt transakcji można podzielić na różne kategorie (por. [4], str. 363), z których największą rolę przy opisie płynności waloru odgrywa tzw. koszt złego wyboru (*inverse selection*).

W badaniach prowadzonych dla rynku polskiego zwraca się uwagę, że modele opracowane dla potrzeb innych rynków znacznie przeszacowują płynność zarówno pojedynczych papierów wartościowych jak i całego rynku. Spowodowane jest to tym, że polski rynek giełdowy jest oparty na zleceniach umieszczanych w arkuszu zleceń, i w związku z tym nie występują wszystkie składowe koszty transakcji<sup>2</sup>. W naturalny sposób powoduje to zwiększoną ocenę płynności, mimo, że nie zmniejsza użyteczności dla innych zastosowań (np. [1]). Przykładem prac, wskazujących na małą użyteczność modeli opartych na koszcie transakcji do oceny płynności, w których ponadto pokazano własny miernik płynności dla rynku polskiego są prace Milo i Wawruszczaka [5], [6].

Wcześniej prowadzone przez autora badania dotyczące opisu płynności papierów wartościowych skupiały się nad możliwością opisu płynności papierów wartościowych za pomocą prawdopodobieństwa warunkowego zawarcia transakcji [2], [3]. W opracowaniach tych obliczono miarę płynności mającą cechy dystrybucyjności rozkładu (była to funkcja niemalejąca, przyjmująca wartości z przedziału  $[0,1]$ ). Podany w tych pracach sposób obliczania miernika płynności opartego na prawdopodobieństwie zawarcia transakcji, bezpośrednio odwołuje się do intuicyjnego rozumienia płynności. Niestety przedstawiony miernik nie może zostać zastosowany jako podstawa aproksymacji prawdopodobieństwa zawarcia transakcji przy pomocy funkcji gęstości bądź dystrybucyjności znanego rozkładu prawdopodobieństwa. Z tego powodu w artykule zaproponowano inny sposób obliczania prawdopodobieństwa zawarcia transakcji pozwalający uzyskać empiryczny rozkład prawdopodobieństwa. Na podstawie własności, jakimi powinien charakteryzować się taki rozkład zostaną sformułowane hipotezy dotyczące postaci funkcji rozkładu opisującego prawdopodobieństwo

<sup>2</sup> Dotyczy to zwłaszcza kosztów złego wyboru. Na rynkach opartych na zleceniach ryzyko zawarcia transakcji z inwestorem posiadającym dodatkowe, niedostępne innym informacje nie ma wpływu na cenę transakcji, ponieważ preferencje dotyczące ceny zostały określone w momencie składania zlecenia i nie mogą być modyfikowane przez animatora rynku.

zawarcia transakcji i przeprowadzone zostaną obliczenia, mające na celu znalezienie postaci analitycznej funkcji prawdopodobieństwa.

### **Prawdopodobieństwo zawarcia transakcji**

Jako zdarzenie elementarne przyjęto zdarzenie polegające na realizacji (bądź braku realizacji) transakcji kupna bądź sprzedaży pewnej ilości papierów wartościowych, dla określonego odstępstwa od bieżącej ceny, w określonym momencie czasu. Możliwość zawarcia transakcji kupna lub sprzedaży uzależniona jest od wartości, jakie przyjmą trzy zmienne - ilość papierów wartościowych, cena i czas oczekiwania na zawarcie transakcji. Ponieważ analizowany będzie łączny rozkład prawdopodobieństwa wszystkich trzech zmiennych losowych, zatem rozważać należy trójwymiarową zmienną losową.

Zbiór zdarzeń elementarnych  $\Omega$ , jest podzbiorem przestrzeni  $\mathbf{R}^3$ , jego elementami są trójki  $(N, P, \tau)$ , gdzie:

$N$  – ilość papierów wartościowych;

$P$  – odstępstwo od bieżącej ceny;

$\tau$  – czas oczekiwania na zawarcie transakcji,

Na tak zdefiniowanej przestrzeni określono pewną funkcję prawdopodobieństwa:

$P: \Omega \mapsto (0,1)$ , taką, że

$P(N = N^*, P = P^*, \tau = \tau^*) = p$ , (co zap. w postaci  $P(N^*, P^*, \tau^*)$ ),

gdzie:

$p$  – oznacza wartość prawdopodobieństwa, z jakim zachodzi transakcja;

$N^*$  – oznacza liczbę papierów wartościowych;

$P^*$  – oznacza odstępstwo od bieżącej ceny;

$\tau^*$  – oznacza czas oczekiwania na zawarcie transakcji.

Funkcja  $P(N^*, P^*, \tau^*)$  oznacza prawdopodobieństwo zawarcia transakcji kupna lub sprzedaży dokładnie  $N^*$  papierów wartościowych, po cenie odbiegającej od bieżącej o dokładnie  $P^*$ , po upływie czasu dokładnie  $\tau^*$ .

Założono, że prawdopodobieństwa zawarcia transakcji są obliczane dla zleceń realizowanych całkowicie, zatem można zdefiniować prawdopodobieństwo dotyczące realizacji transakcji dotyczącej, co najwyżej  $N^*$  papierów wartościowych, po upływie czasu dokładnie  $\tau^*$ , po cenie odbiegającej od bieżącej ceny waloru nie więcej niż  $P^*$ , jako:

$$P(N \leq N^*, P^*, \tau^*) = \sum_{N_i^* \leq N^*} P(N_i^*, P^*, \tau^*).$$

W celu oceny płynności waloru zasadne jest obliczenie prawdopodobieństwa zawarcia transakcji dotyczącej więcej, niż  $N^*$  walorów, co można zapisać jako:

$$P(N > N^*, P^*, \tau^*) = 1 - P(N \leq N^*, P^*, \tau^*).$$

W celu określenia prawdopodobieństwa zawarcia transakcji dla zadeklarowanych limitów ceny, należy znaleźć wartość:

$$P(N^*, P \leq P^*, \tau^*) = \sum_{P_i^* \leq P^*} P(N^*, P_i^*, \tau^*).$$

Zapis ten należy czytać, jako prawdopodobieństwo zawarcia transakcji pewnej ilości  $N^*$  papierów wartościowych, po upływie czasu dokładnie  $\tau^*$ , po cenie odbiegającej od bieżącej ceny waloru nie więcej niż  $P^*$ . W przypadku kupna odstępstwo od ceny bieżącej oznacza cenę wyższą, niż bieżąca cena waloru, w przypadku sprzedaży cenę niższą.

W sytuacji, gdy w zleceniu określony jest limit czasu, jaki inwestor jest skłonny czekać na zawarcie transakcji, można zdefiniować:

$$P(N^*, P^*, \tau \leq \tau^*) = \sum_{\tau_i^* \leq \tau^*} P(N^*, P^*, \tau_i^*),$$

co należy czytać, jako prawdopodobieństwo zawarcia transakcji pewnej ilości  $N^*$  papierów wartościowych, po cenie odbiegającej od bieżącej ceny waloru dokładnie o  $P^*$ , w czasie krótszym niż  $\tau^*$ .

### Konstrukcja rozkładu empirycznego

W celu określenia rozkładu empirycznego (histogramu) prawdopodobieństwa zawarcia transakcji należy zbudować szereg rozdzielczy. W tym celu dla zmiennych dotyczących liczby walorów w zleceniu i odstępstwa od bieżącej ceny utworzono dziewiętnaście przedziałów klasowych, natomiast dla czasu oczekiwania na zawarcie transakcji utworzono dwadzieścia przedziałów, uzyskując tym samym 7220 klas szeregu rozdzielczego wielowymiarowej zmiennej losowej. Podział na tak dużą liczbę przedziałów dla każdej ze zmiennych ma na celu umożliwienie w miarę dobrego wnioskowania w przypadku analizowania rozkładów brzegowych.

Z uwagi na to, że *a priori* nie wiadomo, jakimi prawdopodobieństwami cechują pojedyncze zdarzenia, postanowiono utworzyć przedziały klasowe równej szerokości, w ten sposób, aby pokrywały co najmniej 95% obserwacji dla roz-

kładów brzegowych dotyczących ilości oraz odstępstwa od bieżącej ceny, oraz aby nie występowały przedziały klasowe (dla rozkładów brzegowych) nie zawierające żadnych obserwacji. W przypadku czasu oczekiwania na zawarcie transakcji, przyjęto, że maksymalny czas oczekiwania na zawarcie transakcji, jaki został ustalony dla badań empirycznych, będzie wynosił 1 dzień roboczy (7 godzin). Dane empiryczne, dla których przeprowadzono obliczenia zostały w odpowiedni sposób przetworzone, w celu usunięcia okresów, w których nie przeprowadzano notowań (godziny „nocne” oraz dni wolne).

W algorytmie obliczania histogramu, zawierającego liczebności zdarzeń sprzyjających, symuluje się składanie nowego zlecenia. Przy czym budowa histogramu przeprowadzana jest osobno dla transakcji kupna i sprzedaży. Zakładając, że zlecenie jest składane w pewnym momencie czasu  $t$ , następuje sprawdzenie możliwości zawarcia transakcji dla odstępstwa od bieżącej ceny oraz ilości akcji obejmujących pierwsze przedziały klasowe względem zmiennej  $P$  oraz  $N$  kolejno w pierwszym przedziale klasowym dla czasu oczekiwania  $\tau$ , następnie – jeżeli jest to konieczne w drugim przedziale klasowym zmiennej  $\tau$ , i kolejnych. W ten sposób sprawdzono jakiego czasu oczekiwania na zawarcie transakcji należy się spodziewać dla transakcji dotyczącej najmniejszego odstępstwa od bieżącej ceny i najmniejszej liczby akcji w zleceniu. Dalsze obliczenia dotyczące budowy histogramu obejmowały sprawdzenie możliwości zawarcia transakcji dla większego odstępstwa od bieżącej ceny  $P$ , a na końcu dla większych ilości akcji, dla których możliwe jest zawarcie transakcji. Zbadanie możliwości zawarcia transakcji wymagało przeprowadzenia symulacji składania zlecenia w każdym momencie czasu  $t$ , w badanym okresie.

#### Rozkład prawdopodobieństwa zawarcia transakcji

Funkcja  $P(N^*, P^*, \tau^*)$  określa prawdopodobieństwo, z jakim można zrealizować transakcję kupna lub sprzedaży  $N^*$  papierów wartościowych po cenie odbiegającej od bieżącej ceny o  $P^*$  w momencie czasu  $\tau^*$ . Ze specyfiki handlu papierami wartościowymi powinny wynikać następujące własności:

1.  $\forall_{N^*_i \geq N^*_j} P(N^*_i, P^*, \tau^*) \leq P(N^*_j, P^*, \tau^*),$
2.  $\forall_{P^*_i \geq P^*_j} P(N^*, P^*_i, \tau^*) \leq P(N^*, P^*_j, \tau^*),$
3.  $\forall_{\tau^*_i \geq \tau^*_j} P(N^*, P^*, \tau^*_i) \leq P(N^*, P^*, \tau^*_j).$

Pierwsza własność oznacza, że jeżeli inwestor chce zawrzeć transakcję, przy ustalonym odstępstwie od bieżącej ceny i w ustalonym momencie czasu, to większą szansę powodzenia ma w przypadku mniejszej liczby papierów wartościowych w zleceniu. Podobnie własność druga, oznacza, że jeżeli inwestor chce zawrzeć transakcję na ustaloną liczbę papierów wartościowych i w określonym momencie czasu, większą szansę powodzenia ma w przypadku mniejszego odstępstwa od bieżącej ceny. Własność ta będzie spełniona w przypadku stosunkowo płynnych papierów wartościowych, dla których można się spodziewać, że inwestorzy składają zlecenia po cenach zbliżonych do bieżącej (nie należy mylić tego ze składaniem zlecenia z limitem ceny – w takim przypadku transakcje dotyczące większego limitu odstępstwa od ceny mają większą szansę realizacji). Ponieważ parametr  $\tau$  jest odpowiedzialny za czas oczekiwania na zawarcie transakcji, zatem należy się spodziewać, że prawdopodobieństwo zawarcia transakcji będzie mniejsze dla większych wartości  $\tau^*$ . Z drugiej strony nowe zlecenia, pojawiające się w arkuszu zleceń, jako nie zrealizowane transakcje, mogą powodować, że w każdym momencie będzie możliwe zawarcie transakcji.

Rozkład prawdopodobieństwa, który spełnia warunki 1–3, powinien przyjmować wartości nieujemne (zmienne przyjmują wartości dodatnie, odstępstwo od ceny i czas oczekiwania mogą być zerowe). Ponadto powinien być to rozkład malejący, wraz ze wzrostem wartości zmiennych. Założenia te spełnia kilka, znanych w literaturze rozkładów prawdopodobieństwa jak rozkład Weibulla bądź też klasa rozkładów Gamma, obejmująca m.in. rozkład wykładniczy, z funkcją gęstości:  $f(x; \lambda) = \lambda \exp(-\lambda x)$ ; dla  $x > 0$  oraz  $\lambda > 0$ .

Rozkład wykładniczy jest często wykorzystywany do modelowania pomiarów w sytuacji, gdy prawdopodobieństwo sukcesu jest stałe w określonym przedziale czasu. W przypadku, gdy prawdopodobieństwo sukcesu zmienia się w czasie bardziej stosownym typem rozkładu jest rozkład Weibulla z funkcją gęstości zdefiniowaną za pomocą wzoru:

$$f(x, k, \lambda) = \frac{k}{l} \left( \frac{x}{l} \right)^{k-1} \exp \left( - \left( \frac{x}{l} \right)^k \right); \text{ dla } x > 0 \text{ oraz parametrów } k, l > 0.$$

Jeżeli parametr  $k=0$ , to rozkład Weibulla redukuje się do rozkładu wykładniczego z parametrem  $\frac{1}{l}$ . Dla innych wartości tego parametru rozkład Weibulla upodabnia się do różnych rozkładów, np. dla  $k=2$ , redukuje się do rozkładu



Rayleigh'a, a dla  $2,6 < k < 3,7$  rozkład Weibulla ma współczynnik skośności bliski zeru i przebieg podobny do rozkładu normalnego.

Przejęte rozkłady swój charakterystyczny kształt funkcji gęstości przyjmują dla stosunkowo niewielkich wartości zmiennej losowej, rzędu maksymalnie kilkuset. Tymczasem wartości, które mogą przyjąć zmienne losowe w niektórych przypadkach są duże. Aproksymacja prawdopodobieństw empirycznych rozkładami wykładniczym oraz Wiebulla zmusza do nadania przedziałom klasowym mniejszych wartości – pozwalając równocześnie na zastosowanie tej samej metody obliczeń dla różnych walorów. Dlatego też w obliczeniach empirycznych oraz testach statystycznych przedziały klasowe zostały oznaczone rangami, przyjmującymi wartości między 1 a 19 (od 1 do 20 dla czasu oczekiwania).

#### **Wybór próby do badań empirycznych**

Do badań empirycznych wybrano akcje pięciu spółek giełdowych, notowanych w systemie notowań ciągłych GPW w Warszawie, (obejmujących stosunkowo płynne walory). Są to akcje podstawowe spółek Agora S.A., BRE S.A., BZWBK S.A., Lotos S.A. oraz MOL S.A. Nie należą one do akcji mogących być określane jako najbardziej płynne, bądź też mało płynne. W ten sposób uniknięto mogących się pojawić anomalii, utrudniających aproksymację rozkładu.

Badania przeprowadzono dla szeregów miesięcznych notowań „tick-by-tick” pochodzących z okresu luty – październik 2006, osobno dla transakcji kupna (na podstawie oczekujących ofert sprzedaży) i transakcji sprzedaży (na podstawie oczekujących ofert sprzedaży). W ten sposób uzyskano 90 rozkładów prawdopodobieństwa (po 45 dla transakcji kupna i transakcji sprzedaży) dla każdej hipotezy dotyczącej postaci rozkładu.

W celu oceny zgodności dopasowanego rozkładu prawdopodobieństwa z rozkładem empirycznym zastosowano statystykę opartą na statystyce Kołmogorowa postaci  $D_n = \sup_x |F_0(x) - S_n(x)|$ . Służy ona do oceny zgodności dystrybucji empirycznej  $S_n(x)$  z dystrybucją hipotetyczną  $F_0(x)$ . Wskazania statystyki Kołmogorowa do oceny zgodności rozkładów w przeprowadzonych badaniach są obarczone pewnym błędem, ponieważ parametry rozkładu dystrybucji hipotetycznej są estymowane na podstawie próby.

Również korzystając z rozkładu granicznego statystyki  $D_n$  postaci  $P(\sqrt{n}D_n \geq \lambda(1-\alpha)) = \alpha$  weryfikacja hipotezy dotyczącej zgodności rozkładów jest problematyczna z uwagi na bardzo duże liczebności elementów w szeregach rozdzielczych, sięgające 800 000. W takiej sytuacji dystrybuanty musiałyby być prawie idealnie zgodne (wartość statystyki  $D_n$  mniejsza niż 0.002), aby test zgodności Kołmogorowa nie odrzucił hipotezy zerowej. W dalszych rozważaniach statystyką  $D_n$  posłużono się bezpośrednio do oceny maksymalnej różnicy pomiędzy dystrybuantami, nie weryfikując hipotez statystycznych.

#### Wyniki aproksymacji rozkładu prawdopodobieństwa

Obserwacja histogramów rozkładów brzegowych, zarówno jedno – , jak i dwuwymiarowych częściowo potwierdza hipotezę o postaci analitycznej funkcji gęstości rozkładu.

W przypadku zmiennych  $P$  oraz  $N$ , dotyczących odstępstwa od bieżącej ceny, oraz liczby walorów, rozkłady brzegowe miały różne kształty, czasami nie pozwalające na postawienie hipotezy dotyczącej rozkładu. Przykładowy histogram przedstawiony na rys. 1 może sugerować, że właściwym rozkładem mógłby być rozkład mieszany np. wykładniczo-Weibulla.



Rys. 1. Przykładowy histogram prawdopodobieństwa brzegowego, dla zmiennej  $P$ .

Obliczone dla spółki BZWBK S.A. dla danych z 04.2006, transakcje kupna.

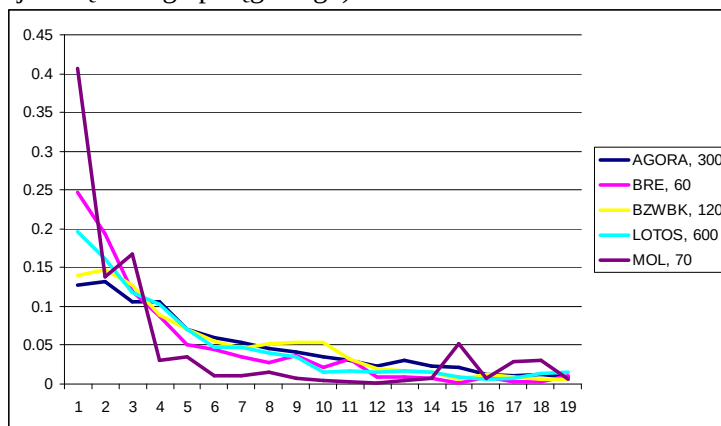
Źródło: obliczenia własne

W większości przypadków były to jednak przebiegi zbliżone do rozkładu gamma lub Weibulla (por. rys. 2)<sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Na rysunku 2 liczby obok nazwy spółki oznaczają szerokość przedziału klasowego, natomiast na osi OX oznaczono numery przedziałów klasowych.

Histogram rozkładu brzegowego dotyczącego zmiennej  $\tau$ , we wszystkich analizowanych przypadkach miał charakterystyczny kształt, przedstawiony na rys. 3. Z tego powodu rozkład brzegowy względem czasu jest przybliżony rozkładem mieszanym wykładniczo–jednostajnym o funkcji gęstości postaci  $f(\tau; \lambda) = p_1 \cdot (\lambda \exp(-\lambda \tau)) + (1 - p_1) \cdot 0.05$ ; dla  $p_1 \in (0,1)$ . Parametr  $\lambda$  części wykładniczej rozkładu, oraz wartość  $p_1$  odpowiedzialny za udział każdego z rozkładów w rozkładzie mieszanym był dobierany tak, aby otrzymać możliwie najlepsze dopasowanie rozkładu empirycznego i hipotetycznego, mierzone statystyką  $D_n$  Kołmogorowa.

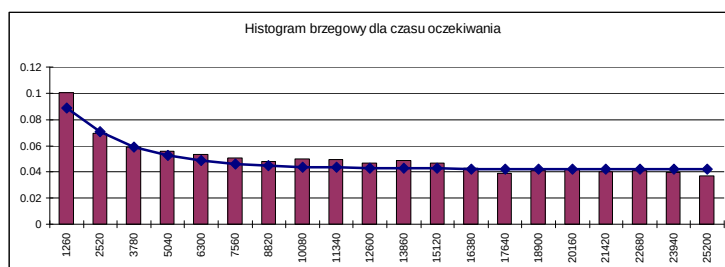
W literaturze znane są wielowymiarowe rozkłady dla których rozkłady brzegowe mają rozkład gamma (zbliżony do rozkładu Weibulla) lub rozkład wykładniczy. Takich wielowymiarowych rozkładów jest kilka i najczęściej muszą spełniać dość specyficzne założenia dotyczące charakteru danych empirycznych. Ponadto w większości przypadków rozkłady te są zdefiniowane za pomocą funkcji uwikłanych (m.in. w postaci funkcji Bessela pierwszego rodzaju, będącej sumą szeregu potęgowego).



Rys. 2. Histogramy prawdopodobieństwa brzegowego dla zmiennej  $N$ . Obliczone dla lutego 2006, transakcje kupna. Czas ważności zlecenia 1 dzień.  
Źródło: obliczenia własne.

Autorzy z reguły nie podają dystrybuanty rozkładu (por. [8]), ograniczając się do podania funkcji specjalnych i funkcji gęstości. Powoduje to, że ocena przydatności danego rozkładu wielowymiarowego staje się problematyczna.

Z powodu wymienionych trudności autor postanowił prawdopodobieństwo zawarcia transakcji przedstawić jako iloczyn rozkładów brzegowych, których parametry były szacowane na podstawie histogramów prawdopodobieństw brzegowych dotyczących liczby walorów, odstępstwa od bieżącej ceny oraz czasu.



Rys. 3. Przykładowy histogram prawdopodobieństwa brzegowego oraz funkcji gęstości  $f(\tau, \lambda)$ . Obliczone dla spółki BRE S.A. dla 06.2006, transakcje kupna.

Źródło: obliczenia własne

Odpowiada to założeniu niezależności zmiennych i może powodować, że część zmienności wynikająca ze skorelowania zmiennych będzie nie dość dobrze przybliżana rozkładem łącznym. Jednakże znaleziony rozkład pozwoli na wstępną orientację jakości aproksymacji prawdopodobieństwa empirycznego rozkładem wielowymiarowym.

Obliczenia dotyczące znalezienia funkcji gęstości rozkładów brzegowych dla zmiennych  $P$  oraz  $N$  były przeprowadzone w trzech wariantach:

1. rozkłady brzegowe dla zmiennych  $P$  oraz  $N$  są rozkładami wykładniczymi;
2. rozkłady brzegowe dla zmiennych  $P$  oraz  $N$  są rozkładami Weibulla;
3. rozkłady brzegowe dla zmiennych  $P$  oraz  $N$  są rozkładami mieszanymi wykładniczo-Weibulla.

W przypadku rozkładu wykładniczego w pierwszym i trzecim wariantcie obliczeń parametr  $\lambda$  rozkładu był estymowany metodą największej wiarygodności. W przypadku rozkładu Weibulla w drugim wariantcie obliczeń, parametry rozkładu  $k$  i  $\lambda$  szacowane były metodą najmniejszych kwadratów. Zastosowanie metody największej wiarygodności w przypadku rozkładu Weibulla sprowadza się do przeprowadzania symulacji optymalizujących wielkości parametrów z uwagi na brak rozwiązania analitycznego problemu znalezienia maksimum funkcji wiarygodności dla tego rozkładu. Optymalizacja parametrów rozkładu

Weibulla została przeprowadzona w trzecim wariancie obliczeń, gdzie równocześnie optymalizowano udział każdego z rozkładów w rozkładzie mieszanym.

Znalezione rozkłady brzegowe były podstawą do zbudowania dystrybuanty rozkładu łącznego, jako iloczynu dystrybuant rozkładów brzegowych. Uzyskano zatem dystrybuanty postaci:

1. dla wariantu pierwszego:

$$f(x) = [p_1(1 - \exp(-\lambda_\tau \tau_R) + (1 - p_1) \frac{1}{20} \tau_R)] \cdot (1 - \exp(-\lambda_N N_R)) \cdot (1 - \exp(-\lambda_P P_R)),$$

2. dla wariantu drugiego:

$$f(x) = [p_1(1 - \exp(-\lambda_\tau \tau_R) + (1 - p_1) \frac{1}{20} \tau_R)] \cdot (1 - \exp(-(\frac{N_R}{I_N})^{k_N})) \cdot (1 - \exp(-(\frac{P_R}{I_P})^{k_P})),$$

3. dla wariantu trzeciego:

$$\begin{aligned} f(x) = & [p_1(1 - \exp(-\lambda_\tau \tau_R) + (1 - p_1) \frac{1}{20} \tau_R)] \cdot \\ & [p_2(1 - \exp(-\lambda_N N_R) + (1 - p_2)(1 - \exp(-(\frac{N_R}{I_N})^{k_N})))] \cdot \\ & [p_3(1 - \exp(-\lambda_P P_R) + (1 - p_3)(1 - \exp(-(\frac{P_R}{I_P})^{k_P}))], \end{aligned}$$

gdzie zmienne  $\tau_R, N_R, P_R$  oznaczają rangi nadane zmiennym odp.  $\tau, N, P$ .

Zestawienie ocen zgodności najlepiej dopasowanej dystrybuanty hipotetycznej z dystrybuantą empiryczną (prawdopodobieństwami skumulowanymi), w oparciu o statystykę  $D_n$  przedstawione zostało w tabelach.

Tabela 1. Najlepiej dopasowane trójwymiarowe niezależne rozkłady prawdopodobieństwa zawarcia transakcji. Ważność zlecenia 1 dzień. Transakcje kupna.

|             | AGORA                  | BRE                 | BZWBK                  | LOTOS                  | MOL                 |
|-------------|------------------------|---------------------|------------------------|------------------------|---------------------|
| luty        | mieszany<br>(0.053)    | mieszany<br>(0.063) | mieszany<br>(0.035)    | mieszany<br>(0.063)    | Mieszany<br>(0.087) |
| marzec      | mieszany<br>(0.065)    | mieszany<br>(0.072) | wykładniczy<br>(0.097) | Weibulla<br>(0.067)    | Mieszany<br>(0.070) |
| kwiecień    | mieszany<br>(0.048)    | mieszany<br>(0.064) | mieszany<br>(0.065)    | Weibulla<br>(0.061)    | Weibulla<br>(0.063) |
| maj         | Weibulla<br>(0.059)    | mieszany<br>(0.070) | mieszany<br>(0.045)    | wykładniczy<br>(0.059) | Weibulla<br>(0.058) |
| czerwiec    | mieszany<br>(0.054)    | mieszany<br>(0.048) | mieszany<br>(0.037)    | mieszany<br>(0.051)    | Mieszany<br>(0.043) |
| lipiec      | mieszany<br>(0.048)    | Weibulla<br>(0.045) | Weibulla<br>(0.053)    | Weibulla<br>(0.055)    | Mieszany<br>(0.058) |
| sierpień    | Weibulla<br>(0.044)    | mieszany<br>(0.044) | mieszany<br>(0.070)    | Weibulla<br>(0.045)    | Mieszany<br>(0.073) |
| wrzesień    | wykładniczy<br>(0.056) | Weibulla<br>(0.046) | mieszany<br>(0.078)    | mieszany<br>(0.049)    | Mieszany<br>(0.055) |
| październik | Weibulla<br>(0.065)    | mieszany<br>(0.051) | Weibulla<br>(0.053)    | mieszany<br>(0.061)    | Mieszany<br>(0.048) |

Źródło: obliczenia własne.

Ponadto w wyniku przeprowadzonych obliczeń zauważono, że najgorsze wyniki aproksymacji uzyskano dla rozkładu wykładniczego (pierwszy wariant obliczeń). Natomiast wyniki uzyskane w drugim (rozkład Weibulla) i trzecim (rozkład mieszany) wariacie są zbliżone, przy czym metody symulacyjne wykorzystane w trzecim wariacie obliczeń dały nieznacznie lepsze wyniki. Można stwierdzić, że rozkłady uzyskane w drugim i trzecim wariacie obliczeń dobrze przybliżają prawdopodobieństwo zawarcia transakcji.

Tabela 2. Najlepiej dopasowane trójwymiarowe rozkłady prawdopodobieństwa zawarcia transakcji. Ważność zlecenia 1 dzień. Transakcje sprzedaży.

|             | AGORA                  | BRE                 | BZWBK                  | LOTOS                  | MOL                  |
|-------------|------------------------|---------------------|------------------------|------------------------|----------------------|
| luty        | mieszany<br>(0.068)    | mieszany<br>(0.087) | mieszany<br>(0.076)    | wykładniczy<br>(0.071) | Mieszany<br>(0.072)  |
| marzec      | Weibulla<br>(0.091)    | mieszany<br>(0.072) | Weibulla<br>(0.091)    | mieszany<br>(0.104)    | Mieszany<br>(0.078)  |
| kwiecień    | mieszany<br>(0.075)    | Weibulla<br>(0.139) | mieszany<br>(0.056)    | mieszany<br>(0.084)    | Mieszany<br>(0.068)  |
| maj         | wykładniczy<br>(0.081) | mieszany<br>(0.059) | Weibulla<br>(0.073)    | wykładniczy<br>(0.075) | Mieszany<br>(0.072)  |
| czerwiec    | wykładniczy<br>(0.072) | Weibulla<br>(0.097) | mieszany<br>(0.059)    | wykładniczy<br>(0.071) | mieszany<br>(0.074)  |
| lipiec      | mieszany<br>(0.066)    | Weibulla<br>(0.075) | mieszany<br>(0.068)    | mieszany<br>(0.070)    | Mieszany<br>(0.079)  |
| sierpień    | mieszany<br>(0.065)    | mieszany<br>(0.055) | wykładniczy<br>(0.073) | Weibulla<br>(0.072)    | Mieszany<br>(0.0820) |
| wrzesień    | Weibulla<br>(0.071)    | Weibulla<br>(0.052) | Weibulla<br>(0.061)    | mieszany<br>(0.075)    | Mieszany<br>(0.054)  |
| październik | mieszany<br>(0.078)    | mieszany<br>(0.062) | mieszany<br>(0.073)    | Weibulla<br>(0.089)    | Weibulla<br>(0.053)  |

Źródło: obliczenia własne.

## Wnioski

Przedstawiony w artykule sposób obliczania prawdopodobieństwa zawarcia transakcji w zasadzie jest zgodny z wcześniejszymi pracami. Powala jednak na postawienie hipotezy dotyczącej rozkładu wielowymiarowej zmiennej losowej, co było utrudnione w przypadku prawdopodobieństw skumulowanych. Znalezione dystrybuanty rozkładu wykazują dużą zgodność z prawdopodobieństwami empirycznymi, stanowiąc dobrą bazę do dalszych badań. Znajomość charakterystyki rozkładu oraz momentów pozwala na lepsze opisanie mikrostruktury rynku giełdowego w przypadku notowań ciągłych akcji. Obliczone momenty rozkładu mogą służyć do redukcji ryzyka inwestycyjnego, zwłaszcza

do redukcji ryzyka płynności. Ponadto mogą służyć weryfikacji założeń modeli, w których zakłada się idealną płynność walorów.

Analiza szczegółowych wyników nasuwa przypuszczenie, że w większości przypadków rozkładem wystarczającym w zastosowaniach może być rozkład, którego dystrybuanta jest iloczynem rozkładu mieszanego wykładniczo-jednostajnego względem czasu oraz Weibulla względem odstępstwa od bieżącej ceny i ilości walorów. Zastosowanie metody najmniejszych kwadratów do szacowania parametrów rozkładów Weibulla, oraz proste zadanie decyzyjne do znalezienia parametrów rozkładu mieszanego powoduje, że procedura znalezienia dystrybuanty rozkładu łącznego nie jest nadmiernie skomplikowana, co daje przewagę nad, z reguły dokładniejszą, ale bardziej skomplikowaną i złożoną obliczeniowo metodą zastosowaną w ostatnim wariancie obliczeń.

#### Literatura

1. Garsztka P. *Zastosowanie analizy dyskryminacyjnej i modelu Glostena-Harrisa do oceny płynności akcji notowanych na GPW w Warszawie*. Prace z ekonometrii finansowej. Poznań, Wydaw. AE, 2007.
2. Garsztka P., Matuszewski P., Wieloch K., *Analiza płynności papierów wartościowych notowanych w systemie WARSET*, Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica nr 166, WUŁ, Łódź 2003, 225-239.
3. Garsztka P., Matuszewski P., Wieloch K., *Analiza płynności papierów wartościowych notowanych w systemie WARSET - czas*, Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica nr 177, WUŁ, Łódź 2004, 225-239.
4. Gouriéroux C., Jasiak J., *Financial Econometrics. Problems, Models and Methods*, Princeton University Press, Princeton and Oxford 2001.
5. Milo W., Wawruszczak M., *Analiza płynności finansowej na GPW w Warszawie, Inwestycje finansowe i ubezpieczenia- tendencje światowe a polski rynek* t. 2, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Oskara Łanego we Wrocławiu, nr 1088, Wrocław 2005, 27-36.
6. Milo W., Wawruszczak M., *Płynność finansowa GPW w Warszawie (na przykładzie spółek WIG20)*, Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne w finansach i ubezpieczeniach, t. 1, Wydawnictwo AE w Katowicach, 2006.
7. Pastor Lubos i Robert F. Stambaught, *Liquidity risk and expected stock returns*, Journal of Political Economy, v111/2003 (3,Jun), 642-685.

8. Yue S., Ouarda T., Bobée B., *A review of bivariate gamma distribution for hydrological application*, Journal of Hydrology 246/2001, 1-18.

### STRESZCZENIE

W artykule zaproponowano miarę płynności, opartą na prawdopodobieństwie zawarcia transakcji. Podano sposób obliczania wielowymiarowego rozkładu empirycznego, oraz własności tego rozkładu istotne ze względu na ocenę płynności walorów. Ponadto podano hipotezy dotyczące dystrybucyj zdefiniowanego rozkładu empirycznego, oraz możliwą metodę estymacji parametrów wielowymiarowego rozkładu prawdopodobieństwa.

Uzyskane wyniki dla akcji spółek notowanych na GPW w Warszawie sugerują, że zaproponowane rozkłady prawdopodobieństwa wykazują dużą zgodność z rozkładami empirycznymi. Może to stanowić podstawę do dalszych badań dotyczących płynności papierów wartościowych.

### TRANSACTION PROBABILITY DISTRIBUTION IN ORDER TO EVALUATE STOCK LIQUIDITY ON WARSAW STOCK EXCHANGE

### SUMMARY

In the paper measure of the liquidity, based on the transaction probability is proposed. Method of multidimensional empirical distribution is given. Distribution properties significant to evaluation of stock liquidity are defined. Hypothesis about distribution function of defined empirical probability and estimation methods of multidimensional distribution function parameters were also given.

Findings suggest that for stocks on Warsaw Stock Exchange proposed probability distributions and empirical distribution appear to be similar. It could be a starting point for future research on stock liquidity.

*Translated by P. Garszka*

*Mgr Przemysław Garstka*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
fredie@katek.ae.poznan.pl



HELENA GASPARS-WIELOCH

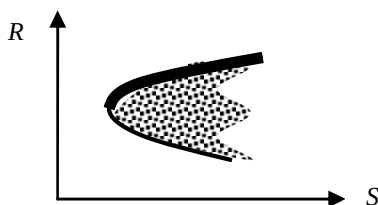
## KILKA UWAG O SPOSOBIE GENEROWANIA STRUKTURY PORTFELI EFEKTYWNYCH

### Wprowadzenie

W analizie portfelowej według teorii Markowitza [6], [7] strukturę efektywnych portfeli papierów wartościowych ustala się na podstawie optymalnego rozwiązania zadań maksymalizujących stopę zwrotu przy danym poziomie ryzyka lub minimalizujących ryzyko przy danej wielkości stopy zwrotu. W niniejszej pracy wskazane zostaną przypadki, w których takie postępowanie nie prowadzi do wygenerowania portfela efektywnego. W ostatniej części autorka wprowadzi odpowiednią modyfikację do pierwotnej postaci modeli optymalizacyjnych, dzięki której uzyskiwane rozwiązania wskazują zawsze strukturę portfeli efektywnych. Okazuje się, że poza wymienioną cechą, skorygowane modele mają jeszcze dwie inne cenne zalety.

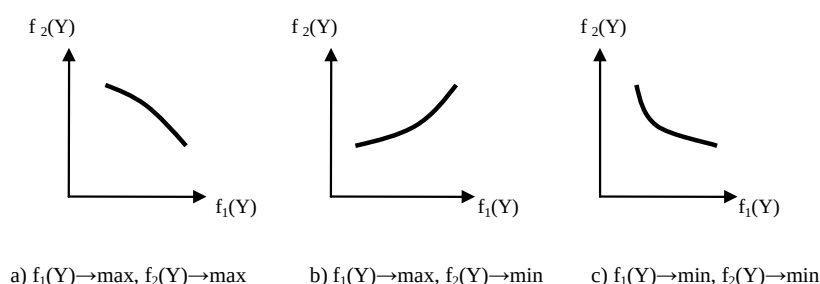
### Portfel efektywny i granica efektywna

Rozpatrzmy strategie inwestycyjne polegające na zakupie papierów wartościowych. Każdy zestaw takich walorów nazywać będziemy portfelem papierów wartościowych.



Rys. 1. Zbiór możliwych portfeli  
Źródło: [3].

Na rys. 1 przedstawiono zbiór punktów, których współrzędne są równe odchyleniu standardowemu stóp zwrotu ( $S$ ) i oczekiwanej stopie zwrotu ( $R$ ), wyznaczonym dla różnych możliwych portfeli<sup>1</sup>. Tylko górna część łuku tego zbioru, zwana granicą efektywną (ang. *Efficient frontier*), wskazuje strategie Pareto-optymalne (niezdominowane), czyli takie, które dla danego poziomu ryzyka mają najwyższą stopę zwrotu, lub takie, które dla danego poziomu stopy zwrotu mają najniższe ryzyko<sup>2</sup>.



Rys. 2. Postać krzywej z rozwiązań efektywnymi

Źródło: Opracowanie własne

Nachylenie granicy efektywnej jest dodatnie, ponieważ minimalizowane jest tylko ryzyko związane z inwestycją. Na rysunku 2 pokazano postać krzywej obrazującej rozwiązania efektywne dowolnego problemu decyzyjnego dla pozostałych kombinacji kierunków optymalizacji dwóch kryteriów.

Punkty granicy efektywnej można wygenerować rozwiązując zadania (1)-(3) lub (4)-(6) dla różnych poziomów wyrazu wolnego (por. [6], [7], [11]).

I. Decydent minimalizuje ryzyko towarzyszące strategii inwestycyjnej, mierzone np. odchyleniem standardowym ( $S$ ), przy czym zainteresowany jest stopą zwrotu równą  $R^d$ :

$$S(Y) \rightarrow \min \quad (1)$$

$$R(Y) = R^d \quad (2)$$

$$Y \in D \quad (3)$$

<sup>1</sup> Zgodnie z klasycznym podejściem Markowitza jako miarę ryzyka przyjmuje się właśnie odchylenie standardowe stóp zwrotu lub wariancję stóp zwrotu [6], [7], [9], [10].

<sup>2</sup> Zob. [www.knmf.agh.edu.pl/Docs/Teoria%20portfela%20-%20J.Dzieza.pdf](http://www.knmf.agh.edu.pl/Docs/Teoria%20portfela%20-%20J.Dzieza.pdf) lub <http://free.polbox.pl/m/motte/kcpx.htm>

II. Decydent dąży do realizacji jak najwyższej stopy zwrotu, godząc się na ryzyko równe  $S^d$ :

$$R(Y) \rightarrow \max \quad (4)$$

$$S(Y) = S^d \quad (5)$$

$$Y \in D \quad (6)$$

gdzie:

$Y = [y_1, y_2, \dots, y_m]^T$  – wektor dopuszczalnych udziałów  $m$  walorów w portfelu.

Wektor  $Y$  jest dopuszczalny, gdy suma udziałów walorów wchodzących w skład portfela jest równa jeden. Jeżeli zastosowanie krótkiej sprzedaży jest niedozwolone, to dodatkowo należy przyjąć, iż udziały są nieujemne [2], [4]. Ponadto inwestor może nałożyć jeszcze inne restrykcje dotyczące udziałów poszczególnych papierów wartościowych.

#### Granica efektywna a dyskretny problem decyzyjny

Jeżeli zamierzamy rozwiązać problem, w którym zmienne  $y_1, y_2, \dots, y_m$  mogą przyjmować wartości z pewnego skończonego zbioru, to istnieje duże prawdopodobieństwo, że dla wielu różnych poziomów  $R^d$  lub  $S^d$  zadania (1)-(3) lub (4)-(6) będą sprzeczne.

Dlatego też w niektórych opracowaniach można znaleźć modele optymalizacyjne, w których warunek jest przedstawiony w postaci nierówności<sup>3</sup>:

I. Decydent minimalizuje ryzyko towarzyszące strategii inwestycyjnej, mierzone np. odchyleniem standardowym ( $S$ ), przy czym zainteresowany jest stopą zwrotu równą *przynajmniej*  $R^d$ :

$$S(Y) \rightarrow \min \quad (7)$$

$$R(Y) \geq R^d \quad (8)$$

$$Y \in D \quad (9)$$

II. Decydent dąży do realizacji jak najwyższej stopy zwrotu, godząc się na ryzyko *nie wyższe niż*  $S^d$ :

$$R(Y) \rightarrow \max \quad (10)$$

$$S(Y) \leq S^d \quad (11)$$

$$Y \in D \quad (12)$$

Modele (7)-(9) oraz (10)-(12) można potraktować jako jednokryterialne zadania pomocnicze dwukryterialnego problemu wyjściowego, w których to

---

<sup>3</sup> Por. [12].

jedno kryterium zostało wybrane jako cel główny, a drugie – jako cel drugorzędny (poboczny)<sup>4</sup>.

Zastanówmy się, czy rzeczywiście każde optymalne rozwiązanie zadań (7)-(9) oraz (10)-(12) wchodzi w skład granicy efektywnej zbioru możliwych portfeli.

Rozważmy następującą sytuację. Inwestor stara się ustalić udziały akcji wchodzących w skład portfela trzyskładnikowego. Oczekiwane miesięczne stopy zwrotu akcji spółek A, B, C wynoszą odpowiednio 7%, -5% i 10%. Wariancje stóp zwrotu są równe  $4(\%)^2$ ,  $6(\%)^2$  i  $5(\%)^2$ , a kowariancje stóp zwrotu dla poszczególnych par papierów wartościowych wynoszą  $0(\%)^2$ ,  $3(\%)^2$  i  $4(\%)^2$ . Inwestor zamierza przeznaczyć dokładnie 50% swojego kapitału na zakup trzeciego waloru. Pozostałe 50% należy zainwestować w akcje spółki A i B, przy czym, ze względu na ujemną oczekiwaną stopę zwrotu, akcje spółki B mogą podlegać krótkiej sprzedaży (maksymalnie 50% wartości kapitału początkowego). Udziały akcji spółek A i B mogą zmieniać się co 10%. Inwestorowi zależy na minimalizacji ryzyka mierzonego wariancją i na oczekiwanej stopie zwrotu równej co najmniej 6,1%.

Przeanalizujmy portfel o udziałach 30%, 20% i 50% i obliczmy jego oczekiwaną stopę zwrotu  $E(r_p)$  oraz wariancję  $v_p$  na podstawie poniższych wzorów:

$$E(r_p) = \sum_{i=1}^m E(r_i) x_i, \quad (13)$$

$$v_p = \sum_{i=1}^m v_i x_i^2 + 2 \sum_{k=1}^{m-1} \sum_{i=k+1}^m \text{cov}(r_k, r_i) x_k x_i, \quad (14)$$

gdzie:

$m$  – liczba walorów w portfelu,

$E(r_i)$  – oczekiwana stopa zwrotu  $i$ -tego papieru wartościowego,

$x_i$  – udział  $i$ -tego waloru w portfelu,

$v_i$  – wariancja związana z  $i$ -tym papierem wartościowym,

$\text{cov}(r_k, r_i)$  – kowariancja pomiędzy stopami zwrotu akcji  $k$ -tej oraz  $i$ -tej spółki.

Oczekiwana stopa zwrotu wynosi 6,1%, zatem jest to portfel dopuszczalny, gdyż spełnia ograniczenie zadania. Ryzyko portfela mierzone wariancją jest równe  $3,55 (\%)^2$ . Skoro nie istnieje portfel o jeszcze niższym ryzyku nawet

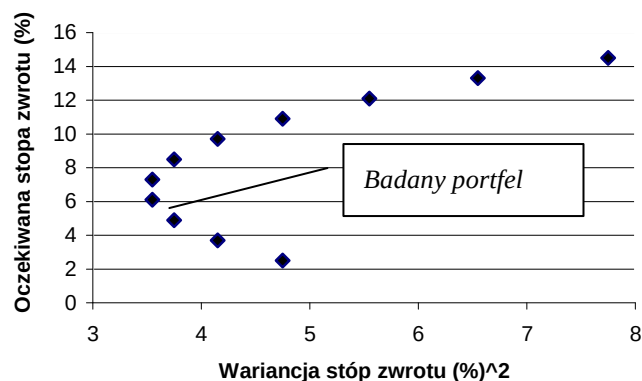
<sup>4</sup> Możliwość ustalenia pewnego podzbioru pełnego zbioru rozwiązań niezdominowanych, poprzez rozwiązywanie zadania dla różnych wartości progowych kryterium drugorzędnego, jest charakterystyczna nie tylko dla analizy portfelowej, lecz dla każdego innego zagadnienia wielocelowego (por. [13, s.129]).

wtedy, gdyby pominięty został warunek dotyczący wymaganej minimalnej stopy zwrotu, to możemy być pewni, iż otrzymany plan jest optymalnym rozwiązaniem zadania (7)-(9). W rozpatrywanym przykładzie minimalizowana jest wariancja stóp zwrotu, a nie odchylenie standardowe. Wiadomo jednak, że odchylenie standardowe jest pierwiastkiem wariancji, zatem minimalizując wariancję, zmniejszamy jednocześnie wartość odchylenia standardowego.

Oceńmy efektywność analizowanego portfela. Rys. 3 przedstawia wszystkie możliwe portfele, jakie można było wygenerować przy założeniu, że nie obowiązuje warunek związany z oczekiwaną stopą zwrotu. Dodatkowo zaznaczono badany portfel.

Wykres pokazuje wyraźnie, że badany portfel nie leży na granicy efektywnej. Istnieje bowiem portfel o tym samym, najniższym ryzyku, którego oczekiwana stopa zwrotu wynosi aż 7,3%. Udziały akcji spółek w tym portfelu są równe 40%, 10% i 50%.

Skoro optymalne rozwiązanie zadań pomocniczych (7)-(9) i (10)-(12) może być nieefektywne dla wyjściowego zadania dwukryterialnego, to spróbujmy ustalić przyczyny, dla których tak się dzieje.



Rys. 3. Zbiór możliwych portfeli dla rozpatrywanego przykładu  
Źródło: Opracowanie własne

Po pierwsze, sytuacja ta może mieć miejsce, gdy rozpatrywany problem ma charakter dyskretny. W zaprezentowanym przykładzie skończony był zbiór dopuszczalnych wartości udziałów poszczególnych akcji w portfelu. Z dyskretnym

nym zagadnieniem mamy również do czynienia wtedy, gdy zmienną decyzyjną jest liczba walorów w portfelu<sup>5</sup>.

Po drugie, takie zjawisko można zaobserwować wówczas, gdy wartości progowe parametrów  $R^d$  lub  $S^d$  są ustalane na odpowiednio zbyt niskim lub zbyt wysokim poziomie.

Po trzecie, ryzyko wygenerowania portfela nieefektywnego pojawia się tylko wtedy, gdy w zbiorze portfeli dopuszczalnych znajdują się dwa portfele o minimalnej wartości wariancji i różnych stopach zwrotu bądź dwa portfele o maksymalnej oczekiwanej stopie zwrotu i różnych wariancjach.

#### Modyfikacja modeli optymalizacyjnych w zagadnieniach dyskretnych

Aby optymalne rozwiązania zadań (7)-(9) i (10)-(12) wskazywały jednocześnie udziały portfeli efektywnych, wystarczy jedynie dokonać drobnych modyfikacji w modelach optymalizacyjnych:

I. Decydent minimalizuje ryzyko towarzyszące strategii inwestycyjnej, mierzone np. odchyleniem standardowym ( $S$ ), oraz maksymalizuje wielokrotność wymaganej minimalnej oczekiwanej stopy zwrotu  $R^d$ :

$$S(Y) - p \rightarrow \min \quad (15)$$

$$R(Y) = pR^d \quad (16)$$

$$p \geq 1 \quad (17)$$

$$Y \in D \quad (18)$$

II. Decydent dąży do realizacji jak najwyższej stopy zwrotu i do minimalizacji części maksymalnego dopuszczalnego ryzyka  $S^d$ :

$$R(Y) - d \rightarrow \max \quad (19)$$

$$S(Y) = dS^d \quad (20)$$

$$0 \leq d \leq 1 \quad (21)$$

$$Y \in D \quad (22)$$

gdzie:

$p$  – wielokrotność wymaganej minimalnej oczekiwanej stopy zwrotu,

$d$  – część maksymalnego dopuszczalnego ryzyka mierzonego odchyleniem.

Przy okazji warto dodać, że modele (15)-(18) oraz (19)-(22) przypominają częściowo tzw. zadanie programowania celów (ang. *Goal Programming*)<sup>6</sup>, w

<sup>5</sup> Por. [8].

<sup>6</sup> Zob. [1] i [5].

którym to do poszczególnych warunków wprowadza się zmienne dystansowe, będące również elementem funkcji celu. W naszym przypadku wystarczyłoby przykładowo zastąpić wzory (15)-(16) zależnościami (23)-(24):

$$S(Y) - o \rightarrow \min \quad (23)$$

$$R(Y) - o = R^d \quad (24)$$

gdzie:

$o$  – nieujemna zmienna dystansowa mierząca odchylenie *in plus*.

Zmienna  $o$  odpowiada wyrażeniu (25):

$$(p - 1)R^d. \quad (25)$$

#### Analiza i ocena zaproponowanych modeli.

Rozwiązując problem analizowany we wstępie pracy, na podstawie zadania (26)-(32) otrzymujemy następujące udziały: 40%, 10%, 50%.

$$\sqrt{4x_A^2 + 6x_B^2 + 5x_C^2 + 6x_Ax_C + 8x_Bx_C} - p \rightarrow \min \quad (26)$$

$$7x_A - 5x_B + 10x_C = 6.1p \quad (27)$$

$$p \geq 1 \quad (28)$$

$$x_A + x_B + x_C = 1 \quad (29)$$

$$x_A \in \{0, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9, 1\} \quad (30)$$

$$x_B \in \{-0.5, -0.4, -0.3, -0.2, -0.1, 0, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5\} \quad (31)$$

$$x_C = 0.5 \quad (32)$$

Wartość parametru  $p$  wynosi 1,1967 i oznacza, że oczekiwana stopa zwrotu wygenerowanego portfela jest o prawie 20% wyższa od wymaganej. Z analizy przeprowadzonej wcześniej wiadomo, że portfel o właśnie takiej strukturze jest efektywny.

Na podstawie powyższego przykładu należy stwierdzić, że dzięki rozwiązaniom zadań (15)-(18) i (19)-(22) można określić, o ile procent warto podnieść bądź obniżyć daną wartość progową, aby rozwiązania zadań (7)-(9) i (10)-(12) były lepsze. Tę informację można odczytać dzięki zmiennym  $p$  i  $d$ .

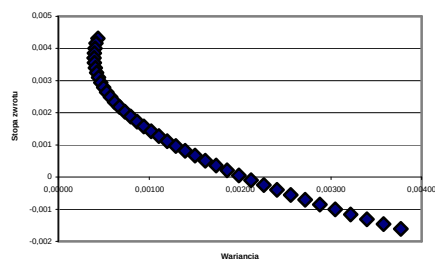
Na koniec rozpatrzmy jeszcze jedną sytuację. Jest 28 lipca 2008 roku. Inwestor zamierza stworzyć portfel złożony z akcji spółek KRUK i PKNORLEN. Wartość portfela ma wynosić dokładnie 10000 zł, a tego dnia notowania są następujące: 14 i 36 zł. Inwestor wyznaczył oczekiwaną dzienną stopę zwrotu (-0.0036623; 0.004328) i wariancję (0.004; 0.000437) poszczególnych walorów na podstawie wszystkich notowań lipcowych (20 sesji). Portfeli o wartości

10000 zł jest tylko 40 (zakładamy, że krótka sprzedaż jest niedopuszczalna), gdyż w pozostałych portfelach liczba akcji przynajmniej jednej spółki jest niecałkowita (rys. 4).

W przypadku tego problemu strukturę portfela efektywnego można wygenerować korzystając nawet z modeli (7)-(9) lub (10)-(12), gdyż w zbiorze przedstawionym na rys. 4 nie ma:

- dwóch lub więcej portfeli o najmniejszej wartości wariancji i różnych stopach zwrotu,
- dwóch lub więcej portfeli o największej oczekiwanej stopie zwrotu i różnych wariancjach.

Zastosowanie zmodyfikowanych modeli optymalizacyjnych ma jednak nadal sens. Załóżmy, że inwestor nie dysponuje informacją o stopie zwrotu i wariancji wspomnianych 40 portfeli.



Rys. 4. Zbiór możliwych portfeli o całkowitej liczbie walorów spółek KRUK i PKNORLEN

Źródło: Opracowanie własne

Zainteresowany jest maksymalizacją oczekiwanej stopy zwrotu, przy czym wariancja portfela nie powinna przekroczyć  $0.00039(\%)^2$  ( $S^d = 0.019748\%$ ). Rozwiązując odpowiednie zadanie na podstawie modelu (10)-(12) dochodzimy do wniosku, że tak postawiony problem jest sprzeczny. Korzystając natomiast z modelu (19)-(22) z wyłączeniem warunku (21) możemy uzyskać jednocześnie następujące informacje:

- parametr  $d$  wynosi 1.005500313,
- parametr  $d$  jest wyższy od jedności, a więc problem jest sprzeczny,



- aby zadanie miało rozwiązanie, maksymalna wartość odchylenia standardowego powinna być większa od podanej o przynajmniej 0.55% ( $S^d = 0.019857\%$ ),
- przy wariancji równej  $0.0003943(\%)^2$  ( $S^d = 0.019857\%$ ) udziały akcji w portfelu wynoszą odpowiednio 0.1036 (74 akcje spółki KRUK) i 0.8964 (249 akcji spółki PKNORLEN),
- oczekiwana stopa zwrotu portfela o powyższej strukturze jest równa 0.0037.

Przykład ten pokazuje, że w przypadku zadania sprzecznego, modele (7)-(9) i (10)-(12) dają decydentowi tylko informację o tym, że problem nie posiada rozwiązania. Z kolei modele (15)-(18) i (19)-(22) bez ograniczeń (17) i (21) umożliwiają w takiej sytuacji:

- ustalenie minimalnego wzrostu bądź spadku wyrazu wolnego, koniecznego dla sformułowania zadania posiadającego rozwiązanie dopuszczalne,
- wyznaczenie struktury portfela o odpowiednio zmienionych parametrach,
- wygenerowanie struktury portfela efektywnego.

### Konkluzje praktyczne

W pracy zaproponowano dwa modele optymalizacyjne. Dzięki nim inwestor może generować strukturę portfela efektywnego nawet w przypadku sformułowania problemu dyskretnego.

Zaprezentowane zadania mają jeszcze dwie inne zalety. Korzystając z tych modeli inwestor otrzymuje bowiem informację o tym, o ile wartości progowe ( $S^d$  lub  $R^d$ ) powinny być obniżone bądź podwyższone, aby:

- uzyskane rozwiązania były lepsze (tj. aby portfel był efektywny),
- postawiony problem nie był sprzeczny.

### Literatura

1. Charnes A., Cooper W., *Management Models and Industrial Applications of Linear Programming*, J. Wiley, New York, 1961.
2. Gaspar H., *Ocena efektywności strategii inwestowania dopuszczających krótką sprzedaż w okresie spadku i wzrostu indeksu giełdowego*, [w]: Tarczyński W.

- [red.], Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2004.
3. Haugen R.A., *Modern investment theory*, WIG PRESS, Warsaw 1996.
  4. Jurek W., *Konstrukcja i analiza portfela papierów wartościowych o zmiennym dochodzie*, Wydawnictwo AE, Poznań 2001.
  5. Lee S.M., *Goal Programming for Decision Analysis*, AUERBACH Publ. INC., Philadelphia 1972.
  6. Markowitz H.M., *Portfolio Selection*, Journal of Finance, 1952, 7, s.77-91.
  7. Markowitz H.M., *Portfolio Selection – efficient diversification of investments*, Yale University Press, New Haven 1959.
  8. Ogrodnik K., *Dyskretny model wyboru portfela papierów wartościowych*, w: Metody i zastosowania badań operacyjnych, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej w Katowicach, red. Donata Kopańska-Bródka, Wydawnictwo AE w Katowicach, 2008 (w druku).
  9. Ogryczak W., *Modele programowania liniowego w optymalizacji portfela inwestycji*, w: Modelowanie Preferencji a Ryzyko'03, T.Trzaskalik (red.), Wydawnictwo AE w Katowicach, Katowice 2003, 435-455.
  10. Ogryczak W., Ruszczyński A., *From Stochastic Dominance to Mean-Risk Models: Semideviations as Risk Measures*. European Journal of Operational Research, 116/1999, 33–50.
  11. Otto R., *Mechanizmy i metody analizy portfelowej*, Nasz Rynek Kapitałowy, 12/2000.
  12. Sikora W., *Analiza portfelowa*, w: Ekonometria i badania operacyjne. Uzupełnienia z badań operacyjnych, B. Guzik (red.), MD 51, AE w Poznaniu, Poznań 1999.
  13. Trzaskalik T., *Wielokryterialne dyskretne programowanie dynamiczne*. Teoria i zastosowanie w praktyce gospodarczej, Wydawnictwo AE, Katowice 1990.

### STRESZCZENIE

Celem artykułu jest analiza przypadków, w których optymalne rozwiązania zadań maksymalizujących stopę zwrotu przy danym poziomie ryzyka lub minimalizujących ryzyko przy danym poziomie stopy zwrotu, nie wskazują udziałów portfeli efektywnych. To zjawisko jest charakterystyczne dla dyskretnych zagadnień rozpatrywanych w analizie portfelowej. Autorka proponuje pewną modyfikację warunków i funkcji celu

wyjściowych modeli optymalizacyjnych, dzięki której wygenerowane portfele optymalne są jednocześnie portfelami efektywnymi.

## **ON THE WAY OF EFFICIENT PORTFOLIOS' GENERATING.**

### **SUMMARY**

The goal of this article is to discuss cases when optimal solutions of models maximizing the rate of return at a given level of risk and models minimizing the risk at a given level of rate of return do not enable to generate efficient portfolios. This phenomenon appears when discrete portfolio problems are considered. The author shows how to modify constraints and the objective function in the models mentioned in order to guarantee the efficiency of each optimal solution.

*Translated by H. Gaspars-Wieloch*

*Mgr Helena Gaspars-Wieloch*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
helena.gaspars@ae.poznan.pl

KATARZYNA GIEREJ

## **DŁUGA PAMIĘĆ W SZEREGACH STÓP ZWROTU I W SZEREGACH ZMIENNOŚCI INDEKSÓW GIEŁDOWYCH<sup>1</sup>**

### **Wstęp**

Zjawisko długiej pamięci jest typowe dla procesów klimatyczno-przyrodniczych i zostało zaobserwowane po raz pierwszy przez hydrologa Harolda Hursta (Hurst, 1951). Prowadził on badania nad zależnością długookresową pomiędzy przyrostami poziomu wody w Nilu na przestrzeni lat. Rezultaty jego badań z czasem zostały przeniesione na grunt finansów i ekonomii.

Długa pamięć w szeregach stóp zwrotu lub w szeregach zmienności świadczy o możliwości prognozowania w dalekim horyzoncie czasowym. Teoria ta ma zarówno zwolenników (Fama i French, 1988; Kwiatkowski J., 2002; Fiszeder P., 2005) jak i przeciwników (Goetzman i Jorion, 1993).

Celem tego artykułu jest porównanie wyników badań przeprowadzonych na próbie pochodzącej z rynku finansowego Stanów Zjednoczonych oraz Europy Zachodniej z wynikami uzyskanymi na podstawie danych pochodzących z rynku finansowego w Polsce, pod kątem występowania długiej pamięci w stopach zwrotu z indeksów giełdowych oraz w szeregach zmienności tych zwrotów. W artykule zastosowano narzędzia testujące istnienie długiej pamięci w wybranej próbie szeregów finansowych, takie jak przeskalowana statystyka R/S zwana inaczej statystyką Lo, semiparametryczny estymator Robinsona oraz semiparametryczny estymator Geweke i Porter-Hudak. Następnie szeregi modelowano za pomocą modeli ARFIMA i FIGARCH, które pozwalają opisać długoterminową zależność danych w celu stwierdzenia występowania lub też braku długiej pamięci w stopach zwrotu i w szeregach zmienności tych stóp zwrotu.

---

<sup>1</sup> Praca finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2010 w ramach projektu NN 111 1256 33

Jak już zostało wspomniane wcześniej długa pamięć może być źródłem prognozowalności w długim horyzoncie czasowym. Jest to istotne z tego powodu, że względne koszty transakcyjne w strategiach inwestycyjnych i zabezpieczających są wyższe, gdy strategie te opierają się na prognozach z krótkim horyzontem, niż gdy oparte są na prognozach z długim horyzontem czasowym.

### Procesy z długą pamięcią

Pojęcie pamięci procesu nie jest jednoznaczne w literaturze. W tym artykule, pod pojęciem procesów z długą pamięcią rozumie się procesy, których funkcja autokorelacji  $\rho(k)$  z czasem zanika w tempie hiperbolicznym, a szereg

$\sum_{k=-\infty}^{\infty} |\rho(k)|$  jest rozbieżny. To oznacza, że obserwacje występujące w szeregu są

ze sobą istotnie skorelowane w długim horyzoncie czasu.

W artykule rozważane są dwa typy procesów z długą pamięcią – proces ARFIMA (Granger i Joyeaux, 1980; Hosking, 1981) oraz FIGARCH (Baillie, 1996). Model ARFIMA jest uogólnieniem modelu ARMA. Pozwala on na opisanie długookresowej zależności pomiędzy obserwacjami tworzącymi szereg czasowy. Model FIGARCH jest uogólnieniem modelu GARCH i pozwala na opisanie długookresowej zależności pomiędzy kwadratami obserwacji. Model ARFIMA opisuje warunkową wartość oczekiwaną, natomiast model FIGARCH opisuje warunkową wariancję.

Model ARFIMA( $p, d, q$ ) można przedstawić w postaci:

$$\lambda(L)(1-L)^d (R_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie:  $L$  jest operatorem przesunięcia,

$$\lambda(L) = 1 - \lambda_1 L - \lambda_2 L^2 - \dots - \lambda_p L^p, \quad \theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q, \quad L^s \varepsilon_t = \varepsilon_{t-s},$$

$d \in (-1, \frac{1}{2})$ ,  $\varepsilon_t$  jest białym szumem.

Proces ARFIMA( $p, d, q$ ) jest procesem stacjonarnym, gdy  $|d| < \frac{1}{2}$  oraz pierwiastki równania  $\phi(L) = 0$  leżą poza kołem jednostkowym. Jeżeli  $d \in (0, \frac{1}{2})$ , to proces ten ma długą pamięć. Funkcja autokorelacji maleje w tym przypadku do zera w tempie hiperbolicznym.

W sytuacji gdy,  $d = 0$ , proces ARFIMA( $p, d, q$ ) przyjmuje postać procesu ARMA( $p, q$ ), a funkcja autokorelacji zmierza do zera szybciej, w tempie

geometrycznym. Taki proces charakteryzuje się krótką pamięcią. Jeżeli  $d \in (-\frac{1}{2}, 0)$ , to proces ma średnią pamięć.

Model FIGARCH zwany inaczej zintegrowanym ułamkowo modelem GARCH został stworzony, aby modelować długookresowe zależności (długą pamięć) w procesach zmienności. Wariancję warunkową w modelu FIGARCH można przedstawić w następujący sposób:

$$\sigma_t^2 = \omega [1 - \beta(L)]^{-1} + [1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1-L)^d] \varepsilon_t^2, \quad (2)$$

gdzie:  $\beta(L) = \beta_1 L + \dots + \beta_p L^p$ ,  $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_q L^q$ ,  $d \in [0, 1)$ .

Jeśli  $d = 0$ , to  $\phi(L) = \alpha(L) + \beta(L) + 1$  oraz  $\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2$ . Jeśli  $d = 1$ , to  $\alpha(L) + \beta(L) = 1$ . Zatem jeżeli  $d = 0$ , to proces jest procesem GARCH. W przypadku gdy  $d = 1$  mamy do czynienia z procesem IGARCH, w tej sytuacji występuje własność persystencji, co oznacza że wartości bieżące nieskończenie długo wpływają na prognozy zmienności. Jeżeli mamy do czynienia z procesem GARCH, który jest stacjonarny w szerszym sensie, to wpływ wartości bieżących (przeszłych) na wartości prognozowane w szeregach zmienności maleje w tempie wykładniczym, szereg zmienności posiada krótką pamięć. W procesach FIGARCH wpływ wartości bieżących (przeszłych) zmienności na wartości prognozowane maleje do zera w tempie hiperbolicznym, a procesy zmienności charakteryzujące się tą własnością posiadają długą pamięć.

Procesy opisujące średnią i wariancję warunkową, których cechy charakterystyczne zostały opisane powyżej, pozwalają przy użyciu modelowania pokazać czy da się do wybranych szeregów czasowych dopasować istotny model ARFIMA oraz FIGARCH. Możliwość dopasowania takich modeli pozwala przypuszczać że w wybranej próbie danych występuje długa pamięć w szeregach stóp zwrotu i szeregach zmienności.

Do badania istotności długiej pamięci używa się różnego rodzaju narzędzi i testów. W tym artykule przedstawiono wyniki osiągnięte za pomocą takich narzędzi jak przeskalowana statystyka R/S inaczej zwana statystyką Lo, statystyka GPH oraz semiparametryczny estymator Robinsona.

Do wykrywania długookresowej zależności w szeregach czasowych, Lo użył zmodyfikowanej statystyki R/S. Statystyka ta testuje hipotezę zerową o braku długiej pamięci przeciwko alternatywie stwierdzającej jej istnienie. Wzór określający statystykę Lo wygląda następująco:

$$Q_T(q) = \frac{1}{\hat{s}_{T,q} \sqrt{T}} \left[ \max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}) - \min_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (R_j - \bar{R}) \right]. \quad (3)$$

Statystyka ta w literaturze stosowana jest do testowania niestacjonarności szeregów oraz do estymacji parametru integracji ułamkowej  $d$ .

Statystyka GPH została zaproponowana przez Geweke i Porter-Hudak. Przedstawili oni semiparametryczną procedurę szacowania zintegrowanego parametru ułamkowego  $d$  opartą na nachyleniu funkcji gęstości spektralnej wokół częstości zerowej. Funkcja gęstości spektralnej użyta do oszacowania parametru  $d$  przybiera następującą formę:

$$\ln I(\lambda_j) = \beta_0 + \beta_1 \ln \sin^2 \left( \frac{\lambda_j}{2} \right) + \eta_j, \quad (4)$$

gdzie:  $\lambda_j = \frac{2\pi j}{T}$ ,  $j = 1, \dots, T-1$ .

Oszacowanie współczynnika  $\beta_1$ , który jest współczynnikiem nachylenia w równaniu przedstawionym powyżej, jest jednocześnie oszacowaniem parametru  $d^*$ . Wartość oszacowania parametru integracji ułamkowej otrzymywana jest z równości  $d = 1 + d^*$ .

Semiparametryczny estymator parametru  $d$  zaproponowany został przez Robinsona. Estymator ten jest obliczany w oparciu o aproksymację spektrum procesu. Otrzymywany jest jako rozwiązanie zadania minimalizacji  $\{\hat{C}, \hat{d}\} = \arg \min_{C, d} \{L(C, d)\}$  gdzie:

$$L(C, d) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left\{ \ln(C \lambda_j^{-2d}) + \frac{I(\lambda_j)}{C \lambda_j^{-2d}} \right\}, \quad (5)$$

a  $I(\lambda_j)$  jest wartością periodogramu szeregu  $R_t$  szacowaną dla częstości harmonicznej  $\lambda_j = \frac{2\pi j}{T}$ ,  $j = 1, \dots, m \leq [T/2]$ . Po dokonaniu serii przekształceń postać  $\hat{d}$  wygląda następująco:

$$\hat{d} = \arg \min_d \left\{ \ln \left( \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{I(\lambda_j)}{\lambda_j^{-2d}} \right) - \frac{2d}{m} \sum_{j=1}^m \ln \lambda_j \right\}. \quad (6)$$

Wzory stosowane w części teoretycznej można odnaleźć w pracy Osińskiej M. (2006).

### Część empiryczna

Do badań przyjęty został okres od 1 stycznia 2004 roku do 30 grudnia 2007 roku. Wybrano 5 indeksów giełdowych. Dwa z tych indeksów, WIG oraz WIG20, reprezentują Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie. Dwa inne, francuski indeks CAC 40 oraz niemiecki DAX, reprezentują giełdy Europy Zachodniej. Wśród badanych indeksów znalazł się również reprezentant giełdy ze Stanów Zjednoczonych – S&P 500. Wszystkie indeksy były notowane w ciągu okresu, który został przyjęty do badań. Badane szeregi miały około 1000 obserwacji. Długości szeregów mogą się różnić, bowiem poszczególne giełdy na świecie działają według zasad uzależnionych od kalendarza obowiązującego w danym kraju. Badaniom zostały poddane logarytmiczne stopy zwrotu, które zostały obliczone na podstawie wzoru:  $R_t = 100(\ln P_t - \ln P_{t-1})$ .

Aby badania mogły być przeprowadzone wymagane było założenie, że szeregi logarytmicznych stóp zwrotu są stacjonarne. W celu wyeliminowania jakichkolwiek wątpliwości co do braku istnienia kowariancyjnej stacjonarności w szeregach, przeprowadzono testy Phillipsa–Perrona oraz KPPS. Podobny zestaw testów badających kowariancyjną stacjonarność szeregów został zastosowany u Doman M., Doman R. (2004). Wszystkie wyniki były jednakowe dla szeregów indeksów giełdowych zarówno w przypadku testu PP, jak i testu KPPS. W przypadku testu PP odrzucona została hipoteza zerowa o niestacjonarności spowodowana istnieniem pierwiastka jednostkowego, natomiast test KPPS wskazał na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej, że szereg jest kowariancyjnie stacjonarny.

Badania empiryczne składają się z dwóch części. Pierwsza część polega na testowaniu zależności długookresowej za pomocą statystyk takich jak: semiparametryczny estymator Robinsona parametru  $d$ , statystyka Lo oraz statystyka GPH. Natomiast druga część polega na zbudowaniu modeli autoregresyjnych ARFIMA( $p, d, q$ ) ze składnikiem losowym opisanym przez proces FIGARCH( $p, d, q$ ) lub IGARCH( $p, q$ ).

Wyniki testowania istnienia długiej pamięci zostały przedstawione w tabelach 1 i 2. W pierwszej tabeli zaprezentowano wartość estymatora Robinsona parametru  $d$  oraz wartość statystyki Lo dla poszczególnych szeregów. W drugiej tabeli przedstawiono oszacowania parametru  $d$  otrzymane metodą GPH oraz  $p$ -wartości określające istotność otrzymanych oszacowań.



Wyniki przeskalowanej analizy R/S pokazują, że otrzymane wartości statystyk nie są istotne dla stóp zwrotów, o czym świadczą  $p$ -wartości umieszczone w nawiasach. Żadna z  $p$ -wartości nie jest niższa od 0,05. Można więc powiedzieć, że według testu Lo w szeregach stóp zwrotu indeksów nie występuje długookresowa zależność. Test Lo odrzucił hipotezę o zależności długookresowej we wszystkich przypadkach, natomiast estymator Robinsona parametru  $d$  przyjął tę hipotezę w trzech przypadkach, w których znacznie różnił się od zera ( $|d| > 0,07$ ). Indeksy, w których według estymatora parametru  $d$  Robinsona występuje pamięć procesu, to S&P 500, CAC 40, DAX. Wartości estymatora parametru  $d$  są ujemne, co oznacza, że w szeregach występuje „średnia pamięć” zgodnie z definicją pamięci procesu przedstawioną w części teoretycznej. Wyniki otrzymane dla kwadratów stóp zwrotu, które reprezentują zmienność szeregów, różnią się od wyników otrzymanych dla zwykłych logarytmicznych stóp zwrotu.

Tabela 1. Wyniki statystyki Lo i oszacowania semiparametrycznego estymatora Robinsona parametru  $d$  (w nawiasach klamrowych podane są  $p$ -wartości)

| INDEKS  | Wartość statystyki Lo dla stóp zwrotu | Estymator parametru $d$ dla stóp zwrotu | Wartość statystyki Lo dla kwadratów stóp zwrotu | Estymator parametru $d$ dla kwadratów stóp zwrotu |
|---------|---------------------------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------|---------------------------------------------------|
| WIG     | 1,1698 {<0,6}                         | -0,0312                                 | 1,7642 {<0,05}                                  | 0,1819                                            |
| WIG20   | 0,9871 {<0,9}                         | -0,0423                                 | 3,6141 {<0,005}                                 | 0,3276                                            |
| S&P 500 | 0,9192 {<0,95}                        | -0,2191                                 | 2,0378 {<0,03}                                  | 0,2364                                            |
| CAC 40  | 1,0651 {<0,8}                         | -0,128                                  | 2,2019 {<0,005}                                 | 0,2489                                            |
| DAX     | 1,0742 {<0,8}                         | -0,1456                                 | 2,0481 {<0,025}                                 | 0,1798                                            |

Źródło: Opracowanie własne

Wartości statystyki Lo wskazują na istnienie zależności długookresowej dla każdego z indeksów. Wyniki otrzymane za pomocą testu Lo potwierdzone są przez estymator parametru  $d$ , którego oszacowania znacznie różnią się od zera. Oszacowania parametru integracji ułamkowej dla każdego z indeksów zawierają się w przedziale  $(0, \frac{1}{2})$ , co oznacza występowanie długiej pamięci procesu. Obie statystyki wykazują istnienie zależności długookresowej (autokorelacji) w kwadratach stóp zwrotu, co świadczy o występowaniu efektu ARCH. Co prawda literatura opisuje inne testy badające istnienie efektu ARCH takie, jak test Engle’a czy test McLeod–Li [2], jednak występowanie długookresowej zależ-

ności w kwadratach stóp zwrotu pozwala na wnioskowanie o istnieniu efektu ARCH.

Tabela 2. Oszacowanie parametru integracji ułamkowej  $d$  metodą GPH (w nawiasach kłamrowych podane są  $p$ -wartości)

| INDEKSY | Oszacowanie parametru $d$<br>dla stóp zwrotu | Oszacowanie parametru $d$<br>dla kwadratów stóp zwrotu |
|---------|----------------------------------------------|--------------------------------------------------------|
| WIG     | -0,0912 {0,2411}                             | 0,0613 {0,055}                                         |
| WIG20   | - 0,0654 {0,3425}                            | 0,0197 {0,5641}                                        |
| S&P 500 | -0,1123 {0,1413}                             | 0,0432 {0,0123}                                        |
| CAC 40  | -0,1198 {0,1091}                             | 0,3124 {0,0000}                                        |
| DAX     | -0,1212 {0,0921}                             | 0,0732 {0,0491}                                        |

Źródło: Opracowanie własne.

Metoda Geweke i Porter-Hudak wskazuje, że żadna z oszacowanych wartości parametru integracji ułamkowej nie jest istotna w szeregach stóp zwrotu indeksów giełdowych. Świadczą o tym  $p$ -wartości umieszczone w nawiasach, które są większe niż 0,05. Testując kwadraty stóp zwrotu za pomocą statystyki GPH otrzymano bardzo podobne wyniki dla szeregów zmienności jak w przypadku testu Lo i estymatora Robinsona. Jedynie w przypadku WIG20 parametr integracji okazał się nieistotny,  $p$ -wartość dla tego szeregu była bardzo wysoka. Rezultaty badań świadczą o tym, że we wszystkich szeregach kwadratów stóp zwrotu indeksów poza WIG20 występuje pamięć procesu, a ponieważ istotne wartości parametru  $d$  są z przedziału  $(0, \frac{1}{2})$ , mamy do czynienia z długą pamięcią.

Patrząc na otrzymane wyniki można stwierdzić, że testy nie wykazują istnienia pamięci procesu w szeregach stóp zwrotu, natomiast wykazują istnienie długookresowej zależności w szeregach zmienności, czyli w kwadratach stóp zwrotu.

Pomimo otrzymanych wyżej wyników świadczących o braku występowania pamięci procesu w stopach zwrotu, przeprowadzone modelowanie szeregów doprowadziło do wyłonienia istotnych modeli charakteryzujących się długą pamięcią dla średniej warunkowej.

Każdemu z indeksów dopasowano model z długą pamięcią dla średniej oraz dla wariancji warunkowej. Estymowaną postać modelu ARFIMA( $p, d, q$ ) przedstawia wzór (1) – (2).

W artykule do modelowania zmienności wykorzystana została specyfikacja modelu FIGARCH Chunga (1999). Przedstawia ona wariancję warunkową w następujący sposób:

$$\phi(L)(1-L)^d(\varepsilon_t^2 - \sigma^2) = [1 - \beta(L)](\varepsilon_t^2 - \sigma^2) \quad (7)$$

Podsumowując, do modelowania średniej użyto modelu ARFIMA( $p, d, q$ ), a do modelowania wariancji warunkowej, czyli zmienności, użyto modelu FIGARCH( $p, d, q$ ) z parametrem  $d \in (0,1)$  lub IGARCH( $p, q$ ). Pod uwagę wzięte zostały wszystkie kombinacje tych modeli dla wartości całkowitych  $p$  oraz  $q$  i wartości rzeczywistych parametru  $d$ .

Do modelowania szeregów finansowych użyty został pakiet G@RCH programu OxMetrics 4. Aby dopasować do każdego szeregu stóp zwrotu model najlepiej opisujący badany szereg, oparto się na dwóch rodzajach kryteriów. Pierwszym kryterium była istotność oszacowań wszystkich parametrów modelu. Oszacowanie parametrów modelu uważano za istotne, jeżeli jego błąd standardowy nie przekraczał 5%. Jeżeli wszystkie oszacowania parametrów modelu spełniały ten warunek, to oznaczało to, że model przechodził przez pierwszą weryfikację. Następnie brano pod uwagę kryteria informacyjne Akaike, Schwarz, Shibaty i Hannana-Quinna. Przy wyborze najlepszego modelu na podstawie kryteriów informacyjnych kierowano się minimalizacją tych kryteriów. W artykule przedstawione zostały ostateczne wyniki, czyli najlepsze modele dla każdego z indeksów giełdowych.

Tabela 3. Modele najlepiej dopasowane dla poszczególnych indeksów giełdowych

| INDEKSY | Średnia warunkowa | Wariancja warunkowa |
|---------|-------------------|---------------------|
| WIG     | ARFIMA(0,0,0)     | FIGARCH(1,d,1)      |
| WIG 20  | ARFIMA(1,0,1)     | FIGARCH(1,d,1)      |
| S&P500  | ARFIMA(0,d,0)     | IGARCH(1,1)         |
| CAC 40  | ARFIMA(0,d,0)     | IGARCH(1,1)         |
| DAX     | ARFIMA(0,d,0)     | IGARCH(1,1)         |

Źródło: Opracowanie własne.

Dla indeksów CAC40, DAX, S&P500 najbardziej istotnym modelem okazał się ARFIMA(0,d,0)-IGARCH(1,1). Dopasowane modele różnią się jedynie rozkładem błędów dla poszczególnych indeksów. W przypadku indeksu S&P500 rozkładem błędu jest G.E.D., a błąd dla indeksów CAC 40 oraz DAX opisywany jest przez skośny rozkład  $t$  Studenta. To, że najbardziej istotnym modelem w tych trzech przypadkach jest model IGARCH, oznacza, że efekt

szoku w szeregach zmienności nie wygasa asymptotycznie i wariancja procesu jest nieskończona.

Tabela 4. Parametry modeli dopasowanych do szeregów zwrotów indeksów giełdowych (w nawiasach klamrowych podane są  $p$ -wartości)

|                                      | WIG                | WIG20               | S&P500              | DAX                 | CAC 40              |
|--------------------------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Rozkład błędu                        | $t$ Studenta       | G.E.D.              | G.E.D.              | skośny $t$ Studenta | skośny $t$ Studenta |
| $\sigma^2$ lub $\omega$              | 1,2827<br>{0,0000} | -0,0889<br>{0,0000} | 0,0537<br>{0,0001}  | 0,8735<br>{0,0000}  | 0,8293<br>{0,0000}  |
| $d$ – FIGARCH                        | 0,4361<br>{0,0000} | 0,4107<br>{0,0000}  | -                   | -                   | -                   |
| $d$ – ARFIMA                         | -                  | -                   | -0,0843<br>{0,0000} | -0,0703<br>{0,0127} | -0,1252<br>{0,0000} |
| $\lambda_1$                          | 0,8052<br>{0,0000} | -0,0889<br>{0,0000} | -                   | -                   | -                   |
| $\theta_1$                           | 9,9090<br>{0,0000} | 0,1035<br>{0,0004}  | -                   | -                   | -                   |
| $\phi_1$ lub $\alpha_1$ <sup>2</sup> | 0,1525<br>{0,0008} | 0,1773<br>{0,0054}  | 0,0313<br>{0,0418}  | 0,0508<br>{0,0016}  | 0,0468<br>{0,0138}  |
| $\beta_1$                            | 0,8052<br>{0,0000} | 0,7318<br>{0,0000}  | 0,9687              | 0,9402              | 0,9532              |
| $DF$ <sup>3</sup>                    | 9,9090<br>{0,0000} | -                   | -                   | 8,2911<br>{0,0001}  | 8,8719<br>{0,0000}  |
| G.E.D.(DF) <sup>4</sup>              | -                  | 1,5498<br>{0,000}   | 1,2896<br>{0,0000}  | -                   | -                   |
| AS <sup>5</sup>                      | -                  | -                   | -                   | -0,1609<br>{0,0000} | -0,1713<br>{0,0000} |

Źródło: Opracowanie własne.

Niektórzy badacze uważają, że dopasowanie modelu IGARCH świadczy o niejednorodności procesu i występowaniu nagłych zmian dynamiki szeregu. W równaniu średniej warunkowej oszacowanie parametru integracji ułamkowej we wszystkich trzech przypadkach jest ujemne i należy do przedziału  $(-\frac{1}{2}, 0)$ , a więc wskazuje na średnią pamięć w stopach zwrotu. Dla indeksu WIG najistotniejszym modelem okazał się ARFIMA(0,0,0)-FIGARCH(1, $d$ ,1) z rozkładem  $t$  Studenta, a dla indeksu WIG20, model ARFIMA(1,0,1)-FIGARCH(1, $d$ ,1) z rozkładem G.E.D.. Rezultaty badań otrzymane dla indeksów pochodzących z giełdy polskiej świadczą o braku istnienia długiej pamięci w stopach zwrotu. W

<sup>2</sup> Dla modelu FIGARCH szacuje się parametry  $\phi_1$  oraz  $\beta_1$ , a modeli IGARCH lub GARCH szacuje się  $\alpha_1$  oraz  $\beta_1$ .

<sup>3</sup> Ilość stopni swobody.

<sup>4</sup> Ilość stopni swobody dla rozkładu G.E.D.

<sup>5</sup> Logarytm parametru asymetrii w skośnym rozkładzie  $t$  Studenta.

szeregach zmienności zarówno w przypadku indeksu WIG, jaki i WIG20 mamy do czynienia z długą pamięcią.

### Podsumowanie

Przeprowadzona w tym artykule analiza obejmuje okres od 1 stycznia 2004 roku do 30 grudnia 2007 roku i opiera się na danych pochodzących z różnych rynków finansowych. Dość krótki okres wzięty do badania oraz skąpa próba składająca się z pięciu indeksów giełdowych miały wpływ na kształt otrzymanych rezultatów. Porównując wyniki pochodzące z modelowania indeksów z rezultatami otrzymanymi za pomocą statystyk testujących istnienie długiej pamięci w szeregach indeksów zauważyć można podobieństwa i różnice. Bardzo podobne wyniki otrzymano w przypadku indeksów CAC 40, DAX, S&P 500 za pomocą estymatora Robinsona parametru  $d$  oraz za pomocą modelowania. Przypuszcza się więc, że w wyżej wymienionych szeregach występuje średnia pamięć. Dla indeksów polskiej giełdy wartość testów wskazywała na brak pamięci w stopach zwrotu. Modelowanie dla indeksu WIG nie wyłoniło istotnego modelu opisującego długookresową zależność dla średniej, a więc przypuszcza się brak pamięci w tym przypadku. Natomiast dla indeksu WIG20 najlepszym modelem dla średniej okazał się model ARMA dlatego też można sądzić, że w szeregu stóp zwrotu występuje krótka pamięć. Wyniki testowania istnienia zależności długookresowych w kwadratach stóp zwrotu reprezentujących zmienność wskazały na możliwość występowania długiej pamięci procesu dla wszystkich indeksów. Jedynie metoda GPH wykazuje brak pamięci procesu w kwadratach stóp zwrotu indeksu WIG20. Dla wszystkich szeregów zmienności indeksów giełdowych najbardziej istotnym modelem okazał się model charakteryzujący się długą pamięcią dla wariancji warunkowej co pozwala sądzić, że w szeregach istnieje długookresowa zależność pomiędzy obserwacjami, którą opisuje model FIGARCH albo model IGARCH dla wszystkich indeksów giełdowych.

Mając na uwadze charakter danych i okres którego dotyczą, można przypuszczać, że prognozowanie zmienności stóp zwrotu na podstawie odległych danych historycznych oraz wartości bieżących jest możliwe zarówno w przypadku indeksów z giełdy polskiej, jak i w przypadku indeksów z giełd bardziej dojrzałych. Natomiast w przypadku stóp zwrotu można sądzić na bazie otrzy-

manyh wyników, że prognozowania na podstawie odległych danych nie jest możliwe dla indeksów giełdy polskiej.

## LITERATURA

1. Osińska M., *Ekonometria finansowa*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006.
2. Doman M., Doman R., *Ekonometryczne modelowanie dynamiki polskiego rynku finansowego*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2004.
3. Fiszeder P., *Modelling Financial Processes with Long Memory in Mean and Variance*, [w:] Zieliński Z. [red.], *Dynamic Econometric Models*. Wyd. UMK, Toruń 2005.
4. Kwiatkowski J., Osiewalski J., *Modele ARFIMA: podstawowe własności i analiza bayesowska*. Przegląd Statystyczny 50, 2002, 105-122.
5. Laurent S., Peters J.P., *GARCH 2.2: An Ox Package for Estimating and Forecasting Various ARCH Models*. Journal of Economic Surveys 16, 2002, 447-484.
6. Doornik J.A., *Object Oriented Matrix Programming Using Ox*. Timberlake Consultants Press, London 1998.
7. Fama E.F., French K., *Dividend yields and expected returns*. Journal of Financial Economics 22, 1988, 3-25.
8. Goetzman W.N., Jorion P., *Testing the power of dividend yields*, Journal of Finance 48, 1993, 663-79.
9. Granger C.W.J., Joyeaux R., *An introduction to long memory time series models and fractional differencing*, Journal of Time Series Analysis 1, 1980, 15-39.
10. Hosking J.R. M., *Fractional differencing*, Biometrika 68, 1981, 165-176.
11. Hurst H., *Long term storage capacity of reservoirs*, Transaction of the American Society of Civil Engineers 116, 1951, 770-799.

## STRESZCZENIE

W artykule badano istnienie długiej pamięci w szeregach stóp zwrotu i szeregach zmienności stóp zwrotu indeksów giełdowych WIG, WIG20 CAC 40, DAX oraz S&P 500. Wykorzystano test Lo, modele ARFIMA i FIGARCH, semiparametryczny estymator Robinsona oraz estymator Geweke i Porter-Hudak parametru pamięci  $d$ . Zastosowane metody wskazały na brak długiej pamięci procesu w przypadku stóp zwrotu oraz występowanie pamięci długookresowej w przypadku szeregów zmienności. Dla

wszystkich indeksów giełdowych najlepszym modelem opisującym zmienność był model FIGARCH albo IGARCH. Natomiast najlepszym modelem opisującym stopy zwrotu okazał się model ARFIMA(0, $d$ ,0), ARFIMA(1,0,1) lub ARFIMA(0,0,0), w zależności od indeksu.

## LONG MEMORY IN STOCK INDICES RETURN AND VOLATILITY SERIES

### SUMMARY

This paper investigates the existence of long memory in return and volatility series for the stock indices WIG, WIG20 CAC 40, DAX and S&P 500. We used Lo's test, ARFIMA and FIGARCH models, Robinson's semiparametric estimator, and the Geweke and Porter-Hudak estimator of the memory parameter  $d$ . The applied methods indicate that there is no long memory in the return series but there is evidence of long range dependence in the volatility series. For all the indices the best fitted volatility model was FIGARCH or IGARCH. The best fitted models for the conditional mean turn out to be ARFIMA(0, $d$ ,0), ARFIMA(1,0,1) or ARFIMA(0,0,0).

*Translated by K. Gieriej*

*Mgr Katarzyna Gieriej*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
katarzyna\_gieriej@o2.pl

MONIKA HADAŚ

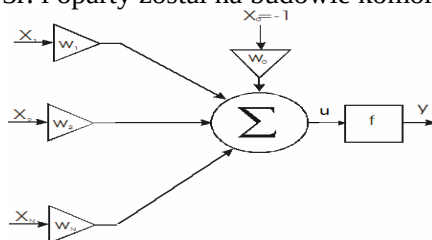
### WYKORZYSTANIE METOD SZTUCZNEJ INTELIGENCJI DO WSPOMAGANIA DECYZJI INWESTYCYJNYCH

Sztuczna inteligencja to dział informatyki, którego przedmiotem jest badanie reguł rządzących inteligentnymi zachowaniami człowieka, tworzenie modeli formalnych tych zachowań i programów komputerowych symulujących te zachowania. Do grupy tych metod zaliczymy sieci neuronowe, logikę rozmytą, algorytmy genetyczne i różne systemy hybrydowe będące ich kompilacją.

Sztuczne sieci neuronowe stanowią intensywnie rozwijającą się dziedzinę wiedzy stosowaną w wielu obszarach nauki. Podstawową cechą różniącą SSN od programów realizujących algorytmiczne przetwarzanie informacji jest zdolność generalizacji. Określa się to także jako zdolność SSN do aproksymacji wartości funkcji wielu zmiennych w przeciwieństwie do interpolacji możliwej do otrzymania przy przetwarzaniu algorytmicznym.

#### Sieci neuronowe

Schemat sztucznego neuronu (rys.1) został opracowany przez McCullocha i Pittsa w 1943r. i oparty został na budowie komórki nerwowej.



Rys. 1. Model sztucznego neuronu.



Na neuron przedstawiony na rysunku 1 podajemy wektor wejściowy  $X$  i po jego przetworzeniu otrzymujemy na wyjściu wartość  $y$ .

Sygnał wyjściowy  $y$  dla pojedynczego neuronu wyliczany jest z następującej zależności:

$$y = \varphi\left(\sum_{i=1}^n w_i x_i\right) = \varphi(W \bullet X), \quad (1)$$

gdzie:

$X$  – wektor danych wejściowych,

$W$  – wektor wag,

$\varphi$  – funkcja aktywacji,

$y$  – sygnał wyjściowy

Jednym z podstawowych rodzajów neuronów jest Perceptron:

$$y(x) = \begin{cases} 1 & \text{dla } x \geq 1 \\ 0 & \text{dla } x < 0 \end{cases} \quad (2)$$

którego proces uczenia można zapisać w postaci następującego algorytmu:

- Jeżeli wartość  $y$  równa się zadanej  $d$  wówczas wagi  $w$  nie są zmieniane
- Jeżeli  $y=0$  a  $d=1$  to  $w_i(t+1) = w_i(t) + x_i$
- Jeżeli  $y=1$  a  $d=0$  to  $w_i(t+1) = w_i(t) - x_i$
- Prezentacja nowego wektora uczącego  $x$  i skojarzonej wartości  $d$
- Powtarzaj wielokrotnie dopóki aż wyznaczone będzie minimum różnic pomiędzy wszystkimi zaprezentowanymi  $d$ , a  $y$ .

Możliwości pojedynczego neuronu są znikome, więc w praktyce stosujemy sieci neuronowe wielowarstwowe. W takiej sieci rozróżniamy warstwę wejściową, warstwy ukryte i warstwę wyjściową. Połączenia między warstwami mogą mieć różną strukturę, lecz zazwyczaj są to połączenia zupełne, co oznacza, że każdy neuron danej warstwy połączony jest ze wszystkimi neuronami warstwy po niej następującej. W tego typu sieci przepływ sygnału ma charakter jednokierunkowy.

Matematycznie funkcję realizowaną przez sieć wielowarstwową możemy zapisać:

$$Y = \varphi_{wy}\{W_{wy} \bullet \varphi_{ukr}[W_{ukr} \bullet \varphi_{we}(W_{we} \bullet X)]\}, \quad (3)$$

gdzie:

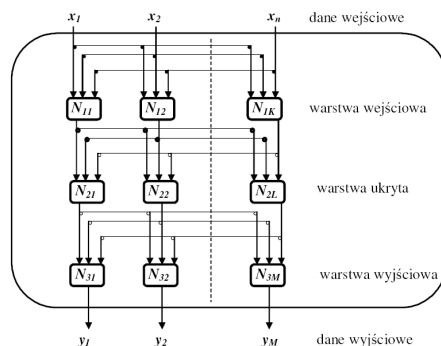
$X$  – wektor danych wejściowych,

$W$  – macierz wag dla odpowiedniej warstwy,

$\varphi$  – funkcja aktywacji dla odpowiedniej warstwy,

$\mathbf{Y}$  – wektor danych wyjściowych.

Celem działania sieci jest realizacja określonej funkcji, czyli uzyskanie danej odpowiedzi przy zadanych wielkościach wejściowych. Cel ten uzyskuje się poprzez proces uczenia sieci, czyli odpowiednią zmianę wartości wag neuronów. Jedną z podstawowych metod uczenia jest tak zwana metoda z nauczycielem. W metodzie tej algorytm uczenia polega na przedstawieniu sieci zbioru uczącego, składającego się z danych wejściowych  $\mathbf{X}$  i odpowiadającego mu danych wyjściowych  $\mathbf{Z}$ . Zbiór danych wejściowych przetwarzany jest przez sieć a uzyskany wynik  $\mathbf{Y}$  porównywany jest z posiadanymi danymi wyjściowymi  $\mathbf{Z}$ . Różnica pomiędzy wartościami  $\mathbf{Y}$  i  $\mathbf{Z}$  stanowi podstawowy parametr do zmian wartości wag neuronów tak, aby osiągnęły minimum funkcji kryterialnej, którą standardowo stanowi suma kwadratów różnic pomiędzy wartościami  $\mathbf{Y}$  i  $\mathbf{Z}$ .



Rys. 2. Sieć trójwarstwowa o połączeniach zupełnych

Podstawową metodą minimalizacji funkcji kryterialnej jest gradientowa metoda największego spadku, z której otrzymujemy zależności na zmianę wartości wag w kolejnych krokach iteracji zwaną *regułą delta*. Regułą tą można bezpośrednio stosować dla sieci jednowarstwowych. W przypadku sieci wielowarstwowych, kiedy sygnał z pierwszej warstwy nie jest sygnałem końcowym, konieczne było wprowadzenie dodatkowego algorytmu pozwalającego na równoczesną zmian wag neuronów we wszystkich warstwach. Algorytm taki ze względu na jego działanie, czyli *rzutowanie błędu* z danej warstwy na warstwę poprzedzającą, został nazwany metodą *wstecznej propagacji błędu*.

### **Zastosowanie sieci neuronowych do generacji Taksonomicznej Miary Atrakcyjności Inwestycji (TMAI)**

W niniejszym rozdziale zajmiemy się generowaniem syntetycznego miernika rozwoju – TMAI przy użyciu sztucznych sieci neuronowych.

Syntetyczne mierniki rozwoju są stosowane przede wszystkim do liniowego porządkowania obiektów wielocechowych ze względu na rozwój badanego zjawiska. Umożliwiają zastąpienie opisu przez wiele cech diagnostycznych jedną agregatową wielkością – zmienną syntetyczną. W ramach jednej analizy można wykorzystać cechy mierzalne i jakościowe, których nie można bezpośrednio zmierzyć.

Badania empiryczne przeprowadzamy dla 33 spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Wartości TMAI dla poszczególnych spółek wyznaczamy na podstawie dwunastu wskaźników finansowych i rynkowych (tabela 1). Ich dobór jest, podyktowany z jednej strony istotnością informacji, które niosą ze sobą, z drugiej zaś strony dostępnością danych służących do ich wyznaczenia.

Do wybranych wskaźników należą: wskaźnik bieżącej płynności, wskaźnik szybkiej płynności, wskaźnik ogólnego poziomu zadłużenia, wskaźnik zadłużenia kapitału własnego, wskaźnik rotacji zapasów, okres spływu należności, wskaźnik rotacji zobowiązań, wskaźnik zyskowności netto, wskaźnik rentowności aktywów (ROA), wskaźnik rentowności kapitału własnego (ROE), wskaźnik P/E (*price-earnings ratio*), wskaźnik P/BV (*price-book value*).

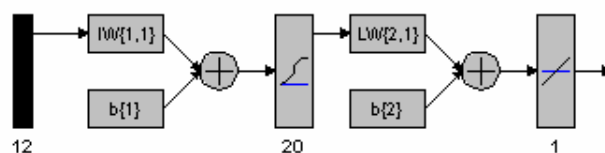
Aby wygenerować TMAI poprzez sieć neuronową, w pierwszej kolejności określamy jej strukturę oraz wektor wejściowy i wyjściowy sieci.

Przyjmujemy, sieć złożoną z 12 wejść i 1 wyjścia (rys. 3). Wektorem wejściowym sieci będą dane zawarte w tabeli 1, czyli wartości wskaźników dla poszczególnych spółek, natomiast wektorem wyjściowym będzie wektor TMAI. Sieć będzie miała 1 warstwę ukrytą złożoną z 20 neuronów, pobudzoną liniową funkcją aktywacji i 1 warstwę wyjściową, złożoną z 1 neuronu, pobudzoną również liniową funkcją aktywacji. Sieć będzie się uczyć na podstawie algorytmu wstecznej propagacji błędów opartego na metodzie gradientowej z adaptacyjną zmianą współczynnika uczenia z krokiem uczenia wynoszącym 0,05 i dopuszczalnym błędem sieci –  $e^{-12}$ .

Tabela 1. Wartości zmiennych diagnostycznych w wybranych do analizy spółkach na dzień 31 lutego 2007r.

| Spółka        | Płynność bieżąca | Płynność szybka | Zadłużenie ogółem | Zadłużenie kapitału własnego | Rotacja zapasów | Rotacja należności | Rotacja zobowiązań | Zyskowność netto | ROA   | ROE   | P/BV   | P/E    |
|---------------|------------------|-----------------|-------------------|------------------------------|-----------------|--------------------|--------------------|------------------|-------|-------|--------|--------|
| LOTOS         | 2,40             | 1,36            | 0,30              | 0,43                         | -56,06          | 36,32              | -77,94             | 0,03             | 0,01  | 0,02  | 0,95   | 7,48   |
| PGNiG         | 2,58             | 2,12            | 0,31              | 0,45                         | 0,00            | 53,69              | 0,00               | 0,09             | 0,01  | 0,02  | 0,43   | 7,37   |
| PKNORLEN      | 1,20             | 0,70            | 0,52              | 1,09                         | -57,77          | 43,30              | -185,97            | 0,01             | 0,00  | 0,00  | 1,04   | 8,45   |
| BUDIMEX       | 1,20             | 0,93            | 0,76              | 3,22                         | -42,25          | 54,65              | -170,62            | 0,00             | 0,00  | 0,00  | 4,98   | 668,74 |
| ELEKTREX      | 0,18             | 0,15            | 1,51              | -2,33                        | -24,66          | 101,18             | -747,67            | -0,58            | -0,10 | 0,15  | -0,46  | -0,87  |
| ENERGOPLD     | 1,17             | 0,75            | 0,70              | 2,29                         | -74,99          | 96,81              | -219,01            | -0,05            | -0,02 | -0,05 | 2,34   | -8,13  |
| ENERGOPN      | 2,01             | 1,93            | 0,42              | 0,72                         | -8,22           | 86,49              | -113,82            | 0,02             | 0,01  | 0,01  | 4,70   | 71,97  |
| ELKOP         | 1,01             | 1,00            | 1,07              | -7,13                        | -1,22           | 83,99              | -582,77            | 0,41             | 0,09  | -0,61 | -17,32 | 0,00   |
| INSTAL KRAKÓW | 1,76             | 1,18            | 0,38              | 0,68                         | -37,74          | 57,46              | -65,44             | 0,02             | 0,01  | 0,02  | 4,09   | 0,00   |
| POLIMEXMS     | 1,38             | 1,19            | 0,72              | 2,55                         | -19,06          | 91,23              | -130,88            | 0,01             | 0,01  | 0,02  | 10,33  | 0,00   |
| ECHO          | 1,51             | 0,94            | 0,49              | 1,10                         | -562,59         | 59,64              | -3435,32           | 0,46             | 0,01  | 0,03  | 3,93   | 0,00   |
| ASSECOPOL     | 1,67             | 1,60            | 0,50              | 0,99                         | -13,80          | 97,22              | -279,53            | 0,21             | 0,04  | 0,09  | 9,48   | 0,00   |
| CSS           | 1,36             | 1,26            | 0,48              | 0,96                         | -8,40           | 64,35              | -86,00             | 0,04             | 0,02  | 0,05  | 4,94   | 0,00   |
| COMARCH       | 1,77             | 1,63            | 0,44              | 0,79                         | -12,99          | 73,77              | -130,11            | 0,13             | 0,05  | 0,09  | 7,25   | 0,00   |
| COMPUTERLAND  | 1,24             | 1,12            | 0,56              | 1,56                         | -15,06          | 83,50              | -139,51            | 0,04             | 0,02  | 0,05  | 2,35   | 0,00   |
| COMP          | 2,22             | 1,88            | 0,46              | 0,85                         | -54,57          | 111,45             | -264,21            | 0,20             | 0,05  | 0,10  | 3,96   | 0,00   |
| OPTIMUS       | 0,97             | 0,60            | 0,68              | 2,12                         | -40,97          | 50,38              | -113,84            | -0,16            | -0,10 | -0,30 | 5,54   | 0,00   |
| SIMPLE        | 2,62             | 2,59            | 0,42              | 0,73                         | -1,56           | 55,38              | -179,72            | 0,10             | 0,04  | 0,07  | 3,38   | 0,00   |
| MACROLOGIC    | 2,01             | 1,94            | 0,25              | 0,33                         | -5,38           | 46,85              | -90,63             | 0,16             | 0,08  | 0,10  | 4,92   | 0,00   |
| AGORA         | 2,82             | 2,73            | 0,24              | 0,32                         | -9,77           | 58,73              | -193,43            | 0,05             | 0,01  | 0,01  | 2,27   | 0,00   |
| ATM GRUPA     | 4,43             | 4,01            | 0,15              | 0,18                         | -27,38          | 101,95             | -70,68             | 0,24             | 0,07  | 0,09  | 10,99  | 0,00   |
| INTERIA       | 2,81             | 2,81            | 0,24              | 0,34                         | -0,24           | 57,32              | -110,63            | 0,07             | 0,04  | 0,06  | 9,84   | 0,00   |
| MNI           | 0,86             | 0,85            | 0,51              | 1,06                         | -1,69           | 73,62              | -243,48            | 0,01             | 0,00  | 0,01  | 4,93   | 0,00   |
| MUZA          | 2,58             | 1,09            | 0,29              | 0,67                         | -268,01         | 135,95             | -180,21            | -0,39            | -0,08 | -0,18 | 1,46   | 0,00   |
| PPWK          | 2,13             | 1,73            | 0,17              | 0,21                         | -4225,50        | 99,69              | -11022,75          | 0,24             | 0,03  | 0,03  | 0,93   | 0,00   |
| TVN           | 1,91             | 1,34            | 0,49              | 1,08                         | -81,26          | 41,16              | -584,75            | 0,32             | 0,05  | 0,10  | 7,29   | 0,00   |
| WSiP          | 4,28             | 3,35            | 0,35              | 0,63                         | -159,57         | 29,81              | -406,61            | -0,36            | -0,04 | -0,07 | 3,44   | 0,00   |
| ATMSA         | 1,84             | 1,74            | 0,37              | 0,67                         | -11,21          | 127,17             | -135,28            | 0,37             | 0,13  | 0,24  | 5,53   | 0,00   |
| ELEKTRIM      | 0,94             | 0,93            | 0,75              | 3,04                         | 4,38            | 559,24             | 1868,92            | -6,64            | -0,28 | -1,13 | -1,94  | 0,00   |
| HYPERION      | 9,31             | 9,31            | 0,13              | 0,15                         | -0,04           | 82,44              | -130,40            | 0,21             | 0,02  | 0,02  | 2,93   | 0,00   |
| NETIA         | 1,70             | 1,69            | 0,10              | 0,11                         | 0,00            | 67,34              | 0,00               | -1,78            | -0,14 | -0,16 | 0,82   | 0,00   |
| TP            | 0,41             | 0,39            | 0,45              | 0,81                         | 0,00            | 36,05              | 0,00               | 0,08             | 0,01  | 0,02  | 1,79   | 0,00   |
| TELL          | 1,49             | 1,20            | 0,55              | 1,27                         | -20,66          | 52,22              | -69,33             | 0,03             | 0,03  | 0,06  | 5,51   | 0,00   |

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z GPW w Warszawie.



Rys. 3. Obraz zaprojektowanej sieci.

Przyjmujemy zbiór danych uczących składający się z 10 spółek, dla których wartości TMAI zostały obliczone na podstawie algorytmu przedstawionego w [Łuniewska 2006] i zestawione są w tabeli 2.

Tabela 2. Wartości TMAI - wektor wyjściowy w zbiorze uczącym

| wyszczególnienie | TMAI   | wyszczególnienie | TMAI   |
|------------------|--------|------------------|--------|
| LOTOS            | 0,4459 | ENERGOPLD        | 0,3944 |
| PGNiG            | 0,4281 | ENERGOPN         | 0,4361 |
| PKNORLEN         | 0,4221 | ELKOP            | 0,3591 |
| BUDIMEX          | 0,3852 | INSTAL           | 0,4485 |
| ELEKTREX         | 0,3238 | POLIMEXMS        | 0,4053 |

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z GPW w Warszawie.

Zaprojektowanej sieć generuje na wyjściu nowe wartości TMAI dla wprowadzonych nowych 23 spółek, ich wartości zawiera tabela 3.

Tabela 3. Wartości TMAI wygenerowane przez sztuczną sieć neuronową

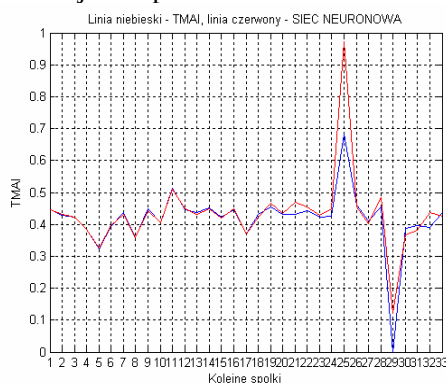
| wyszczególnienie |        | wyszczególnienie | TMAI   |
|------------------|--------|------------------|--------|
| ECHO             | 0,5118 | SIMPLE           | 0,4303 |
| ASSECOPOL        | 0,4461 | MACROLOGIC       | 0,4555 |
| CSS              | 0,4381 | AGORA            | 0,4310 |
| COMARCH          | 0,4514 | ATM GRUPA        | 0,4302 |
| COMPUTERLAND     | 0,4225 | INTERIA          | 0,4417 |
| COMP             | 0,4453 | MNI              | 0,4232 |
| OPTIMUS          | 0,3685 | MUZA             | 0,4265 |
| ELEKTRIM         | 0,0000 | PPWK             | 0,6824 |
| HYPERION         | 0,3887 | TVN              | 0,4605 |
| NETIA            | 0,3958 | WSiP             | 0,4108 |
| TP               | 0,3895 | ATMSA            | 0,4553 |
| TELL             | 0,4368 |                  |        |

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z GPW w Warszawie.

Syntetyczny miernik rozwoju im bliższy jest zeru, tym poziom rozwoju badanego zjawiska jest w danym obiekcie jest niższy.

Stąd z danych zamieszczonych w tabelach 2 i 3 wnioskujemy, że najlepszą ze względu na siłę fundamentalną spółką jest spółka PPWK. Z kolei najgorzej na dzień 31.02.2007r. wypadły spółki ELEKTRIM i ELEKTREX. Wyznaczone miary Taksonomicznego Miernika Atrakcyjności Inwestycji (TMAI) są syntetyczną oceną faktycznej kondycji ekonomiczno-finansowej badanych spółek. Na ich podstawie możemy przystąpić do konstrukcji wieloskładnikowego fundamentalnego portfela akcji WS, którego konstrukcja opisana jest w następnym rozdziale.

Analizując rys. 4. można wnioskować, że sieć dobrze się nauczyła podanych danych i zarazem w miarę dokładnie wygenerowała nowe wartości TMAI, dla wprowadzonych na wejściu spółek.



Rys. 4. Dopasowanie sieci neuronowej do danych.

Parametrem pozwalającym ocenić jakości dopasowania (dopuszczalny błąd sieci) sieci do danych empirycznych jest średni błąd kwadratowy (MSE). W niektórych typach sieci stosuje się również inne miary np.: SSE (Sum squared error performance function), MAE (Mean absolute error) i inne. Po osiągnięciu tej wartości algorytm uczenia sieci zostanie przerwany. Gdy ustalimy go na zbyt niskim poziomie sieć nauczy się tylko "trochę". Gdy na zbyt wysokim – może nie osiągnąć go się nigdy.

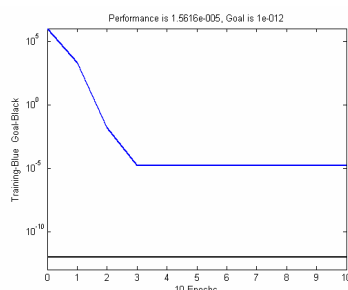
Na rys. 5. można zauważyć, że założony maksymalny błąd (MSE) nie został osiągnięty. Jednak ta sieć nie potrafi dopasować się lepiej. Nawet gdybyśmy pozwolili uczyć się sieci dalej, zwiększając liczbę epok, to nie ma ona

szans osiągnąć założonego pułapu. Często w analizie szeregów czasowych MSE ustala się na poziomie 1% przeciętnej wartości badanej cechy.

### Konstrukcja wieloskładnikowego fundamentalnego portfela akcji

Dysponując wartościami, wygenerowanymi przy użyciu sieci neuronowych, możemy przystąpić do konstrukcji fundamentalnego portfela akcji.

Przedstawiona w tym rozdziale koncepcja konstruowania portfela papierów wartościowych jest to propozycja budowania wieloskładnikowego fundamentalnego portfela modelu WS, który będzie portfelem długoterminowym, uwzględniającym ważne zalety analizy fundamentalnej, czyli biorącym pod uwagę rzeczywistą siłę spółek, kosztem rezygnacji z podmiotów słabych z ekonomiczno-finansowego punktu widzenia, określanym mianem spółek spekulacyjnych.



Rys. 5. Błąd MSE.

Modelem wyjściowym do zbudowania fundamentalnego portfela WS jest model portfela wieloskładnikowego WS, który ma postać:

$$E\{f(w_{11}, \dots, w_{1n_1}, w_{21}, \dots, w_{2n_2}, \dots, w_{T1}, \dots, w_{Tn_T})\} = E(R_p) = E \sum_{i=1}^T t_i \left( \sum_{j=1}^{n_i} w_{ij} R_{ij} \right) \rightarrow \max$$

$$P\{R_{p_i} = w_{i1} R_{i1}^\beta + \dots + w_{in_i} R_{in_i}^\beta \geq R_{L_i}\} \leq \alpha_i,$$

$$0 \leq w_{ij} \leq 1, \quad \sum_{j=1}^{n_i} w_{ij} = 1, \quad \sum_{i=1}^T t_i = 1, \quad i = 1, \dots, T; \quad j = 1, \dots, n_i$$

gdzie:

$w_{ij}$  - udział w portfelu  $j$ -tej akcji z  $i$ -tej podgrupy,

$t_i$  - waga  $i$ -tej podgrupy akcji.

Badania, przeprowadzone na spółkach notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, których wyniki przedstawia tabela 4, pokazują,

że stopa zwrotu portfela wieloskładnikowego jest stosunkowo duża w porównaniu ze stopą zwrotu uzyskaną na podstawie innych modeli.

W klasycznym modelu WS zasadniczym kryterium podlegającym optymalizacji jest wartość oczekiwanej stopy zwrotu portfela, natomiast w fundamentalnym portfelu WS jest suma wartości syntetycznych miar opisujących siłę fundamentalną spółek wchodzących w skład portfela ważona udziałami akcji w portfelu. Wartość tak pojmowanego kryterium jest maksymalizowana.

Tabela 4. Wyniki badań

| klasyfikacja                          | Stopa zwrotu modelu wieloskładnikowego utworzonego ze wszystkich rozważanych spółek | Stopa zwrotu modelu wieloskładnikowego utworzonego ze spółek bardzo dobrych i dobrych ze względu na siłę fundamentalną | Model Teslera |
|---------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------|
| Sektorowo                             | 0,2%                                                                                | 0,114%                                                                                                                 | 0,02%         |
| według syntetycznego miernika rozwoju | 0,25%                                                                               | 0,059%                                                                                                                 |               |

Źródło: Obliczenia własne

Proponowana funkcja celu i warunki ograniczające fundamentalnego portfela WS można zapisać następująco:

$$f(w_{11}, \dots, w_{1n_1}, w_{21}, \dots, w_{2n_2}, \dots, w_{T1}, \dots, w_{Tn_T}) = \sum_{i=1}^T t_i \left( \sum_{j=1}^{n_i} TMAI w_{ij} \right) \rightarrow \max$$

$$P\{R_{p_i} = w_{i1}R_{i1}^\beta + \dots + w_{in_i}R_{in_i}^\beta \geq R_{L_i}\} \leq \alpha_i, \quad i = 1, \dots, T;$$

$$\sum_{j=1}^{n_i} w_{ij} = 1, 0 \leq w_{ij} \leq 1, \quad \sum_{i=1}^T t_i = 1, \quad i = 1, \dots, T; \quad j = 1, \dots, n_i$$

gdzie:  $w_{ij}$  - udział w portfelu  $j$ -tej akcji z  $i$ -tej podgrupy,

$t_i$  - waga  $i$ -tej podgrupy akcji.

Taka konstrukcja funkcji celu ma zapewnić stabilność i bezpieczeństwo portfela w długim okresie.

Dokonując wstępnego podziału rozpatrywanych 33 spółek na podgrupy według branż (tabela 5) i przyjmując:

- prawdopodobieństwo  $\alpha$  osiągnięcia krytycznej stopy zwrotu z portfela akcji równe 0,05,
- $R_{L_1} = 0,02$ ;  $R_{L_2} = 0,04$ ;  $R_{L_3} = 0,15$ ;  $R_{L_4} = 0,02$ ;  $R_{L_5} = 0,02$ ,
- $t_1 = 0,2$ ;  $t_2 = 0,2$ ;  $t_3 = 0,2$ ;  $t_4 = 0,2$ ;  $t_5 = 0,2$ ,



– stopy zwrotu akcji, określone w tabeli 6,  
otrzymujemy fundamentalny portfel WS papierów wartościowych składający się z akcji 8 spółek. Zatem, inwestor kapitał przeznaczony na zakup akcji na Giełdzie musi rozłożyć zgodnie z przyjętymi wcześniej przez niego wagami  $t_i$  pomiędzy 8 spółek akcyjnych w następujących proporcjach: 20% akcji spółki LOTOS, 17,5% ELKOP, 11,32% COMP, 8,67% MACROLOGIC, 2,49% ECHO, 20% PPWK, 9,08% ATM, 10,91% HYPERION.

Tabela 5. Podział spółek według przyjętego kryterium.

| przemysł | budownictwo | przemysł infor- | Media   | Telekomunika- |
|----------|-------------|-----------------|---------|---------------|
| LOTOS    | BUDIMEX     | ASSECOPOL       | AGORA   | ATMSA         |
| PGNiG    | ELEKTREX    | CSS             | ATM     | ELEKTRIM      |
| PKNORLEN | ENERGOPL    | COMARCH         | INTERIA | HYPERION      |
|          | ENERGOPN    | COMPUTERLA      | MNI     | NETIA         |
|          | ELKOP       | COMP            | MUZA    | TP            |
|          | INSTAL      | OPTIMUS         | PPWK    | TELL          |
|          | POLIMEXM    | SIMPLE          | TVN     |               |
|          | ECHO        | MACROLOGIC      | WSiP    |               |

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 6. Wartości stopy zwrotu, ryzyka oraz kwantyle rzędu 0,9 dla wybranych spółek.

| spółki    | R      | S       | spółki     | R      | S       | spółki       | R      | S       |
|-----------|--------|---------|------------|--------|---------|--------------|--------|---------|
| LOTOS     | 0,0183 | 0,0021  | SIMPLE     | 0,0335 | -0,0034 | ASSECOPOL    | 0,4492 | 0,0541  |
| PGNiG     | 0,0187 | -0,0015 | MACROLOGIC | 0,0222 | -0,0002 | CSS          | 0,0279 | -0,0084 |
| PKNORLEN  | 0,0199 | 0,0014  | AGORA      | 0,0244 | -0,0039 | COMARCH      | 0,0206 | -0,0029 |
| BUDIMEX   | 0,0241 | -0,0043 | ATM GRUPA  | 0,0305 | -0,0082 | COMPUTERLAND | 0,0209 | 0,0008  |
| ELEKTREX  | 0,0363 | -0,0013 | INTERIA    | 0,0222 | 0,0007  | COMP         | 0,0214 | -0,0071 |
| ENERGOPLD | 0,2020 | 0,0228  | MNI        | 0,0308 | 0,0019  | OPTIMUS      | 0,0307 | -0,0018 |
| ENERGOPN  | 0,0313 | 0,0000  | MUZA       | 0,0396 | -0,0040 | ELEKTRIM     | 0,0416 | 0,0014  |
| ELKOP     | 1,3645 | 0,1562  | PPWK       | 0,3043 | 0,0360  | HYPERION     | 0,0331 | -0,0047 |
| INSTAL K. | 0,0258 | -0,0037 | TVN        | 0,0259 | 0,0000  | NETIA        | 0,0184 | 0,0028  |
| POLIMEXMS | 0,0258 | -0,0064 | WSiP       | 0,0147 | -0,0020 | TP           | 0,0224 | 0,0012  |
| ECHO      | 0,0259 | -0,0026 | ATMSA      | 0,0162 | 0,0005  | TELL         | 0,0241 | -0,0077 |

Źródło: Obliczenia własne

Otrzymane wyniki (tabela 7) wskazują, że wieloskładnikowy fundamentalny portfel model WS daje zdecydowanie wyższą stopę zwrotu niż np. model Teslera czy model oparty na kryterium wielu czynników.

Tabela 7. Wyniki obliczeń.

|                                      | Model z TMAI                                              | Model Teslera       | Model wieloczynnikowy |
|--------------------------------------|-----------------------------------------------------------|---------------------|-----------------------|
| stopa zwrotu                         | 0,336%                                                    | 0,02%               | 0,03                  |
| spółki które znalazły się w portfelu | LOTOS, ELKOP, ECHO, COMP, MACROLOGIC, PPWK, ATM, HYPERION | ENERGOMONTAŻ<br>CSS | PPWK                  |

Źródło: Obliczenia własne.

### Zakończenie

Przeprowadzone badania wykazały, że zastosowanie sztucznych sieci neuronowych, metod wielowymiarowej analizy porównawczej i podziału spółek ze względu na określone kryteria do budowy portfeli akcji daje dobre wyniki, ale jest też czasami zawodne w przypadku polskiej giełdy papierów wartościowych.

Należy jednak podkreślić, że przewidywanie kursów akcji jest ze swej natury bardzo trudne ze względu na złożoność mechanizmu cenowego rynku akcji, a zwłaszcza różnorodność czynników oddziałujących na ten rynek, duży wpływ czynników losowych oraz oczekiwań. Sytuacja na giełdowym rynku akcji zależy bowiem od wielu uwarunkowań wewnętrznych, związanych bezpośrednio z giełdą i spółkami, których akcje są przedmiotem obrotu na niej, jak również od warunków zewnętrznych.

### Literatura

1. Elton E., M.J. Gruber, *Modern Portfolio theory an investment analysis*, Wiley, New York 1991.
2. Łuniewska M., Tarczyński W., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*, PWN, Warszawa 2006.
3. Osowski S., *Sieci neuronowe do przetwarzania informacji*, Oficyna Wydawnicza PW, Warszawa 2000.
4. Tadeusiewicz R., *Sieci neuronowe*, Akademicka Oficyna Wydawnicza RM, Warszawa 1993.
5. Szkutnik W., *Optymalizacja w warunkach niepewności*, Prace Naukowe AE, Katowice 1993.

6. Szkutnik W., *Statystyczny wariant wyboru strategii tworzenia portfela akcji*, w pracy zbiorowej pod red. Marka Nowińskiego: Systemy wspomagania decyzji grupowych. Prace Naukowe nr 717, Akademia Ekonomiczna Wrocław 1996.

### STRESZCZENIE

W pracy wykorzystujemy sieci neuronowe do generacji syntetycznego miernika rozwoju, a następnie konstruujemy wieloskładnikowy fundamentalny portfel modelu WS, który jest portfelem długoterminowym, uwzględniającym ważne zalety analizy fundamentalnej, czyli biorącym pod uwagę rzeczywistą siłę spółek, kosztem rezygnacji z podmiotów słabych z ekonomiczno-finansowego punktu widzenia, określanych mianem spółek spekulacyjnych.

### THE APPLICATION OF ARTIFICIAL INTELLIGENCE TO AID OF INVESTMENT DECISIONS

### SUMMARY

The article describes the methodology of the network. The example of the optimising portfolio structure of an insurance company has been used to show how the above-mentioned method works.

*Translated by M. Hadaś*

*Mgr inż. Monika Hadaś*  
Akademia Ekonomiczna w Katowicach  
hmonika@interia.pl



RAFAŁ REMIGIUSZ KACZMAREK

## DZIAŁALNOŚĆ FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH A STRUKTURA OSZCZĘDNOŚCI W POLSCE W LATACH 2002 - 2006

### WPROWADZENIE

Z uwagi na złożoność współczesnego rynku finansowego na skutek jego stałego ewoluowania, stworzenia odpowiednich uwarunkowań prawnych oraz pojawienia się na nim nowych instrumentów i możliwości lokat, sposoby działania inwestorów uległy zmianom<sup>1</sup>. Jedną z ważniejszych instytucji, które pojawiły się na rynku finansowym są fundusze inwestycyjne<sup>2</sup>. Są one ważnym segmentem rynku kapitałowego wpływając na jego stabilizację. Przede wszystkim jednak odgrywają ważną rolę w procesie alokacji kapitału<sup>3</sup>. Funkcja transformacji kapitału, którą pełnią, umożliwia zamianę danego instrumentu finansowego na inny, przemieszczając kapitał z sektorów mniej do bardziej atrakcyjnych ekonomicznie, co z kolei jest warunkiem wysokiej dynamiki rozwoju rynku finansowego<sup>4</sup>. Ewolucja rynku finansowego może wpłynąć na zmianę struktury

<sup>1</sup> Por. A. Sławiński, *Rynki finansowe*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006, s. 25

<sup>2</sup> W ramach funduszy inwestycyjnych prowadzone mogły być fundusze: otwarte, specjalistyczne fundusze otwarte, fundusze zamknięte oraz fundusze mieszane. Obecnie dużą liczbę różnorodnych funduszy można klasyfikować przy pomocy różnych kryteriów, przyjętych za podstawę systematyki a różnica między nimi polega m.in. na zakresie i sposobie nabywania, umarzania, przenoszenia praw, stosowanych ograniczeniach inwestycyjnych, sferach funkcjonowania w strukturze rynku kapitałowego, obowiązkach informacyjnych, sposobie i częstotliwości wyceny aktywów. Zob. szerzej: D. Dziawgo, L. Dziawgo, *Fundusze powiernicze*, Wydawnictwo Dom Organizatora, Toruń 1994, s. 59.

<sup>3</sup> Por. W. Dębski, *Rynek finansowy i jego mechanizmy – podstawy teorii i praktyki*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005, s. 14.

<sup>4</sup> Por. R.R. Kaczmarek, *Analiza efektywności inwestycji w odniesieniu do benchmarków na przykładzie portfeli konstruowanych przez Towarzystwa Funduszy Inwestycyjnych w Polsce w latach 2003 – 2005*, [w:] W. Tarczyński [red.], *Rynek kapitałowy – Skuteczne inwestowanie cz. II. - IV Konferencja naukowa Rynek Kapitałowy Skuteczne Inwestowanie*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2007, s. 45.

oszczędności. W zależności od sytuacji panującej na rynku oraz stopnia atrakcyjności instrumentów finansowych, które opisuje stopa zwrotu i ryzyko, kapitał przyjmuje różną postać. Może być inwestowany w instrumenty kreowane przez fundusze inwestycyjne.

Funkcjonujące w Polsce fundusze inwestycyjne są ważnym segmentem rynku. W początkowym okresie swojego istnienia rynek ten cechował się niewielką dynamiką wzrostu podaży, co miało powiązanie z niewielkim przyrostem wartości aktywów zarządzanych w ramach funduszy<sup>5</sup>. Jedną z głównych przyczyn wzrostu zainteresowania tą formą lokaty były zmiany w ustawodawstwie o funduszach inwestycyjnych<sup>6</sup>. Ważne okazały się również zmiany podatkowe, zarówno te działające na plus dla inwestorów<sup>7</sup>, jak i te, które nie sprzyjały inwestowaniu<sup>8</sup>.

Obecnie rynek funduszy inwestycyjnych jest najbardziej dynamicznie rozwijającym się segmentem rynku finansowego. Zawdzięcza się to przede wszystkim zróżnicowanej ofercie towarzystw funduszy inwestycyjnych adresowanej do inwestorów realizujących różnorodne strategie inwestycyjne dostępne w ramach poszczególnych typów funduszy oraz pod wpływem osiągniętych przez fundusze wyników inwestycyjnych. Rosnąca wartość środków depozytowanych w funduszach sprawia, że jednostki uczestnictwa oraz certyfikaty inwestycyjne odgrywają coraz większą rolę w strukturze oszczędności społe-

<sup>5</sup> Por. M. Al.-Kaber, *Rynki finansowe i instytucje*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Białymstoku, Białystok 2006, s. 476

<sup>6</sup> Ustawa Prawo o publicznym obrocie papierami wartościowymi i funduszach powierniczych z dnia 22 marca 1991r., Dz.U. z 1991r. Nr 35, poz. 155 oraz Ustawa o funduszach inwestycyjnych z dnia 28 sierpnia 1997r., Dz.U.Nr 97, poz. 139, z późniejszymi zmianami – W świetle tej Ustawy fundusz inwestycyjny został zdefiniowany jako osoba prawna, której wyłącznym przedmiotem działalności jest lokowanie środków pieniężnych zebranych publicznie w określone w ustawie papiery wartościowe i inne prawa majątkowe.

<sup>7</sup> Mowa tu o korzyściach podatkowych, jakie inwestorzy instytucjonalni osiągnęli w latach 2000-2001 dzięki funduszom dywidendowym i terminowym, których zyski opodatkowane były zryczałtowanym podatkiem od dywidend i udziału w zyskach (mógł być odliczany od podatku dochodowego płaconego na zasadach ogólnych).

<sup>8</sup> Chodzi tu o podatek od dochodów kapitałowych, inaczej tzw. „podatek Belki”, który zaczął obowiązywać od 1 marca 2002 roku. Obejmował on dochody z oszczędności ulokowane od 1 grudnia 2001 roku. Oznaczał zmiany w podatku dochodowym od osób fizycznych, zakładające początkowo 20%, później 19% podatek od zysków z lokat bankowych oraz dochodów kapitałowych. Zaskoczeniem dla obserwatorów tego rynku, według których miało mieć to negatywny wpływ na atrakcyjność tej formy inwestowania kapitału był gwałtowny napływ środków do funduszy inwestycyjnych.

czeństwa, a także w strukturze płynnych zasobów finansowych przedsiębiorstw i innych osób prawnych.

Głównym celem artykułu jest zaprezentowanie działalności funduszy inwestycyjnych oraz ich udziału w strukturze oszczędności w Polsce w latach 2002 – 2006.

### WOLUMEN I STRUKTURA AKTYWÓW FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH

Wzrost popularności funduszy inwestycyjnych, który miał swoje przełożenie w znaczącym wzroście ich aktywów, spowodował rozwój rynku finansowego a przede wszystkim rynku papierów wartościowych. Przedsiębiorcy mieli możliwość pozyskiwania kapitału i finansowania przy udziale giełdy długich wieloletnich programów inwestycyjnych, przekładając to dalej na rozwój gospodarczy. Pierwszy fundusz inwestycyjny powstał w Polsce w 1992 roku, zbierając w przeciągu półtora roku aktywa w wysokości 1 mld dolarów. Dopiero po trzech latach powstał pierwszy bezpieczny fundusz inwestujący w obligacje. Do 1997 roku liczba funkcjonujących już funduszy wynosiła 20. W przeciągu trzech ostatnich lat towarzystwa wprowadziły do swojej oferty 112 nowych funduszy inwestycyjnych.

Liczba towarzystw funduszy inwestycyjnych i funduszy inwestycyjnych została przedstawiona w tabeli 1.

Tabela 1. Liczba towarzystw funduszy inwestycyjnych i funduszy inwestycyjnych

| Rok  | a  | b  | c  | d  | e  | liczba funduszy ogółem | liczba towarzystw |
|------|----|----|----|----|----|------------------------|-------------------|
| 2002 | 30 | 26 | 29 | 22 | 7  | 114                    | 16                |
| 2003 | 28 | 31 | 30 | 23 | 16 | 128                    | 17                |
| 2004 | 28 | 44 | 34 | 24 | 20 | 150                    | 19                |
| 2005 | 34 | 53 | 61 | 25 | 26 | 199                    | 21                |
| 2006 | 53 | 55 | 74 | 29 | 51 | 262                    | 24                |

Źródło: Izba Zarządzających Funduszami i Aktywami: a – akcyjne, b – obligacji, c – mieszane, d – pieniężne, e – inne.

Na koniec 2002 roku działało w Polsce 114 funduszy inwestycyjnych. Czynnikiem, które w decydującym stopniu wpłynęły na znaczny przyrost aktywów funduszy<sup>9</sup>, było rosnące zainteresowanie ofertą funduszy obligacji a w mniejszym stopniu funduszy rynku pieniężnego, a także duży popyt na certyfi-

<sup>9</sup> Izba Zarządzających Funduszami i Aktywami

katy inwestycyjne tzw. funduszy antypodatkowych. Motywem inwestowania w certyfikaty była ucieczka przed podatkiem od dochodów kapitałowych. Dużym popytem cieszyły się fundusze papierów dłużnych. Do czynników wpływających na wyniki funduszy inwestycyjnych w 2002 roku zaliczyć można istotny spadek stóp procentowych i spadek oprocentowania depozytów bankowych.

W 2003 największą popularnością cieszyły się fundusze polskich papierów dłużnych. Spadające stopy procentowe na lokatach bankowych, spowodowały silny napływ pieniędzy do funduszy z banków. Za sprawą osłabiającej się waluty polskiej oraz umiejętnemu zarządzaniu, inwestorzy chętnie lokowali pieniądze w fundusze zagranicznych papierów dłużnych. Na rozwój rynku funduszy inwestycyjnych w 2003 roku, największy wpływ wywarły czynniki: dynamicznego wzrostu cen papierów dłużnych w pierwszej połowie tego roku, zakończony silną przeceną w drugim półroczu, silna deprecjacja złotego względem waluty europejskiej, długotrwały pozytywny trend na warszawskiej giełdzie papierów wartościowych.

Spośród wszystkich grup funduszy w 2004 roku największą dynamiką wykazał się segment funduszy, które zawierały papiery udziałowe. Drugą pod względem wielkości grupą były fundusze stabilnego wzrostu, które odpowiadały za 18,9 proc. rynku. Najmniej rynku przypadło w udziale funduszom akcji zagranicznych oraz funduszom lokującym w papiery dłużne denominowane w EUR. Suma aktywów zdeponowanych w funduszach inwestycyjnych wyniosła w grudniu 2004 roku, 37552 mln złotych. W 2004 roku zaobserwować można było dużo niższą dynamikę wzrostu aktywów netto polskich funduszy inwestycyjnych niż w 2003 roku. Do podstawowych czynników, powodujących osłabienie napływu środków do funduszy zaliczyć można: wzrost poziomu stóp procentowych, wywołujący zwiększenie konkurencyjności lokat bankowych względem 2003 roku, osłabienie zaufania inwestorów do lokowania środków w fundusze polskich papierów dłużnych, silna korekta na rynku akcji, absorpcja oszczędności inwestorów przez wchodzące na giełdę nowe spółki a w szczególności sprywatyzowane przez Skarb Państwa.

Wielkość aktywów netto z końcem grudnia 2005 zdeponowanych na kontach funduszy inwestycyjnych wyniosła 61571 mln złotych. Rok 2005 był przełomowy, jeśli brać za kryterium zainteresowanie funduszami inwestycyjnymi oraz zmianę nastawienia ludności do tej formy oszczędzania. Inwestorzy wpłacali głównie do funduszy lokujących głównie na rynku instrumentów udziało-

wych, szczególnie zaś w fundusze stabilnego wzrostu. Do głównych czynników, wywołujących wzrost zainteresowania funduszami inwestycyjnymi można zaliczyć: powrót spadkowej tendencji rynkowych stóp procentowych, kontynuacja hossy na rynku akcji, umacnianie się polskiej waluty, zahamowanie silnego odpływu środków z funduszy dłużnych krajowych, niska konkurencyjność lokat bankowych, niska konkurencyjność skarbowych instrumentów dłużnych, spadek bezrobocia i wzrost siły nabywczej ludności, poszukiwanie nowych form oszczędzania przez inwestorów, podwyższony wskaźnik akceptacji wyższego ryzyka.

Rok 2006 należał do bardzo dynamicznego wzrostu środków znajdujących się w zarządzaniu funduszy inwestycyjnych w Polsce. Na koniec grudnia 2006 wartość aktywów netto wynosiła 99161 mln złotych. Dobra koniunktura przełożyła się na wysokie stopy zwrotu, co spowodowało wzrost zainteresowania funduszami i napływ nowych środków, ale również wzrost wartości zgromadzonych już w funduszach aktywów. Wysoka skala rozwoju rynku funduszy inwestycyjnych widoczna jest nie tylko poprzez wzrost wartości aktywów netto, ale również poprzez nowe oferty, jakie wystawiają TFI w postaci nowych funduszy. Z końcem grudnia 2006 liczba produktów przekroczyła 260. Liderem pod względem przyrostu dynamiki WAN były fundusze alternatywne. Drugie miejsce pod względem przyrostu wartości aktywów netto przypadło funduszom polskich akcji. Kolejną grupą, która odnotowała najwyższe tempo wzrostu były fundusze lokujące pozyskane środki w akcje zagranicznych emitentów. Do czynników, które zadecydowały w dużej mierze o wzroście aktywów w funduszach inwestycyjnych w 2006 roku zaliczyć można: niezwykle korzystną koniunkturę na krajowym rynku akcji, utrzymanie się niskiej atrakcyjności lokat bankowych i innych instrumentów dłużnych, dynamiczny wzrost polskiej gospodarki oraz poprawa koniunktury gospodarczej na świecie, umacnianie się polskiej waluty, spadek bezrobocia i wzrost siły nabywczej ludności, wzrost skłonności do ryzyka inwestorów, wzrost świadomości inwestycyjnej.

W celu bliższego przyjrzenia się wartościom aktywów netto w tabeli 2 zaprezentowano ich wolumen.

Dane tabeli 3 o liczebności i wartości aktywów netto funduszy według wybranych grup, w najbardziej czytelny sposób obrazują jak wyglądały preferencje inwestorów w badanych latach i kierunek rozwoju rynku funduszy inwestycyjnych.



W tabeli 4 zaprezentowano rozkład wartości aktywów netto i udział w rynku grup funduszy inwestycyjnych.

Tabela 2. Zmiana WAN funduszy inwestycyjnych

| Rok  | WAN   | Zmiana (mln PLN) | Zmiana (%) |
|------|-------|------------------|------------|
| 2002 | 23033 | 10899            | 89,80%     |
| 2003 | 32971 | 9938             | 43,10%     |
| 2004 | 37552 | 4581             | 13,90%     |
| 2005 | 61571 | 24020            | 64,00%     |
| 2006 | 99160 | 37589            | 61,00%     |

Źródło: Towarzystwa Funduszy Inwestycyjnych.

Tabela 3. Liczebność i wartość aktywów netto funduszy według wybranych grup

|   | 2002        |                | 2003        |                | 2004        |                | 2005        |                | 2006        |                |
|---|-------------|----------------|-------------|----------------|-------------|----------------|-------------|----------------|-------------|----------------|
|   | A<br>(szt.) | B (mln<br>PLN) | A<br>(szt.) | B (mln<br>PLN) | A<br>(szt.) | B (mln<br>PLN) | A<br>(szt.) | B (mln<br>PLN) | A<br>(szt.) | B (mln<br>PLN) |
| a | 23          | 672            | 23          | 587            | 24          | 334            | 27          | 395            | 31          | 227            |
| b | 23          | 181            | 24          | 238            | 24          | 226            | 26          | 311            | 28          | 283            |
| c | 12          | 42             | 17          | 296            | 25          | 307            | 31          | 479            | 38          | 655            |
| d | 3           | 112            | 6           | 439            | 10          | 332            | 12          | 286            | 10          | 223            |
| e | 2           | 16             | 5           | 83             | 8           | 83             | 10          | 94             | 10          | 55             |
| f | 16          | 63             | 13          | 221            | 12          | 510            | 17          | 676            | 23          | 1134           |
| g | 21          | 48             | 21          | 110            | 20          | 239            | 24          | 274            | 35          | 554            |
| h | 8           | 10             | 6           | 23             | 7           | 43             | 13          | 64             | 21          | 87             |

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Analizy Online.

A – ilość; B – wartość aktywów netto, a – dłużne krajowe, b – rynku pieniężnego i gotówkowe, c – stabilnego wzrostu, d – dłużne dolarowe, e – dłużne euro, f – zrównoważone, g – polskich akcji, h – akcji zagranicznych

## UDZIAŁ FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH W STRUKTURZE OSZCZĘDNOŚCI

W ostatnich latach w Polsce nastąpiła zmiana struktury oszczędności. Rok 2002 okazał się rokiem przełomowym dla struktury oszczędności gospodarstw domowych. Najchętniej oszczędności przechowywane były w bankach, ale zainteresowanie tą formą systematycznie malało. Wystąpiła silna substytucja terminowych wkładów bankowych obligacjami skarbowymi, jednostkami funduszy inwestycyjnych, depozytami bieżącymi oraz gotówką.

Tabela 4. WAN i udział w rynku grup funduszy

|   | 2002                |           | 2003                |           | 2004                |           | 2005                |           | 2006                |           |
|---|---------------------|-----------|---------------------|-----------|---------------------|-----------|---------------------|-----------|---------------------|-----------|
|   | WAN<br>(mln<br>PLN) | udźz. (%) | WAN<br>(mln<br>PLN) | udźz. (%) | WAN<br>(mln<br>PLN) | udźz. (%) | WAN<br>(mln<br>PLN) | udźz. (%) | WAN<br>(mln<br>PLN) | udźz. (%) |
| a | 1005                | 4,37%     | 2298                | 7,00%     | 4800                | 12,80%    | 6489                | 10,50%    | 19389               | 19,60%    |
| b | 83                  | 0,37%     | 137                 | 0,40%     | 297                 | 0,80%     | 803                 | 1,30%     | 1826                | 1,80%     |
| c | 1013                | 4,39%     | 2886                | 8,80%     | 6143                | 16,40%    | 12052               | 19,60%    | 26074               | 26,30%    |
| d | 0                   | 0,00%     | 0                   | 0,00%     | 232                 | 0,60%     | 1096                | 1,80%     | 1062                | 1,10%     |
| e | 509                 | 2,20%     | 5050                | 15,30%    | 7114                | 18,90%    | 14422               | 23,40%    | 24789               | 25,00%    |
| f | 15454               | 67,09%    | 13502               | 40,90%    | 8056                | 21,50%    | 10669               | 17,30%    | 7050                | 7,10%     |
| g | 4157                | 18,05%    | 5439                | 16,50%    | 5138                | 13,70%    | 7529                | 12,20%    | 7924                | 8,00%     |
| h | 334                 | 1,45%     | 2634                | 8,00%     | 3317                | 8,80%     | 3422                | 5,60%     | 2231                | 2,20%     |
| i | 31                  | 0,14%     | 416                 | 1,30%     | 669                 | 1,80%     | 930                 | 1,50%     | 548                 | 0,60%     |
| j | 0                   | 0,00%     | 23                  | 0,10%     | 51                  | 0,10%     | 95                  | 0,20%     | 70                  | 0,10%     |
| k | 0                   | 0,00%     | 0                   | 0,00%     | 0                   | 0,00%     | 269                 | 0,40%     | 2132                | 2,10%     |
| l | 0                   | 0,00%     | 0                   | 0,00%     | 436                 | 1,20%     | 783                 | 1,30%     | 1159                | 1,20%     |
| m | 0                   | 0,00%     | 0                   | 0,00%     | 0                   | 0,00%     | 132                 | 0,20%     | 524                 | 0,50%     |
| n | 448                 | 1,94%     | 588                 | 1,70%     | 1298                | 3,40%     | 2881                | 4,70%     | 4383                | 4,40%     |
| Σ | 23034               | 100,00%   | 32973               | 100,00%   | 37551               | 100,00%   | 61572               | 100,00%   | 99161               | 100,00%   |

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Analizy Online. a – polskich akcji, b – akcji zagranicznych, c – zrównoważone, d – zrównoważone zagraniczne, e – stabilnego wzrostu, f – dłużne polskie, g – pieniężne i gotówkowe, h – dłużne USD, i – dłużne EUR, j – dłużne w pozostałych walutach, k – alternatywne, l – nieruchomości, m – sekurytyzacyjne, n – pozostałe

W 2002 roku Polacy wycofali ze swoich rachunków w bankach ponad 8mld złotych. Wprowadzenie 20 procentowego podatku skutecznie wykorzystali towarzystwa funduszy inwestycyjnych oferując możliwość jego uniknięcia oraz wyższego zarobku niż w przypadku depozytów bankowych. W fundusze inwestycyjne, dające stosunkowo wysokie odsetki inwestowanych było tylko 4% środków.

W 2003 roku na skutek niskiego oprocentowania depozytów bankowych Polacy nadal wycofywali pieniądze ze swoich rachunków, jednak skala tego zjawiska była mniejsza niż rok wcześniej. Analizując udział wartości funduszy inwestycyjnych w oszczędnościach gospodarstw domowych zauważyć można kontynuację zmiany struktury oszczędności. Fundusze inwestycyjne zaczęły odgrywać coraz większą rolę w polskim rynku finansowym. Udział wartości aktywów funduszy w oszczędnościach Polaków był wyższy w stosunku do roku poprzedniego i wyniósł 7,6%. Dynamiczny rozwój funduszy inwestycyjnych miał swoje przyczyny głównie w dobrych wynikach inwestycyjnych generowanych przez fundusze. Bodźce antypodatkowe, które powodowały napływ pieniędzy do funduszy nie odegrały już w tym roku takiego znaczenia.

Napływ środków do funduszy inwestycyjnych miał w 2004 roku bardzo zmienny charakter. Mimo wzrostu poziomów stóp procentowych, wywołujących zwiększenie konkurencyjności lokat bankowych oraz silnej korekty na rynku akcji koniec roku spowodował, że fundusze inwestycyjne stały się znaczącym mechanizmem transferu oszczędności Polaków w gospodarce. Udział funduszy inwestycyjnych w strukturze wyniósł 7,4%.

Największą część depozytów Polaków w 2005 roku stanowiły nadal depozyty złotowe i walutowe, które wynosiły 220,8 mld złotych, co stanowiło 46,6% w strukturze oszczędności. Udział ten pokazał jak olbrzymia kwota oszczędności ulokowanych w bankach czeka na konwersję. Największą dynamiką wzrostu obserwować można było z kolei w funduszach inwestycyjnych, w których aktywa produktów wynosiły 45,2 mld złotych. Do wzrostu popularności i tak dynamicznego wzrostu przyczyniła się przede wszystkim bardzo dobra koniunktura na rynku akcji. Uruchomione przez największe banki systemy dystrybucji funduszy stały się silnie dominującym źródłem napływu środków do funduszy.

Rok 2006 był kolejnym rokiem napływu środków do funduszy inwestycyjnych. Wartość aktywów netto w funduszach wyniosła 72,7 mld złotych. W strukturze oszczędności gospodarstw domowych coraz bardziej zauważalna

stała się pozycja ubezpieczeniowych funduszy kapitałowych. Z jednej strony produkty te są konkurencyjne wobec funduszy inwestycyjnych, z drugiej zaś zastosowany model, według którego ubezpieczeniowe fundusze kapitałowe lokują środki w powiązane z nimi fundusze inwestycyjne, są one kolejnym dystrybutorem funduszy inwestycyjnych.

Tabela 5 zawiera wartość i strukturę oszczędności gospodarstw domowych w latach 2002 – 2006.

Tabela 5. Wartość i struktura oszczędności gospodarstw domowych

|                 | 2002                            |             | 2003                            |             | 2004                            |             | 2005                            |             | 2006                            |             |
|-----------------|---------------------------------|-------------|---------------------------------|-------------|---------------------------------|-------------|---------------------------------|-------------|---------------------------------|-------------|
|                 | wart.<br>oszcz.<br>(mld<br>PLN) | udz.<br>(%) | wart.<br>oszcz.<br>(mld<br>PLN) | udz.<br>(%) | wart.<br>oszcz.<br>(mld<br>PLN) | udz.<br>(%) | wart.<br>oszcz.<br>(mld<br>PLN) | udz.<br>(%) | wart.<br>oszcz.<br>(mld<br>PLN) | udz.<br>(%) |
| a*              | 17,9                            | 11,7        | 35,2                            | 8,9         | 42,0                            | 10,3        | 44,7                            | 9,5         | 57,9                            | 9,9         |
| b**             | 6,2                             | 4,0         | 30,1                            | 7,6         | 30,4                            | 7,4         | 45,2                            | 9,6         | 72,7                            | 12,5        |
| c               | 18,3                            | 12,0        | 21,0                            | 5,4         | 13,5                            | 3,3         | 18,4                            | 3,9         | 27,5                            | 4,7         |
| b+c             | 24,5                            | 16,0        | 51,1                            | 13,0        | 43,9                            | 10,7        | 63,6                            | 13,5        | 100,2                           | 17,2        |
| d               | 31,8                            | 20,8        | 45,4                            | 11,5        | 62,6                            | 15,3        | 86,3                            | 18,3        | 116,6                           | 20,0        |
| e               | 66,0                            | 43,1        | 213,0                           | 54,1        | 209,9                           | 51,3        | 220,8                           | 46,6        | 239,4                           | 41,1        |
| F               | 12,9                            | 8,4         | 49,4                            | 12,5        | 50,8                            | 12,4        | 57,2                            | 12,1        | 68,9                            | 11,8        |
| e+f             | 78,9                            | 51,5        | 262,4                           | 66,6        | 260,7                           | 63,7        | 278,0                           | 58,7        | 308,3                           | 52,9        |
| Σ (a+b+c+d+e+f) | 153,1                           | 100         | 394,1                           | 100         | 409,2                           | 100         | 472,6                           | 100         | 583,0                           | 100         |

Źródło: dane Analizy Online, NBP, GUS, MF, KNF, GPW.

a – inwestycje bezpośrednie, b – fundusze inwestycyjne, c – ubezpieczeniowe fundusze kapitałowe, d – otwarte fundusze emerytalne, e – depozyty złotowe, f – gotówka w obiegu poza kasami banków.

\* obejmuje: akcje spółek publicznych, obligacje, bony skarbowe,

\*\* wartość uwzględnia fundusze dostępne dla osób fizycznych i dodatkowo jest pomniejszona o aktywa zlinkowanych ubezpieczeniowych funduszy kapitałowych

## WNIOSKI KOŃCOWE

Rynek finansowy jest otoczeniem podlegającym stałym zmianom na skutek zmieniających się preferencji inwestorów. Jego ewolucja prowadzi do wzrostu znaczenia instytucji rynku kapitałowego, w tym towarzystw funduszy inwestycyjnych. Fundusze inwestycyjne w analizowanym okresie przestały być autonomiczne. Zaczęły stawać się częścią globalnego rynku. Zmiany strukturalne prowadziły do oferowania uczestnikom rynku nowych, coraz to bardziej wyspecjalizowanych instrumentów finansowych, będących przedmiotem inwestycji.

Spoglądając na rozwój funduszy inwestycyjnych na tle pozostałych uczestników rynku finansowego zauważyć można, że środki jakimi zarządzają fundusze są wciąż niższe od kwot ulokowanych w depozytach bankowych, jednak różnica między nimi cały czas się zmniejsza. W ostatnich dziesięciu latach udział lokat spada w tempie około 4 – 5% rocznie. Wśród inwestorów zmniejsza się również zainteresowanie obligacjami Skarbu Państwa. Rosną natomiast aktywa funduszy inwestycyjnych a szczególnie tych o znacznym udziale akcji w portfelu.

Inwestorzy przekonali się, że fundusze inwestycyjne są dobrym sposobem oszczędzania z racji względnie wysokiego poziomu bezpieczeństwa oraz konkurencyjności wobec pozostałych form inwestowania. Istotnie ważnym jest fakt, że wzrost napływu środków do funduszy inwestycyjnych był skutkiem splotu wielu czynników. Wśród nich należy wymienić wprowadzenie podatku od zysków kapitałowych, spadek nominalnych i realnych stóp procentowych, wzrost świadomości i zamożności społeczeństwa, poprawę koniunktury na giełdzie i w gospodarce, a także poszerzenie wachlarza produktów inwestycyjnych, szczególnie dla zamożniejszych klientów.

Przemiany, jakie zachodziły w strukturze oszczędności Polaków w latach 2002 – 2006 wskazują na stopniowe upodabnianie się modelu oszczędzania w naszym kraju do tego, który funkcjonuje w krajach o dłuższej tradycji inwestycyjnej.

## Literatura

1. Al.-Kaber M., *Rynki finansowe i instytucje*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Białymstoku. Białystok 2006

2. Dębski W., *Rynek finansowy i jego mechanizmy – podstawy teorii i praktyki*, Wydawnictwo Naukowe PWN. Warszawa 2005
3. Dziawgo D., Dziawgo L., *Fundusze powiernicze*. Dom Organizatora. Toruń 1994.
4. Kaczmarek R.R., *Analiza efektywności inwestycji w odniesieniu do benchmarków na przykładzie portfeli konstruowanych przez Towarzystwa Funduszy Inwestycyjnych w Polsce w latach 2003 – 2005*, [w:] Tarczyński W. [red.], *Rynek kapitałowy – Skuteczne inwestowanie cz. II. - IV Konferencja naukowa Rynek Kapitałowy Skuteczne Inwestowanie*. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2007.
5. Sławiński A., *Rynki finansowe*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne. Warszawa 2006
6. [www.analizy.pl](http://www.analizy.pl)
7. [www.gpw.pl](http://www.gpw.pl)
8. [www.izfa.pl](http://www.izfa.pl)
9. [www.knf.gov.pl](http://www.knf.gov.pl)
10. [www.mf.gov.pl](http://www.mf.gov.pl)
11. [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl)
12. [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)
13. Ustawa o funduszach inwestycyjnych z dnia 28 sierpnia 1997r., Dz.U.Nr 97, poz. 139, z późniejszymi zmianami
14. Ustawa Prawo o publicznym obrocie papierami wartościowymi i funduszach powierniczych z dnia 22 marca 1991r., Dz.U. z 1991r. Nr 35, poz. 155

### STRESZCZENIE

Funkcjonujące w Polsce fundusze inwestycyjne są ważnym segmentem rynku finansowego. Odgrywają one niezwykle ważną rolę w procesie alokacji kapitału. Rosnąca wartość środków deponowana w funduszach sprawia, że jednostki uczestnictwa oraz certyfikaty inwestycyjne mają wpływ na strukturę oszczędności społeczeństwa. Opracowanie jest próbą badań dotyczącą funduszy inwestycyjnych. W pierwszej kolejności przedstawiona została istota funduszy. W dalszej części artykułu zbadany został wolumen i struktura aktywów funduszy inwestycyjnych. Kwintesencją badań są uzyskane wyniki o udziale funduszy inwestycyjnych w strukturze oszczędności. Wnioski z nich płynące mogą stanowić przyczynek do dalszej dyskusji nad rozwojem funduszy inwestycyjnych na tle pozostałych uczestników rynku finansowego.

## INVESTMENT FUNDS ACTIVITY AND SAVING STRUCTURE IN POLAND IN YEARS 2002-2006

### SUMMARY

Investment funds operating in Poland are important segment of the financial market. They take very important part in capital allocation process. Rising value of appropriations accumulated in funds causes that membership units and investment certificates have an influence on the structure of society savings. This study is an attempt of research about investment funds. To begin with the essence of the funds is presented. The next part of the article researches the volume and structure of investment funds assets. The quintessence of the research is obtained findings about investment fund participation in savings structure. The conclusions drawn from it can be the beginning of later discussion about investment funds evolution against a background of remaining participants of financial market.

*Translated by R.R. Kaczmarek*

*Mgr Rafał Remigiusz Kaczmarek*  
Uniwersytet Szczeciński  
rafal.kaczmarek@op.pl



KRZYSZTOF KONTEK

### **WPŁYW DOPUSZCZALNEGO ZAKRESU EKSPOZYCJI NA WYNIK FUNDUSZU W OKRESIE SPADKÓW NA GIEŁDZIE.**

Zakres ekspozycji funduszu inwestycyjnego zależy od jego strategii oraz uwarunkowań prawnych. Zakres ten jest węższy w klasycznych funduszach akcji i znacznie szerszy w funduszach Hedge stosujących strategię Long/Short.

Strategia Long/Short polega na stosowaniu różnych instrumentów finansowych zapewniających zajęcie zarówno długiej jak i krótkiej pozycji, co pozwala zmieniać łączną ekspozycję portfela w szerokim zakresie. Zajęcie krótkiej pozycji odbywa się poprzez tzw. „krótką sprzedaż” bądź za pomocą instrumentów pochodnych.

Strategia ta jest typową strategią funduszy typu Hedge, podczas gdy klasyczne fundusze akcji nie mogą jej stosować dowolnie. Wynika to z ograniczeń nakładanych na fundusz bądź w zakresie krótkiej sprzedaży bądź w zakresie stosowania instrumentów pochodnych bądź też w zakresie zmniejszania udziału akcji w całości portfela poniżej ustalonego poziomu. Ograniczenia te nie stanowią specjalnego problemu dla klasycznego funduszu akcji w okresie wzrostów. Jednak w czasie spadków brak możliwości zmniejszenia ekspozycji portfela prowadzi do strat dla uczestników funduszu.

Niniejszy referat przedstawia wyniki symulacji wpływu dopuszczalnego zakresu ekspozycji funduszu na jego wynik w okresie od 1 kwietnia 2007 r. do 31 marca 2008 r., kiedy to indeks WIG20 spadł ponad o 15%. Badanie nie dotyczyło rzeczywistych funduszy działających na polskim rynku, ale miało celu teoretyczną analizę zagadnienia. Symulacje przeprowadzono dla hipotetycznych funduszy stosujących uproszczony model decyzyjny nie wchodząc w szczególności implementacyjne zajmowania określonej pozycji.



### **Przegląd literatury**

Akademickie badania funduszy typu Hedge można podzielić na kilka zagadnień. Pierwsza grupa dotyczy wyników osiąganych przez takie fundusze w porównaniu z indeksami akcji i innych instrumentów bazowych (na przykład Ackermann, McEnally i Ravenscraft, 1999; Brown, Goetzmann, Ibbotson, 1999; Liang, 1999; Amin i Kat, 2001; Liang, 2001; Bares, Gibson i Gyger, 2002; Liang, 2003; Agarwal i Naik, 2004). Wyniki badań są rozbieżne. Niektórzy autorzy (Brown et al., 1999; Liang, 1999; Capocci et al., 2005) stwierdzają, że fundusze typu Hedge były w stanie pokonać indeksy, podczas gdy inni (Eckermann et al., 1999; Agarwal i Naik, 2004) są bardziej ostrożni w tego typu konkluzjach.

Inna grupa badań dotyczy porównania wyników funduszy typu Hedge z wynikami funduszy powierniczych (Mutual Funds). Tu autorzy wskazują na konsekwentnie lepsze wyniki funduszy typu Hedge (Eckermann, McEnally i Ravenscraft, 1999; Liang, 1999).

Kolejna grupa badań dotyczy trwałości uzyskiwanych wyników, co jest istotne zwłaszcza w kontekście wyższej liczby likwidacji takich funduszy w porównaniu z funduszami powierniczymi. Tu również autorzy (podani poprzednio) wskazują na utrzymywanie się pozytywnych wyników przez dłuższe okresy.

Wyjaśnieniem lepszych wyników osiąganych przez fundusze typu Hedge zajmuje się kolejna grupa badaczy analizujących różne style inwestycyjne (Fung i Hsieh, 1997; Brown, Goetzmann i Park, 1998; Brealy i Kaplanis, 2001; Brown et al. 2001; Liang, 2001; Ben Dor i Jagannathan, 2002; Liang, 2003). Niektóre badania (Brown, Goetzmann i Park, 1998) wskazują, że lepsze wyniki mogą wynikać ze zmiany stylu inwestowania w czasie i na zmianie ekspozycji rynkowej funduszu. Autorzy (Posthuma i Van der Sluis, 2005) stosują tu jednak złożone, dynamiczne modele regresji liniowej zakładające zmienną wartość beta i estymowane z wykorzystaniem filtrów Kalmana.

### **Metodologia**

W niniejszej pracy założono, że jedną z przyczyn osiągania lepszych wyników przez fundusze typu Hedge jest właśnie możliwość elastycznej ekspozycji funduszu w zależności od aktualnej sytuacji rynkowej. Zamiast jednak złoż-

zonej, statystycznej analizy dużej ilości danych rynkowych przyjęto tu inne podejście polegające na podaniu uproszczonego modelu decyzyjnego, który opisuje możliwe zachowania funduszy różnych typów (Hedge i Mutual). W analizie wykorzystano małą liczbę danych wejściowych i założono istnienie dużej liczby hipotetycznych funduszy stosujących założony model decyzyjny.

Oczywiście przyjmując tego typu podejście nie udowadnia się, że rzeczywiste fundusze typu Hedge uzyskiwały lepsze wyniki od klasycznych funduszy akcji (powierniczych) dzięki aktywnej zmianie swojej rynkowej ekspozycji, lecz pokazuje się, że szeroki zakres ekspozycji pozwala na uzyskiwanie lepszych wyników zwłaszcza w okresie spadków na giełdzie. Czy konkretne fundusze typu Hedge z takiej możliwości skorzystały to już inne zagadnienie.

W tabeli 1 zebrano wartość indeksu WIG20 na koniec każdego miesiąca w badanym okresie i zmianę procentową w stosunku do miesiąca poprzedniego. W badanym okresie indeks WIG20 zanotował spadek 15,32%.

Tabela 1. Wartość indeksu WIG20 na koniec każdego miesiąca i zmiana procentowa w stosunku do miesiąca poprzedniego.

| Miesiąc | mar-07  | kwi-07  | maj-07  | cze-07  | lip-07  | sie-07  | wrz-07  |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| WIG20   | 3520,24 | 3590,30 | 3649,10 | 3759,28 | 3735,25 | 3601,55 | 3633,64 |
| Zmiana  |         | 1,99%   | 1,64%   | 3,02%   | -0,64%  | -3,58%  | 0,89%   |
| Miesiąc |         | paź-07  | lis-07  | gru-07  | sty-08  | lut-08  | mar-08  |
| WIG20   |         | 3877,62 | 3545,73 | 3456,05 | 2952,09 | 2927,90 | 2981,07 |
| Zmiana  |         | 6,71%   | -8,56%  | -2,53%  | -14,58% | -0,82%  | 1,82%   |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie <http://stooq.com/>

Do celów symulacji przyjęto następujące założenia:

- Ekspozycja portfela może wynosić a (%) lub b (%) zaangażowanych środków,
- Zmiana ekspozycji może być dokonywana jedynie na początku każdego miesiąca.

Nietrudno zauważyć, że przyjmując tak proste założenia istnieje dokładnie 4096 wariantów inwestycyjnych w ciągu 12 miesięcy, co pokazuje tabela 2 będąca fragmentem całej tablicy wariantów.

Pełna tablica ma oczywiście 12 kolumn reprezentujących poszczególne miesiące i  $2^{12} = 4096$  wierszy odpowiadających poszczególnym wariantom in-

westycyjnym. Każdy wiersz może być przyporządkowany poszczególnym funduszom, z których każdy w inny sposób realizował inwestycje w ciągu roku.

Mając pełną tablicę wariantów inwestycyjnych jesteśmy w stanie wypełnić ją mnożnikami miesięcznymi o wartości:

$$\text{mult} = 1 + n\% r_i, \quad (1)$$

gdzie  $n$  określa daną wartość ekspozycji ( $a$  lub  $b$ ), zaś  $r_i$  to zwrot indeksu WIG20 w danym miesiącu. Przyjęto tu dodatkowe upraszczające założenia:

- koszt zmiany ekspozycji jest równy 0,
- niezaangażowane środki pieniężne nie przynoszą dochodu.

Tabela 2. Fragment tablicy wariantów inwestycyjnych

|           | kwi-07 | maj-07 | cze-07 | lip-07 | sie-07 | ..... |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| Wariant 1 | a      | a      | a      | a      | a      | ..... |
| Wariant 2 | b      | a      | a      | a      | a      | ..... |
| Wariant 3 | a      | b      | a      | a      | a      | ..... |
| Wariant 4 | b      | b      | a      | a      | a      | ..... |
| Wariant 5 | a      | a      | b      | a      | a      | ..... |
| Wariant 6 | b      | a      | b      | a      | a      | ..... |
| Wariant 7 | a      | b      | b      | a      | a      | ..... |
| .....     | .....  | .....  | .....  | .....  | .....  | ..... |

Źródło: Opracowanie własne

Zwrot roczny dla konkretnego wariantu inwestycyjnego (czy też funduszu) jest oczywiście równy iloczynowi wszystkich mnożników w danym wierszu pomniejszonemu o 1. W ten sposób otrzymuje się 4096 wyników rocznych zastosowanej strategii. Pozwala to na uzyskanie rozkładu i dystrybucyjności rocznych stóp zwrotu hipotetycznych funduszy oraz najważniejszych wartości charakteryzujących uzyskane rozkłady.

Dalej przedstawione symulacje przeprowadzono dla następujących przypadków ekspozycji:

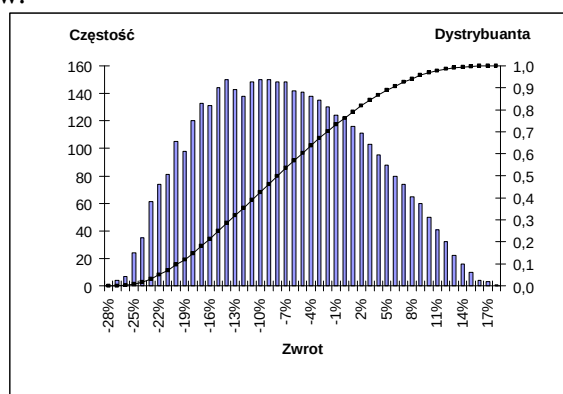
- 0% lub 100%,
- -100% lub 100%,
- 60% lub 100%

#### Wyniki symulacji dla ekspozycji 0% lub 100%.

Opisana powyżej procedura została zastosowana dla wartości  $a = 0\%$  i  $b = 100\%$ . Oznacza to, że w danym miesiącu wszystkie środki były trzymane w

gotówce bądź zajęta była pozycja długa na 100% kapitału. W rezultacie zastosowanej procedury otrzymano poniższy rozkład i dystrybuantę rocznych stóp zwrotu.

Jak widać stosując strategię Long/Short z przyjętymi założeniami można było uzyskać w najlepszym przypadku ok. 17% zysku, mimo spadku indeksu WIG20 o ponad 15%. Oczywiście wynik taki można było uzyskać mając ekspozycję 100% w miesiącach wzrostów indeksu WIG20 i ekspozycję 0% w miesiącach spadków.



Rys. 1. Rozkład i dystrybuanta rocznych stóp zwrotu dla ekspozycji 0% lub 100%.

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 3. Wartości charakterystyczne dystrybuanty rozkładu dla ekspozycji 0% lub 100%

|                   |         |
|-------------------|---------|
| Najlepszy fundusz | 17,06%  |
| 1% funduszy       | 12,63%  |
| 10% funduszy      | 5,73%   |
| 25% funduszy      | -0,43%  |
| 50% funduszy      | -7,98%  |
| 75% funduszy      | -14,95% |
| Najgorszy fundusz | -27,66% |
| Średnia           | -7,50%  |

Źródło: Obliczenia własne.

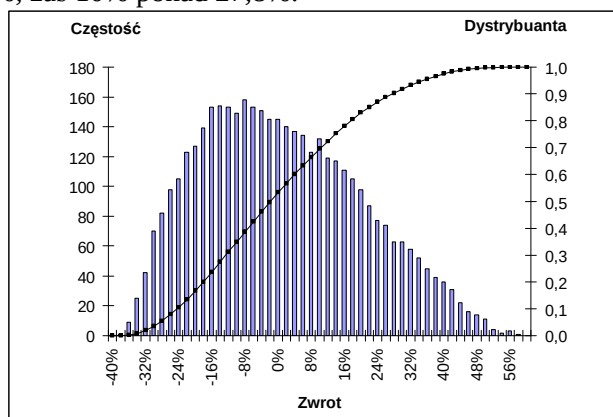
Należy zauważyć, że już 1% funduszy mogło uzyskać ponad 12,6% zysku, zaś 10% funduszy ponad 5,73% zysku. Ponadto ok. 25% funduszy miało szansę uzyskać wynik dodatni, zaś aż 75% funduszy wynik lepszy od samego indeksu.

Najgorszy fundusz, czyli ten, który miał ekspozycję 100% w miesiącach spadków i ekspozycję 0% w miesiącach wzrostów poniósł stratę w wysokości 27,7%.

#### Wyniki symulacji dla ekspozycji -100% lub 100%.

Podobne obliczenia przeprowadzono dla wartości  $a = -100\%$  i  $b = 100\%$ . Sytuacja ta odpowiada bądź zajęciu krótkiej pozycji na 100% kapitału bądź zajęciu długiej pozycji na 100% kapitału.

Jak widać najlepszy fundusz zajmujący długą pozycję w miesiącach wzrostu i krótką pozycję w miesiącach spadków mógł uzyskać prawie 57% zwrotu. Należy przy tym zauważyć, że już 1% funduszy mogło uzyskać wynik przekraczający 45,1%, zaś 10% ponad 27,8%.



Rys. 2. Rozkład i dystrybuanta rocznych stóp zwrotu dla ekspozycji -100% lub 100%.

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 4. Wartości charakterystyczne dystrybuanty rozkładu dla ekspozycji -100% lub 100%

|                    |         |
|--------------------|---------|
| Najlepszy fundusz  | 56,91%  |
| 1% funduszy        | 45,10%  |
| 10% funduszy       | 27,83%  |
| 25% funduszy       | 13,73%  |
| 50% funduszy       | -1,85%  |
| 75% funduszy       | -15,30% |
| Najgorszy funduszy | -38,61% |
| Średnia            | 0,00%   |

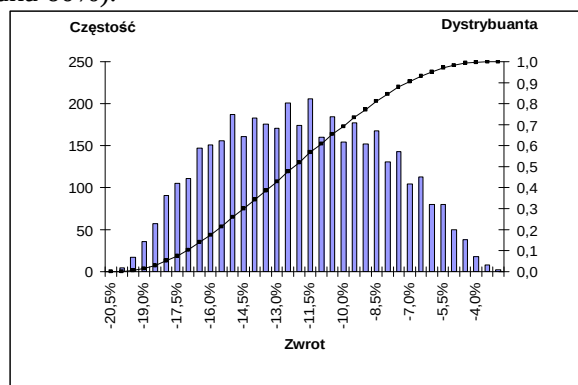
Źródło: Obliczenia własne.

Dodatkowo ok. 50% funduszy miało szansę uzyskać dodatni zwrot z inwestycji, zaś 75% inwestorów wynik lepszy od indeksu WIG20.

Najbardziej pechowy fundusz, który zajmowałby krótką pozycję w miesiącach wzrostów i długą pozycję w miesiącach spadków zanotowałby stratę 38,6%. Należy tu też zauważyć, że średni zwrot z inwestycji wyniósł dokładnie 0%, gdyż opisany przypadek jest grą o sumie zerowej.

### Wyniki symulacji dla ekspozycji 60% lub 100%.

Ostatni analizowany przypadek dotyczy sytuacji, gdy  $a = 60\%$ , zaś  $b = 100\%$ . Przypadek ten dotyczy klasycznych funduszy akcji, które nie mogą schodzić ze stanem posiadanych akcji poniżej pewnej określonej wartości (w danym przypadku 60%).



Rys. 3. Rozkład i dystrybuanta rocznych stóp zwrotu dla ekspozycji 60% lub 100%.

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 5. Wartości charakterystyczne dystrybuanty rozkładu dla ekspozycji 60% lub 100%

|                   |         |
|-------------------|---------|
| Najlepszy fundusz | -3,20%  |
| 1% funduszy       | -4,67%  |
| 10% funduszy      | -7,04%  |
| 25% funduszy      | -9,29%  |
| 50% funduszy      | -12,24% |
| 75% funduszy      | -15,09% |
| Najgorszy fundusz | -20,43% |
| Średnia           | -12,16% |

Źródło: Obliczenia własne.

Jak widać najlepszy fundusz mógł uzyskać wynik -3,20%, co oznacza, że stosując określone ograniczenia w zakresie ekspozycji portfela nie można było uzyskać pozytywnego wyniku w badanym okresie. Najgorszy fundusz mógł stracić 20,43%. Jednak tak jak w poprzednich przypadkach 75% funduszy mogło uzyskać wynik lepszy od indeksu WIG20.

#### Analityczne wyznaczenie wartości charakteryzujących rozkład

Przyjmując podane na wstępie założenia można w prosty sposób określić niektóre wartości charakteryzujące rozkład wyników. Może to być użyteczne zwłaszcza, gdyby liczba badanych okresów znacznie przekraczała 12, co znacznie zwiększałoby liczbę wariantów inwestycyjnych.

Maksymalny zwrot można określić wzorem:

$$\max = \prod_{i=1}^n (1 + a r_i^-) (1 + b r_i^+) - 1. \quad (2)$$

Minimalny zwrot jest określony wzorem:

$$\min = \prod_{i=1}^n (1 + b r_i^-) (1 + a r_i^+) - 1, \quad (3)$$

gdzie

$$r_i^+ = \begin{cases} r_i & \text{dla } r_i \geq 0 \\ 0 & \text{dla } r_i < 0 \end{cases} \quad (4)$$

$$r_i^- = \begin{cases} 0 & \text{dla } r_i \geq 0 \\ r_i & \text{dla } r_i < 0 \end{cases}. \quad (5)$$

Wartość średnią rozkładu można łatwo policzyć dla dwóch okresów:

$$\begin{aligned} \text{Avg} = & \frac{1}{4} ( (1 + a r_1) (1 + a r_2) - 1 + (1 + a r_1) (1 + b r_2) - 1 \\ & + (1 + b r_1) (1 + a r_2) - 1 + (1 + b r_1) (1 + b r_2) - 1 ). \end{aligned} \quad (6)$$

Po prostych przekształceniach uzyskuje się

$$\text{Avg} = \frac{1}{2} (a + b) [r_1 + r_2 + \frac{1}{2} r_1 r_2 (a + b)]. \quad (7)$$

Ponieważ  $r_1$  i  $r_2$  są wartościami na poziomie procentów wzór ten można uprościć do

$$\text{Avg} \approx \frac{1}{2} (a + b) (r_1 + r_2). \quad (8)$$

Postępując podobnie dla większej liczby okresów można otrzymać przybliżony wzór:

$$\text{Avg} \approx \frac{1}{2} (a + b) \sum_{i=1}^n r_i. \quad (9)$$

### Szczególne przypadki

W szczególności gdy  $a = 0\%$ , zaś  $b = 100\%$  wzory upraszczają się do dość oczywistych postaci:

$$\max_{0,100} = \prod_{i=1}^n (1 + r_i^+) - 1, \quad (10)$$

$$\min_{0,100} = \prod_{i=1}^n (1 + r_i^-) - 1, \quad (11)$$

$$\text{Avg} \approx \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n r_i. \quad (12)$$

Należy też zauważyć, że dla  $a = -100\%$  i  $b = 100\%$  wartość średnia  $\text{Avg} = 0$ .

Powyższe wzory mogą być oczywiście stosowane dla dowolnych okresów, niekoniecznie miesięcznych. Jako ciekawostkę można podać, że najlepszy inwestor zajmujący ekspozycję  $0\%$  lub  $100\%$ , ale z możliwością jej zmiany codziennie (a nie co miesiąc), mógł w badanym okresie 1 roku pomnożyć kapitał ok. 4,3 razy, chociaż średnia strata inwestorów wynosiłaby ok. 7,46%. Inwestor zaś poruszający się w zakresie od  $-100\%$  do  $100\%$  mógł pomnożyć kapitał nawet 21 razy (przy średniej inwestorów  $0\%$ ). Oczywiście prawdopodobieństwo zajścia tak skrajnych zdarzeń nie jest wysokie i wynosi  $1 / 2^{248} = 2,2 \times 10^{-75}$  (nie jest jednak zerowe).

### Wnioski

Uzyskane wyniki wskazują na kilka interesujących faktów:

- Klasyczne fundusze akcji posiadające ograniczenie w zakresie zmniejszania ekspozycji nie miały możliwości uzyskania dodatnich wyników w badanym okresie spadków na giełdzie warszawskiej,
- Stosując bardziej elastyczne systemy inwestycyjne ok. 75% inwestorów mogło uzyskać wynik lepszy od indeksu WIG20, zaś zaskakująco duży procent (bo rzędu kilkudziesięciu procent) - wynik dodatni,
- Bardziej elastyczne systemy inwestowania stosowane przez fundusze typu Hedge dają atrakcyjne możliwości nie tylko zarabiania pieniędzy w okresie wzrostów, ale też ochrony kapitału w okresach spadków,
- Możliwość elastycznej zmiany ekspozycji funduszu typu Hedge stanowi jedną z przyczyn uzyskiwania przez nie lepszych wyników od klasycznych funduszy powierniczych (Mutual Funds).

Należy dodać, że przedstawiona metodologia może stanowić bardzo użyteczne narzędzie dla zarządzającego funduszem typu Long / Short Hedge do



optymalnego doboru ekspozycji portfela uwzględniającego oczekiwania co do poziomu zwrotu i ryzyka inwestycyjnego.

### Literatura

1. Filippo Stefani, *Investments Strategies of Hedge Funds*, John Wiley & Sons, Ltd, 2006.
2. Francois-Serge Lhabitant, *Hedge Funds Myth and Limits*, John Wiley & Sons, Ltd, 2002.
3. Greg Gregoriou et al, *Hedge Funds: Insights in Performance Measurement, Risk Analysis, and Portfolio Allocation*, John Wiley & Sons, Ltd, 2005.

### STRESZCZENIE

Zakres ekspozycji funduszu inwestycyjnego zależy od jego strategii oraz uwarunkowań prawnych. Zakres ten jest węższy w klasycznych funduszach akcji i znacznie szerszy w funduszach Hedge stosujących strategię Long/Short. Referat przedstawia wyniki symulacji wpływu dopuszczalnego zakresu ekspozycji funduszu na jego wynik w okresie od 1 kwietnia 2007 r. do 31 marca 2008 r., kiedy to indeks WIG20 spadł o ponad 15%. Badanie nie dotyczyło rzeczywistych funduszy działających na polskim rynku, ale miało celu teoretyczną analizę zagadnienia. Symulacje przeprowadzono dla hipotetycznych funduszy stosujących uproszczony model decyzyjny i nie wchodząc w szczególności implementacyjne zajmowania określonej pozycji.

Przedstawiono metodologię oraz wyniki symulacji dla kilku przypadków ekspozycji. Podano analityczne metody wyznaczania niektórych parametrów rozkładu wyników.

Uzyskane wyniki wskazują na szereg ciekawych wniosków, m.in., że przy przyjętych założeniach klasyczne fundusze akcji nie miały możliwości uzyskania dodatniego wyniku w badanym okresie, podczas gdy było to jak najbardziej możliwe w przypadku funduszy Hedge stosujących bardziej elastyczną politykę inwestycyjną.

## **INFLUENCE OF PERMISSIBLE EXPOSURE ON A FUND'S PERFORMANCE DURING FALLS ON STOCK EXCHANGES**

### **SUMMARY**

The exposure range of a fund depends in its strategy and legal restrictions. It is narrower in case of classical mutual funds and much wider in case of Hedge Funds using Long/Short strategy. The paper presents simulation of a fund's performance as a result of its permissible exposure. The period between April 1<sup>st</sup>, 2007 and March 31<sup>st</sup>, 2008 was chosen, when the WIG20 index fell more than 15%. The research did not concern real funds active on the Polish market but it had on purpose the theoretical analysis of the problem. The simulations were carried out for hypothetical funds using a simplified decision model without entering into implementation details of taking assumed positions.

The paper presents methodology and simulation results for a few cases of a fund's exposure. There are also given analytical methods of determining main distribution parameters.

Presented results indicate that classic mutual funds (using the described simplified decision model) were not able to achieve positive results in the chosen period on the contrary to Hedge Funds using more flexible exposure strategies.

*Translated by K. Kontek*

*Mgr inż. Krzysztof Kontek*

Prezes Artal Investments sp. z o.o.

Partner i Zarządzający funduszu typu Hedge – VCP Artal Oak Fund

Członek Rady Nadzorczej giełdowej spółki Simple S.A.

kontek@acnet.com.pl



---

## STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 10

KAROLINA KOZIOROWSKA  
KRZYSZTOF OGRODNIK

### MINIMALIZACJA WARUNKOWEJ WARTOŚCI ZAGROŻONEJ\*

#### Wstęp

Przez ostatnie dwadzieścia lat zarządzanie ryzykiem stało się jednym z głównych zadań każdej instytucji finansowej. Znaczący wpływ na wzrost zainteresowania różnorodnymi metodami zarządzania ryzykiem miały między innymi głośne katastrofy finansowe lat dziewięćdziesiątych. Zaliczyć do nich trzeba upadek przedsiębiorstwa Metallgesellschaft w 1993 r., hrabstwa Orange i Banku Baringsa w 1995 r.

Zarządzanie ryzykiem należy do priorytetowych zadań instytucji finansowych. Jednakże skuteczne jego stosowanie nie byłoby możliwe bez osiągnięć teoretycznych w tej dziedzinie. Jednym z najważniejszych był, bez wątpienia, opublikowany w 1952 r. przez Harry'ego Markowitza artykuł stanowiący podstawę teorii portfelowej, gdzie ryzyko było mierzone przy użyciu odchylenia standardowego. Kolejnym, o ogromnym znaczeniu, był opublikowany w 1973 r. model wyceny opcji Blacka, Scholesa i Mertona.

Ważną koncepcją pomiaru ryzyka rynkowego w bankach jest system oparty na wartości zagrożonej (VaR). Rozwiązanie to wprowadził w październiku 1994 r. bank J.P. Morgan w opracowanym przez siebie systemie RiskMetrics™. Warto wspomnieć, że ten sam bank w 1997 r. zaoferował system CreditMetrics, służący pomiarowi ryzyka kredytowego.

Najważniejszym celem zarządzania ryzykiem finansowym, jest ustalenie pewnej kwoty kapitału, potrzebnej do zabezpieczenia w razie nieoczekiwanych,

---

\* Praca częściowo finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2010 w ramach projektu NN 111 1256 33

przyszłych strat, co wpływa na poprawę wyników finansowych firmy. Ryzyko należy ograniczać i zabezpieczać się jak najlepiej przed jego potencjalnymi negatywnymi skutkami. Zarządzanie dotyczy rozpoznawania rodzaju ryzyka, z jakim firma może mieć do czynienia, jego pomiaru i kontroli. Do korzyści płynących z zarządzania ryzykiem zalicza się zwiększenie możliwości pozyskiwania kapitału oraz zapewnienie stabilności środków przeznaczonych na inwestycje strategiczne firmy.

Do miar ryzyka można zaliczyć między innymi wariancję, wartość zagrożoną i warunkową wartość zagrożoną (*Conditional Value at Risk*)<sup>1</sup>. Wpływ na rozwój metody pomiaru ryzyka opartej na obliczaniu wariancji, miał wzrost zainteresowania teorią portfelową. Warunkowa wartość zagrożona (CVaR), zaproponowana przez Rockafellara i Uryaseva (2000) jest stosunkowo nową metodą.

W poniższym artykule opisano i porównano różne metody mierzenia ryzyka rynkowego i wyznaczania portfela optymalnego, minimalizującego wariancję i warunkową wartość zagrożoną. Szczegółowy opis metody minimalizacji warunkowej wartości zagrożonej znajduje się w artykule Rockafellara i Uryaseva (2000). Porównano również granice efektywności otrzymane w wyniku minimalizacji warunkowej wartości zagrożonej i wariancji. Podejścia te zweryfikowano na portfelu zbudowanym z indeksów światowych. Międzynarodowa dywersyfikacja jest praktykowana przez inwestorów instytucjonalnych, w celu zmniejszenia ryzyka portfela. Do portfela wybrano następujące indeksy: francuski CAC 40, brytyjski FTSE 250, japoński NIKKEI 225 oraz amerykańskie NASDAQ 100 i S&P 500. Wyniki badania pokazują, że minimalizacja warunkowej wartości zagrożonej może być dobrym kryterium wyznaczania portfela.

#### **Wartość zagrożona. Teoria portfela**

Wartość zagrożona jest prawdopodobnie jedną z najczęściej stosowanych, przez instytucje finansowe, miar ryzyka. Po raz pierwszy wprowadzona została pod koniec lat 80-tych przez kilka międzynarodowych instytucji finansowych. Wzrost popularności wartości zagrożonej obserwuje się od października 1994 r., kiedy to J.P. Morgan stworzył system RiskMetrics<sup>TM</sup>. Wartość zagrożona zaczęła być również popularna wśród inwestorów instytucjonalnych i firm.

---

<sup>1</sup> Nazywana również *Expected Shortfall*

Metoda ta wzbudziła również zainteresowanie instytucji nadzorczych. W 1996 r. Bazylejski Komitet Nadzoru Bankowego uchwalił poprawkę do standardów wymogów kapitałowych ze względu na ponoszone ryzyko rynkowe. W Stanach Zjednoczonych Federalny Bank Rezerw uchwalił standardy kapitałowe związane z ryzykiem rynkowym, które wzorowały się na poprawce Komisji Bazylejskiej. W obu uchwałach opisano zasady kalkulacji wartości zagrożonej, którymi miały posługiwać się banki.

Wartość zagrożona pozwala określić wielkość kapitału zapasowego. Zaleca się, aby każda instytucja finansowa odkładała pewien kapitał, aby pokryć ewentualne straty.

Wartość zagrożona portfela na poziomie ufności  $\alpha$ , zdefiniowana jest jako najmniejsza liczba  $l$ , taka, że prawdopodobieństwo, iż strata  $L$  przekroczy  $l$ , jest niewiększe niż  $(1 - \alpha)$ . Zatem można zdefiniować ją jako:

$$\text{VaR}_\alpha = \inf\{l \in \mathbb{R} : P(L > l) \leq 1 - \alpha\}.$$

Teoria Markowitza miała ogromny wpływ na wzrost popularności pomiaru ryzyka metodą opartą na obliczaniu wariancji. Markowitz zauważył, że przy odpowiednim doborze składników portfela oraz poprzez sterowanie wielkością udziałów można uzyskać portfele, które przy założonym zysku dają różne poziomy ryzyka. Ograniczanie ryzyka jest możliwe poprzez dywersyfikację. Z teorii Markowitza wynika, że może istnieć duża ilość portfeli papierów wartościowych o założonej stopie dochodu, ale tylko jeden z nich charakteryzuje się minimalnym ryzykiem.

Dzięki temu, można wyznaczyć zbiór efektywnych portfeli inwestycyjnych. Model wyboru portfela zaproponowany przez Markowitza pomimo swej atrakcyjności, związanej z możliwością minimalizowania ryzyka przy niezmiennym poziomie stopy zwrotu, posiada kilka wad. Wykorzystanie danych z przeszłości, może okazać się nieadekwatne dla przyszłości. Po drugie metoda ta jest bardzo wrażliwa na niewielkie nawet zmiany wyboru okresu, z którego pochodzą dane historyczne do analiz. Wystarczy przesunąć okres analizowanych danych historycznych o kilka dni i można uzyskać diametralnie inny skład portfela.

### Warunkowa wartość zagrożona

Niech  $f(\mathbf{x}, \mathbf{y})$  będzie funkcją straty, gdzie  $\mathbf{x}$  jest wektorem decyzji wybranym z pewnego podzbioru  $X \subset R^n$ , a wektor losowy  $\mathbf{y} \in R^m$  jest wektorem zmiennych losowych, których dystrybuanta określa rozkład funkcji straty. Wektor  $\mathbf{x}$  można interpretować jako reprezentację portfela. Wektor  $\mathbf{y}$  opisuje niepewność, czyli zmienność rynku, która ma wpływ na stratę.

Przez  $p(\mathbf{y})$  oznaczono funkcję gęstości wektora  $\mathbf{y}$ . Prawdopodobieństwo, że funkcja straty  $f(\mathbf{x}, \mathbf{y})$  nie osiągnie progu (wielkości)  $\alpha$  określone jest wzorem:

$$\Psi(\mathbf{x}, \alpha) = \int_{f(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \leq \alpha} p(\mathbf{y}) d\mathbf{y}. \quad (1)$$

Zatem  $\Psi$  jest dystrybuantą funkcji straty. Można ją wykorzystać do zdefiniowania VaR i CVaR.

Ogólnie mówiąc,  $\Psi(\mathbf{x}, \alpha)$  jest niemalejąca ze względu na  $\alpha$  i jest prawostronnie ciągła ze względu na  $\mathbf{x}$ , ale niekoniecznie lewostronnie ciągła, ze względu na możliwe skoki. Jednak zakłada się, że  $\Psi(\mathbf{x}, \alpha)$  jest wszędzie ciągła w odniesieniu do  $\alpha$ .

Wartość zagrożoną VaR dla losowej funkcji straty  $f(\mathbf{x}, \mathbf{y})$  i danego poziomu ufności  $\beta$  z przedziału  $(0, 1)$  definiuje się następująco:

$$\alpha_\beta(\mathbf{x}) = \min\{\alpha \in R : \Psi(\mathbf{x}, \alpha) \geq \beta\}. \quad (2)$$

Warunkową wartość zagrożoną CVaR dla funkcji straty  $f(\mathbf{x}, \mathbf{y})$  i danego poziomu ufności  $\beta$  z przedziału  $(0, 1)$  określa się następującym wzorem:

$$\Phi_\beta(\mathbf{x}) = (1 - \beta)^{-1} \int_{f(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \geq \alpha_\beta(\mathbf{x})} f(\mathbf{x}, \mathbf{y}) p(\mathbf{y}) d\mathbf{y}. \quad (3)$$

Pojawia się tutaj trudność w oszacowaniu warunkowej wartości zagrożonej. Dopóki nie obliczono VaR, nie można wyznaczyć CVaR (definicja warunkowej wartości zagrożonej zawiera  $\alpha_\beta(\mathbf{x})$ ).

Zaproponowane przez Rockafellara i Uryaseva podejście jest oparte na funkcji:

$$F_\beta(\mathbf{x}, \alpha) = \alpha + (1 - \beta)^{-1} \int_{f(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \geq \alpha} (f(\mathbf{x}, \mathbf{y}) - \alpha) p(\mathbf{y}) d\mathbf{y}, \quad (4)$$

która pozwala na pokonanie tej trudności.

Kolejne zaproponowane przez nich uproszczenie polega na aproksymacji wartości funkcji  $F_\beta(\mathbf{x}, \alpha)$  otrzymanej za pomocą losowania z rozkładu zmiennej

y, zgodnie z jego gęstością  $p(\mathbf{y})$ . Odpowiednia aproksymacja funkcji  $F_\beta(\mathbf{x}, \alpha)$ , dla funkcji straty  $f(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = -\mathbf{x}^T \mathbf{y}$ , wynosi:

$$\tilde{F}_\beta(\mathbf{x}, \alpha) = \alpha + \frac{1}{q(1-\beta)} \sum_{k=1}^q [-\mathbf{x}^T \mathbf{y}_k - \alpha]^+, \quad (5)$$

gdzie  $q$  – wielkość próby oraz  $[t]^+ = \begin{cases} t & \text{dla } t > 0 \\ 0 & \text{dla } t \leq 0 \end{cases}$ .

Wspomniani Autorzy udowodnili następujące własności:

- $F_\beta(\mathbf{x}, \alpha)$  jest wypukła ze względu na zmienną  $\alpha$ ,
- Wartość zagrożona jest minimalnym punktem  $F_\beta(\mathbf{x}, \alpha)$  po zmiennej  $\alpha$ ,
- Minimalizując  $F_\beta(\mathbf{x}, \alpha)$ , ze względu na  $\alpha$  i dla ustalonego  $\mathbf{x}$  otrzymujemy warunkową wartość zagrożoną:

$$\Phi_\beta(\mathbf{x}) = F_\beta(\mathbf{x}, \alpha_\beta(\mathbf{x})) = \min_{\alpha \in \mathbb{R}} F_\beta(\mathbf{x}, \alpha). \quad (6)$$

- Minimalizacja  $\Phi_\beta(\mathbf{x})$  ze względu na  $\mathbf{x}$ , jest równoważna minimalizacji  $F_\beta(\mathbf{x}, \alpha)$  po  $(\mathbf{x}, \alpha) \in X \times \mathbb{R}$ :

$$\min_{\mathbf{x} \in X} \Phi_\beta(\mathbf{x}) = \min_{(\mathbf{x}, \alpha) \in X \times \mathbb{R}} F_\beta(\mathbf{x}, \alpha). \quad (7)$$

- Ponadto  $F_\beta(\mathbf{x}, \alpha)$  jest wypukła po  $(\mathbf{x}, \alpha)$  i  $\Phi_\beta(\mathbf{x})$  jest wypukła ze względu na  $\mathbf{x}$ , jeżeli  $f(\mathbf{x}, \mathbf{y})$  jest wypukła ze względu na  $\mathbf{x}$ .

Dowód powyższych własności można znaleźć w artykule Rockafellara i Uryaseva (2000).

### Optymalizacja portfela

Niech wektor decyzji  $\mathbf{x}$  reprezentuje portfel instrumentów finansowych, w tym sensie, że  $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^T$ , gdzie  $x_j$  jest udziałem  $j$ -tego instrumentu w portfelu:

$$x_j \geq 0 \text{ dla } j=1, 2, \dots, n \text{ oraz } \sum_{j=1}^n x_j = 1. \quad (8)$$

Oznaczając przez  $y_j$  stopę zwrotu z  $j$ -tego instrumentu, otrzymuje się losowy wektor  $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)$ . Rozkład wektora  $\mathbf{y}$  jest opisany za pomocą gęstości  $p(\mathbf{y})$ .

Stopa zwrotu z portfela  $\mathbf{x}$  jest sumą indywidualnych stóp zwrotu poszczególnych instrumentów pomnożonych przez  $x_j$  (proporcjonalny udział instrumentów w portfelu).

Stratę oznaczono przez:

$$f(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = -(\mathbf{x}_1 y_1 + \dots + \mathbf{x}_n y_n) = -\mathbf{x}^T \mathbf{y}. \quad (9)$$

W tym podejściu, metodologia minimalizacji warunkowej wartości zagrożonej jest porównywalna do minimalizacji wariancji. Stąd stratę otrzymano w wielkościach procentowych, a nie tak jak zazwyczaj w wartościach pieniężnych.

Dana jest funkcja:

$$F_\beta(\mathbf{x}, \alpha) = \alpha + (1 - \beta)^{-1} \int_{\mathbf{y} \in \mathbb{R}^n} [-\mathbf{x}^T \mathbf{y} - \alpha]^+ p(\mathbf{y}) d\mathbf{y}, \quad (10)$$

gdzie: 
$$[t]^+ = \begin{cases} t & \text{dla } t > 0 \\ 0 & \text{dla } t \leq 0 \end{cases}.$$

Bardzo ważne jest, że funkcja  $F_\beta(\mathbf{x}, \alpha)$  jest wypukła ze względu na  $\mathbf{x}$  i  $\alpha$ .

Często jest to funkcja różniczkowalna ze względu na te zmienne.

Przez  $\mu(\mathbf{x})$  i  $\sigma(\mathbf{x})$  oznaczono wartość oczekiwaną i wariancję funkcji straty powiązanej z portfelem  $\mathbf{x}$ , przy założeniu, że  $\mathbf{m}$  jest wartością oczekiwaną, a  $\mathbf{V}$  wariancją wektora  $\mathbf{y}$ . Zatem:

$$\mu(\mathbf{x}) = -\mathbf{x}^T \mathbf{m} \text{ i } \sigma^2(\mathbf{x}) = \mathbf{x}^T \mathbf{V} \mathbf{x}. \quad (11)$$

Następnie rozważono aproksymację wartości funkcji  $F_\beta(\mathbf{x}, \alpha)$  otrzymanej za pomocą losowania z rozkładu zmiennej  $\mathbf{y}$ , zgodnie z jego gęstością  $p(\mathbf{y})$ , to jest  $\tilde{F}_\beta(\mathbf{x}, \alpha)$ .

$$\tilde{F}_\beta(\mathbf{x}, \alpha) = \alpha + \frac{1}{q(1 - \beta)} \sum_{k=1}^q [-\mathbf{x}^T \mathbf{y}_k - \alpha]^+. \quad (12)$$

Minimalizując tak określoną funkcję, otrzymano rozwiązanie następującego problemu:

$$\min \Phi_\beta(\mathbf{x}) \text{ dla } \mathbf{x} \in X. \quad (13)$$

Podobnym problemem jest znalezienie portfela, o minimalnej wartości zagrożonej (Mausser, Rosen 1999), to jest stanowiącego rozwiązanie następującego problemu:

$$\min \alpha_\beta(\mathbf{x}) \text{ dla } \mathbf{x} \in X. \quad (14)$$

Ponieważ  $\Phi_\beta(\mathbf{x}) \geq \alpha_\beta(\mathbf{x})$ , zatem wyznaczenie portfela minimalizującego warunkową wartość zagrożoną jest postępowaniem korzystnym, także z punktu widzenia minimalizacji wartości zagrożonej. W odniesieniu do równości (7), technika minimalizacji  $F_\beta(\mathbf{x}, \alpha)$  pozwala otrzymać wartość zagrożoną portfela optymalnego  $\mathbf{x}^*$ , który minimalizuje warunkową wartość zagrożoną.



Ponadto przydatne jest porównywanie rozwiązania problemu (13) z otrzymanym za pomocą bardzo popularnej metody minimalizacji wariancji:

$$\min \sigma^2(\mathbf{x}) \text{ dla } \mathbf{x} \in X, \quad (15)$$

zaproponowanej przez Markowitza.

### Wyniki empiryczne

Celem niniejszej pracy jest porównanie alternatywnych metod konstrukcji portfela optymalnego, otrzymanego za pomocą minimalizacji warunkowej wartości zagrożonej i minimalizacji wariancji. W ten sposób próbowano skonfrontować nowe podejście wyznaczenia portfela optymalnego z klasyczną metodą jego konstrukcji. W skład badanego portfela wchodzi pięć indeksów światowych, notowanych na różnych giełdach. Należą do nich: francuski CAC 40, brytyjski FTSE 250, japoński NIKKEI 225 oraz amerykańskie NASDAQ 100 i S&P 500.

W Tabeli 1 umieszczone są statystyki opisowe rozważanych stóp zwrotów z indeksów, które obliczono w następujący sposób:

$$r_t = 100(\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})),$$

gdzie  $P_t$  jest wartością indeksu w chwili  $t$ .

Notowania indeksów pochodzą z okresu od 02.01.2006 r. do 29.12.2006 r, zatem wykorzystano 255 notowań.

W rozważanym portfelu stopy zwrotu CAC 40, FTSE 250 i NIKKEI 225 charakteryzują się lewostronną skośnością, a indeksy amerykańskie prawostronną skośnością. Kurtoza dla badanych stóp zwrotu jest większa od 3, zatem ich rozkłady nie są rozkładami normalnymi.

Tabela 1. Statystyki opisowe rozważanych stóp zwrotu.

|                        | CAC 40  | FTSE 250 | NIKKEI 225 | NASDAQ 100 | S&P 500 |
|------------------------|---------|----------|------------|------------|---------|
| Min                    | -3,2270 | -4,0402  | -4,2304    | -3,1439    | -1,8496 |
| Max                    | 2,4228  | 4,4928   | 3,5220     | 3,0292     | 2,1336  |
| Średnia                | 0,0580  | 0,0893   | 0,0201     | 0,0175     | 0,0435  |
| Odchylenie standardowe | 0,9252  | 0,9560   | 1,2265     | 0,9736     | 0,6179  |
| Skośność               | -0,4256 | -0,3420  | -0,1545    | 0,0620     | 0,0799  |
| Kurtoza                | 3,9742  | 8,1016   | 3,5892     | 3,6375     | 4,3419  |

Źródło: opracowanie własne.

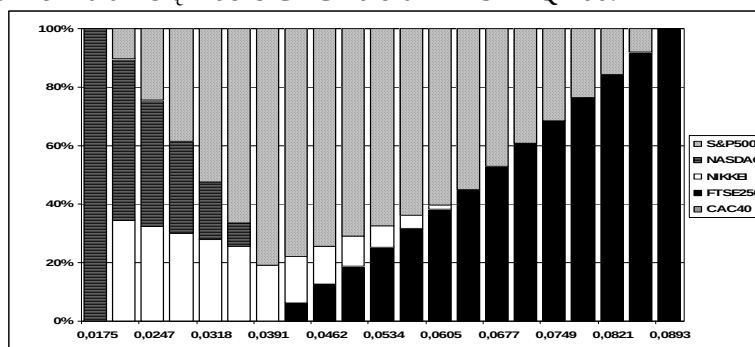
W artykule tym przedstawiono porównanie struktury portfela optymalnego otrzymanego w wyniku minimalizacji wariancji i warunkowej wartości zagrożonej. Po pierwsze rozwiązano problem (13), przy różnych poziomach założonej stopy zwrotu<sup>2</sup>  $R$ :

$$\mu(x) = R. \quad (16)$$

W ten sposób otrzymano skład portfela optymalnego, przy różnych oczekiwanych stopach zwrotu z portfela.

Rys. 1 i 2 przedstawiają skład portfela optymalnego  $\mathbf{X}^*$  uzyskanego w wyniku minimalizacji wariancji i minimalizacji warunkowej wartości zagrożonej, dla poziomu ufności<sup>3</sup>  $\beta = 0,95$ . Główny udział w portfelu ma indeks S&P500. W portfelu udział indeksu CAC 40 jest równy zero.

Procentowy udział indeksu S&P500 wynosi 77,52%, NIKKEI 225 21,33%, zaś indeksu FTSE 250 to zaledwie 1,15%. Przy stopie zwrotu  $R = 0,03904$  w portfelu nie znalazł się indeks CAC 40 oraz NASDAQ 100.



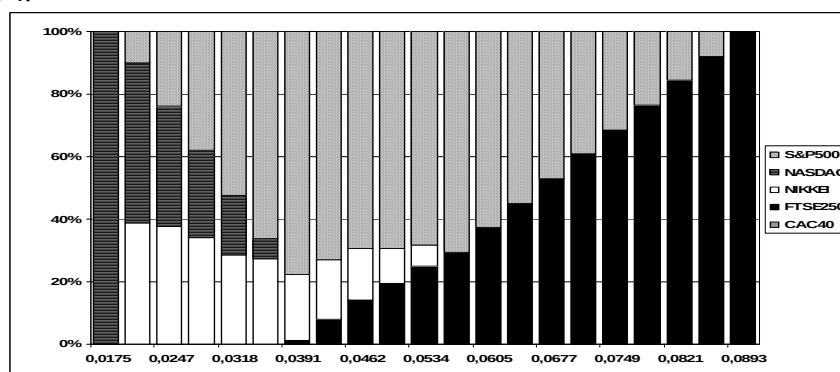
Rys. 1. Skład portfela optymalnego otrzymanego w wyniku minimalizacji wariancji.  
Źródło: opracowanie własne.

Na rys. 3 porównano granice efektywności w przypadku stosowania jako kryterium optymalizacji warunkowej wartości zagrożonej przy różnych poziomach ufności  $\beta$ . Jak łatwo zauważyć, wraz ze wzrostem poziomu ufności wzrasta warunkowa wartość zagrożona, dla każdego poziomu wartości  $R$ .

<sup>2</sup> Wartości  $R$  były ustalone co 5 p.p., od wartości minimalnej do maksymalnej średniej stopy zwrotu indeksów.

<sup>3</sup> Badania zostały przeprowadzone dla poziomów ufności  $\beta$  od 55% do 90% co 5 p.p. oraz dla poziomu ufności 99%.

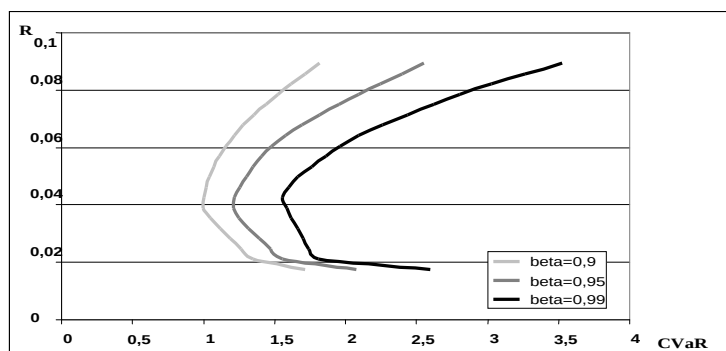
Jak widać z powyższego rysunku, zależność stopa zwrotu z portfela – CVaR jest stabilna<sup>4</sup>, przy różnych poziomach ufności. Niestety podobnej stabilizacji, nie można uzyskać dla wartości zagrożonej. Zaobserwować to można na rys. 4.



Rys. 2. Skład portfela optymalnego otrzymanego w wyniku minimalizacji CVaR.

Źródło: opracowanie własne.

Przedstawiona zależność może być spowodowana występowaniem „grubych ogonów” w rozkładach stóp zwrotu z portfela, bowiem w takiej sytuacji minimalizacja warunkowej wartości zagrożonej, w miarę obniżania poziomu ufności nie musi prowadzić do wyboru portfela o minimalnej wartości zagrożonej.



Rys. 3. Granice efektywności portfeli minimalizujących CVaR, gdzie  $\beta$  - poziom ufności.

Źródło: opracowanie własne.

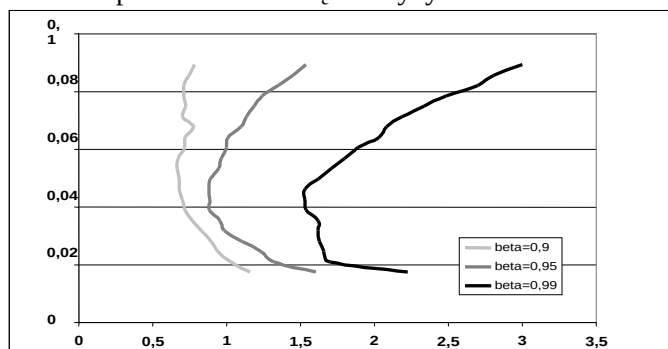
<sup>4</sup> Przez stabilność wspomnianej zależności rozumie się obserwowany fakt, że kształt krzywej obrazującej zależność stopa zwrotu – CVaR, nie zmienia się przy różnych poziomach ufności  $\beta$ .

### Podsumowanie

Wartość zagrożona (VaR) jest miarą ryzyka powszechnie używaną przez instytucje finansowe. Możliwe są jednak inne podejścia do problemu monitorowania ryzyka inwestycji finansowych.

W poniższym artykule opisano i porównano metody mierzenia ryzyka rynkowego i wyznaczania portfela optymalnego minimalizującego wariancję i warunkową wartość zagrożoną. Porównano również granicę efektywności otrzymaną w wyniku minimalizacji warunkowej wartości zagrożonej z zależnością stopa zwrotu – VaR. Podejścia te zweryfikowano na przykładzie portfela zbudowanego z indeksów światowych.

Minimalizacja CVaR, jest dobrą propozycją konstrukcji portfela. Wynika to z faktu, że zależność stopa zwrotu z portfela – CVaR jest stabilna, przy różnych poziomach ufności. Na niekorzyść tego sposobu konstrukcji portfela przemawia fakt, że portfel o minimalnej wartości CVaR nie zawsze charakteryzują się najmniejszymi wartościami VaR. Szczególnie jest to widoczne przy niskich, założonych poziomach ufności. Ponadto obraz ryzyka, jaki pokazuje warunkowa wartość zagrożona, jest zgodny z obecną w finansach zasadą, że za dodatkowy zysk trzeba ponosić coraz większe ryzyko.



Rys. 4. Zależność stopa zwrotu – VaR portfeli otrzymanych z minimalizacji CVaR.

Źródło: opracowanie własne.

W badaniu okazało się również, że minimalizacja warunkowej wartości zagrożonej, może prowadzić do podobnych rezultatów jak minimalizacja wariancji w tym sensie, że składy portfeli optymalnych nie różnią się znacząco.

## Literatura

1. Markowitz H. M., *Portfolio selection*, Journal of Finance, Vol. 7, No 1, 1952, p.77 – 91.
2. Mausser H., Rosen D., *Efficient risk/return frontiers for credit risk*, Algo Research Quarterly 2, 1999, p.35 – 47.
3. Pflug G., *Some remarks on the Value-at-Risk and the conditional Value-at-Risk*. Kluwer Academic Publishers, 2000.
4. RiskMetrics™ Technical Document, 1996.
5. Rockafellar R. T., Uryasev S., *Optimization of Conditional Value-at-Risk*, The Journal of Risk, Vol. 2, No. 3, 2000, p.21 – 41.
6. Rockafellar R. T., Uryasev S., *Value-at-Risk for general loss distributions*, Journal of Banking and Finance, 26/7, 2002, p.1443 – 1471.
7. Topaloglou N., Vladimirov H., Zenios S. A., *CVaR Models with Selective Hedging for International Asset Allocation*, Journal of Banking and Finance, 26/7, 2002, p.1535 – 1561.
8. Uryasev S., *Introduction to the theory of probabilistic functions and percentiles (Value-at-Risk)*, Kluwer Academic Publishers, 2000.

## STRESZCZENIE

W artykule tym przedstawiona została metoda mierzenia ryzyka rynkowego za pomocą warunkowej wartości zagrożonej (Conditional Value at Risk, CVaR). Zastosowane metody minimalizacji CVaR i optymalizacji portfela ze względu na CVaR są oparte na propozycjach Rockafellara i Uryaseva. Analizowany portfel składa się z pięciu indeksów: francuskiego CAC40, brytyjskiego FTSE250, japońskiego NIKKEI225 oraz amerykańskich NASDAQ100 i S&P500. Zbudowano dwa typy portfeli optymalnych: otrzymane za pomocą minimalizacji wariancji oraz minimalizacji CVaR i porównano otrzymane wyniki. Rezultat obliczeń pokazuje, że CVaR może być użytecznym narzędziem do monitorowania ryzyka rynkowego.

## MINIMIZATION OF CONDITIONAL VALUE AT RISK

## SUMMARY

In this paper we describe a method of measuring the market risk by means of Conditional Value at Risk (CVaR). The applied approach for minimization of CVaR and

optimization of portfolio with respect of CVaR are based on results of Rockafellar and Uryasev. This approach is verified in the case of selected instruments from international stock exchanges. Our portfolio consists of positions in stock indices: CAC40, FTSE250, NIKKEI225, NASDAQ100 and S&P500. We construct two types of the optimal portfolio: with the minimum variance approach and by minimizing CVaR and compare the. Our results show that CVaR can be a useful tool to monitoring the market risk of a portfolio.

*Translated by K. Koziorowska*

*Mgr Karolina Kosiorowska*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
karolcia82@echostar.pl

*Mgr Krzysztof Ogrodnik*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
krzysztof.ogrodnik@ae.poznan.pl



DOMINIK KRĘŻOLEK

## OCENA RYZYKA INWESTYCJI PORTFELOWYCH – MIARA OMEGA<sup>1</sup>

### Wprowadzenie

Inwestowanie związane jest z pojęciem niepewności, niewiedzy dotyczącej rzeczywistości oraz tego, jaki wpływ będzie ona miała na wartość podjętej inwestycji w przyszłości. Wynika stąd, iż kluczową rolę w procesie inwestowania odgrywa ryzyko. Ciekawym wydaje się zestawienie, w ujęciu potocznym, tych dwóch terminów: inwestycja najczęściej rozumiana jest w kategoriach przyszłych korzyści, natomiast potoczne znaczenie ryzyka kojarzone jest ze stratą. Widać zatem pewien paradoks w definiowaniu tych dwóch pojęć. Niemniej jednak w aspekcie teorii finansów są one ściśle powiązane.

Inwestycje finansowe oraz działania inwestorów oparte są o dwie podstawowe charakterystyki: oczekiwany dochód oraz ryzyko. W ujęciu statystycznym pierwsza z nich reprezentowana jest przez wartość oczekiwaną, natomiast druga – przez wariancję (odchylenie standardowe) stopy zwrotu (pojedynczego waloru lub portfela). Jest to ujęcie klasyczne w teorii portfela papierów wartościowych. Odchylenie standardowe posiada jednoznaczną interpretację, która ma swoje odzwierciedlenie w finansach, definiując ryzyko zarówno w aspekcie pozytywnym (zrealizowana stopa zwrotu jest wyższa od jej wartości oczekiwanej) jak i negatywnym (zrealizowana stopa zwrotu jest niższa od jej wartości oczekiwanej)<sup>2</sup>. Tak więc tym wyższe jest ryzyko inwestycji, im większe są różnice pomiędzy zrealizowaną a oczekiwaną stopą zwrotu. W praktycznych zastosowaniach szacowanie poziomu ryzyka implikowane jest znajomością empi-

<sup>1</sup> Praca napisana w ramach grantu naukowego o numerze KBN: N111 003 32/0262

<sup>2</sup> Jajuga K., Kuziak K., Markowski P., *Rynek kapitałowy. Inwestycje finansowe*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 1997, s. 226.

rycznych rozkładów stóp zwrotu. Z reguły postaci analityczne tych rozkładów nie są znane, a w celu ich uzyskania wykorzystuje się dane historyczne.

Przedstawiona powyżej koncepcja inwestycji zaliczana jest do klasycznych i posiada odzwierciedlenie w teorii Markowitza. Niemniej jednak wadą tego podejścia jest założenie normalności oraz uwzględnianie tylko dwóch pierwszych momentów rozkładu stóp zwrotu (tym samym, funkcja użyteczności inwestora jest parabolą). W rzeczywistości rynków finansowych założenie rozkładu gaussowskiego nie jest jednak spełnione. Wysoka częstotliwość danych, zjawisko heteroskedastyczności wariancji, autokorelacja czy grube ogony empirycznych rozkładów odrzucają stosowalność klasycznych miar ryzyka. Cechy te mają szczególne znaczenie w przypadku analizy zmienności w ogonach rozkładów, odpowiadających występowaniu obserwacji ekstremalnych (np. kwantylowe miary ryzyka).

Jedną z najpowszechniejszych miar kwantylowych jest poziom bezpieczeństwa oraz jego uogólnienie, czyli wartość zagrożona VaR. Value-at-Risk odpowiada na pytanie, jaka jest maksymalna strata, którą może ponieść z określonym prawdopodobieństwem instytucja/inwestor, z inwestycji o określonej wartości w ciągu określonego czasu. Miara ta skoncentrowana jest na ogonie rozkładu, zatem ważną rolę odgrywa dopasowanie odpowiedniej funkcji gęstości do danych empirycznych, która będzie najlepiej odzwierciedlała rzeczywisty rozkład wartości. VaR, jako wartość progowa, określa zatem dwa obszary realizacji potencjalnych strategii inwestycyjnych: obszar zysku oraz straty. W prezentowanej pracy przedstawiono odmienne podejście do analizy ryzyka inwestycyjnego. Zaprezentowano miarę Omega, opartą na analizie dystrybuant stóp zwrotu, a cechującą się zarazem bardzo atrakcyjnymi własnościami, zarówno z punktu widzenia własności matematycznych, jak i interpretacji finansowych.

### **Miara Omega**

Miara ryzyka Omega została zaproponowana jako alternatywa dla miar klasycznych, opartych o rozkład normalny. W teorii portfela odpowiada odmiennemu podejściu wobec koncepcji „wartość oczekiwana – wariancja”, zaproponowanej przez Markowitza. Omega bierze pod uwagę cały rozkład stopy zwrotu, nie nakładając żadnych parametrycznych ograniczeń na funkcje gęstości. Zaliczana jest do miar kwantylowych, gdyż zakłada występowanie pewnego punktu progowego, dzielącego zbiór realizacji strategii inwestycyjnej na obszar



zysku oraz obszar straty. Cechą charakterystyczną tej miary jest to, iż nie zakłada ona konkretnego kształtu krzywej gęstości empirycznego rozkładu<sup>3</sup>. Wykorzystuje ona informacje zawarte w danych historycznych, zrealizowanych w określonym przedziale czasowym.

Z matematycznego punktu widzenia Omega zdefiniowana jest jak poniżej<sup>4</sup>:

$$\text{Omega}(X) = \frac{\int_a^b [1 - F(x)] dx}{\int_a^p F(x) dx}, \quad (1)$$

gdzie  $X$  jest zmienną losową określoną na przedziale  $[a; b]$ ,  $F(x)$  jest funkcją dystrybucyjną tej zmiennej, natomiast  $p$  jest przyjętym punktem progowym, spełniającym założenie  $a \leq p \leq b$ . Jak wynika z powyższego wzoru Omega jest ilorazem zysków do strat, względem pewnego punktu progowego, ważonym odpowiednim prawdopodobieństwem.

Miara Omega stanowi alternatywę wobec klasycznego podejścia do analizy dochodowości i ryzyka inwestycji (opartego na wartości oczekiwanej i wariancji stóp zwrotu). Te dwie charakterystyki inwestycji nie uwzględniają jednak wszystkich możliwych determinant poziomu stóp zwrotu poza przypadkiem rozkładu normalnego. Ze statystycznego punktu widzenia Omega posiada przewagę nad miernikami opartymi o model Markowitza, gdyż uwzględnia wszelkie momenty analizowanego szeregu stóp zwrotu, a co za tym idzie, może być wykorzystywana do oceny efektywności inwestycji w przypadku rozkładów innych niż gaussowski (tj. asymetrycznych, bimodalnych czy gruboogonowych)<sup>5</sup>. Jeżeli wyższe momenty rozkładu stóp zwrotu są statystycznie nieistotne, Omega zbieżna jest, w sensie interpretacji, z miarami klasycznymi. Natomiast w przypadku statystycznie istotnych wartości tych momentów, interpretacja może doprowadzić do odmiennej alokacji aktywów. Dodatkowo, może być wykorzystywana do rangowania portfeli inwestycyjnych bez konieczności identyfikacji funkcji użyteczności inwestora<sup>6</sup>.

---

<sup>3</sup> Keating C., Shadwick W.F., *A Universal Performance Measure*, The Finance Development Center, London, May 2002, p.12.

<sup>4</sup> Bertrand P., Prigent J.L., *Omega Performance Measure and Portfolio Insurance*, March 16, 2006, p.3.

<sup>5</sup> Urbani P., *The Omega Risk Measure*, p.1.

<sup>6</sup> Keating C., Shadwick B., *An Introduction to Omega*, The Finance Development Center, AIMA Newsletter, April 2002, p.3.

Stosowalność miary Omega w praktyce implikowana jest pewną regułą decyzyjną – jakie są preferencje inwestora: woli posiadać więcej, czy mniej? Reguła ta zakłada istnienie pewnego punktu progowego. Powyżej tego punktu zrealizowane stopy zwrotu interpretowane są w kategoriach zysku, natomiast realizacje poniżej tego punktu – jako straty. Wynika stąd, iż zdefiniować można dwie wielkości:

- oczekiwany zysk, czyli warunkową wartość oczekiwaną realizacji stopy zwrotu  $r$  ponad punkt progowy  $p$ , tj.  $E(r | r \geq p)$ ,
- oczekiwaną stratę, czyli warunkową wartość oczekiwaną realizacji stopy zwrotu  $r$  poniżej punktu progowego  $p$ , tj.  $E(r | r < p)$ <sup>7</sup>.

Zatem dla dowolnego punktu  $p$ , zawartego w przedziale  $[a; b]$  zdefiniować można funkcję Omega:

$$\text{Omega}(r = p) = \frac{\int_{r=p}^b [1 - F(r)] dr}{\int_a^{r=p} F(r) dr}, \quad (2)$$

dzięki której można porównywać (rangować) inwestycje w pojedyncze aktywa, jak i inwestycje portfelowe. Podobnie jak funkcja dystrybuanty, funkcja Omega jest funkcją stopy zwrotu. Nie są konieczne żadne założenia odnośnie parametrów rozkładu, czy inne ograniczenia co do postaci dystrybuanty. Jedynym założeniem jest zbieżność całek występujących we wzorze (2)<sup>8</sup> [9, p.12]. Zysk albo strata z inwestycji, dla ustalonego punktu progowego  $p$  może być zdefiniowana następująco:

- zysk:  $z = E[r | r \geq p] - p$ ,
- strata  $s = p - E[r | r < p]$ .

Aby możliwym było porównanie potencjalnych zysków wobec potencjalnych strat, należy przyporządkować im odpowiednie prawdopodobieństwa. Jeżeli  $F(r)$  jest dystrybuantą stopy zwrotu  $r$ , wtedy prawdopodobieństwo realizacji tej stopy poniżej punktu progowego  $p$ , odpowiadające stracie z inwestycji, wynosi  $P(r < p) = F(p)$ . Natomiast w przypadku, gdy rozważany jest zysk, prawdopodobieństwo realizacji stopy zwrotu powyżej punktu progo-

<sup>7</sup> Keating C., Shadwick W.F. *A Universal...*, op. cit., p.8

<sup>8</sup> Ibidem., p.12

wego określone jest jako  $P(r \geq p) = 1 - P(r < p) = 1 - F(p)$ . Zatem dokonując odpowiedniego skalowania, otrzymano miernik:

$$M_{\Omega} = \frac{z[1 - F(p)]}{sF(p)}, \quad (3)$$

który mierzy i umożliwia porównanie jakości/efektywności inwestycji<sup>9</sup>.

Omega zaprezentowana wzorami (1)-(2) odnosi się do przypadku, gdy rozważana zmienna losowa (stopa zwrotu) jest typu ciągłego. W przypadku dyskretnym miara ta definiowana jest następująco:

$$\Omega(r = p) = \frac{\sum_a^b \max(0; r_p^u)}{\sum_a^b \max(0; |r_p^l|)}, \quad (4)$$

gdzie  $r_p^u$ ,  $r_p^l$  oznaczają odpowiednio realizację stopy zwrotu powyżej i poniżej założonego punktu progowego  $p$ <sup>10</sup>. Funkcja określona wzorem (2) jest monotonicznie malejąca w przedziale określoności  $[a; b]$ , spełniając warunki:

$\lim_{r=p \rightarrow a} \Omega(r = p) = +\infty$  oraz  $\lim_{r=p \rightarrow b} \Omega(r = p) = 0$ . Ponadto, wartość

funkcji Omega równa jest jedności dla punktu progowego, reprezentującego wartość oczekiwaną rozkładu analizowanej stopy zwrotu<sup>11</sup>.

#### Analiza empiryczna z wykorzystaniem miary Omega

Zastosowanie funkcji Omega jako miernika oceny efektywności i atrakcyjności inwestycji portfelowych przedstawiono na przykładzie akcji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Okres badawczy obejmuje stopy zwrotu od stycznia 2000 do grudnia 2007. Portfele konstruowano w oparciu o notowania indeksu TECHWIG – wykorzystano akcje spółek sektora nowoczesnych technologii, które w analizowanym okresie notowane były równolegle do notowań indeksu. Za stopę zwrotu wolną od ryzyka przyjęto rentowność 52-tygodniowych bonów skarbowych, emitowanych przez Skarb Państwa, odpowiednio zdyskontowaną. Do oszacowania wrażliwości zmienności stóp zwrotu portfeli w stosunku do całego rynku wykorzystano współczyn-

<sup>9</sup> Ibidem., p.9

<sup>10</sup> Maxam C.L., Nikbakht E., Petrova M., Spieler A.C., *Manager Characteristics and Hedge Fund Performance*, "Journal of Applied Finance", Fall/Winter 2006, p.66.

<sup>11</sup> Kaye P., *Risk Measurement in Insurance. A guide to risk measurement, capital allocation and related decision support issues*, ReMetrics, Benfield, 2005, p.17.

nik beta, gdzie za indeks giełdowy przyjęto WIG20. Cały okres badawczy podzielono na dwa podokresy:

- styczeń 2000 – grudzień 2002 – dobór spółek do portfeli,
- styczeń 2003 – grudzień 2007 – ocena ryzyka dla przyjętej strategii inwestycyjnej.

W pierwszym etapie badania wyrangowano spółki według kryterium maksymalizacji warunkowej wartości oczekiwanej ponad poziom stopy zwrotu wolnej od ryzyka. Na podstawie wyników rankingu utworzono trzy portfele inwestycyjne. Pierwszy składał się z walorów o najniższej warunkowej oczekiwanej stopie zwrotu ponad założony poziom, natomiast ostatni z walorów, dla których warunkowa wartość oczekiwana była najwyższa. Dodatkowo skonstruowano portfel indeksowo-walutowy na bazie TECHWIG, funt szterling [GBP] oraz frank szwajcarski [CHF]. Skład poszczególnych portfeli przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Skład portfeli inwestycyjnych

| Portfel     | Składniki                  | $E[r   r \geq r_F]$ |
|-------------|----------------------------|---------------------|
| Portfel I/W | FUNT SZTERLING [GBP]       | 0,006078            |
|             | FRANK SZWAJCARSKI [CHF]    | 0,006897            |
|             | TECHWIG                    | 0,023184            |
| Portfel 1   | TPSA                       | 0,025421            |
|             | COMARCH                    | 0,026581            |
|             | SYGNITY                    | 0,026866            |
| Portfel 2   | ELZAB                      | 0,028366            |
|             | PROKOM                     | 0,028707            |
|             | ABG                        | 0,029537            |
| Portfel 3   | ASSECOPOL                  | 0,030384            |
|             | MNI                        | 0,035063            |
|             | IGROUP                     | 0,044264            |
| $r_F$       | 52-tygodniowy bon skarbowy | 0,000508            |

Źródło: obliczenia własne

W drugim okresie badania przyjęto strategię inwestycyjną polegającą na minimalizacji współczynnika zmienności portfela przy założeniu określonego poziomu stopy zwrotu. Dodatkowo założono brak możliwości krótkiej sprzedaży oraz występowanie dodatniej premii za ryzyko. Stopa zwrotu wolna od ryzyka wynosiła odpowiednio 0,000209. Podstawowe statystyki portfeli równoważonych i optymalnych przedstawiono w tabeli 2.

Prawie wszystkie zoptymalizowane portfele cechuje niższy poziom ryzyka, ale i niższy poziom dochodu (tabela 2). Tylko Portfel 3 spełnia wszystkie założenia przyjętej strategii. Zoptymalizowany portfel walutowo-indeksowy cechuje się oczekiwanym dochodem na poziomie stopy zwrotu wolnej od ryzyka, jednak w tym przypadku ryzyko inwestycji jest istotne.

Zaprezentowane powyżej wyniki odnoszą się do podejścia klasycznego, gdzie przyjęto założenie iż stopy zwrotu mają rozkład normalny. Tylko w takim przypadku można efektywnie wykorzystywać informacje opisywane za pomocą dwóch pierwszych momentów zmiennej losowej. W przypadku prezentowanych portfeli normalność rozkładu zbadano testem Jarque-Bera oraz Andersona-Darlinga.

Tabela 2. Charakterystyki portfeli

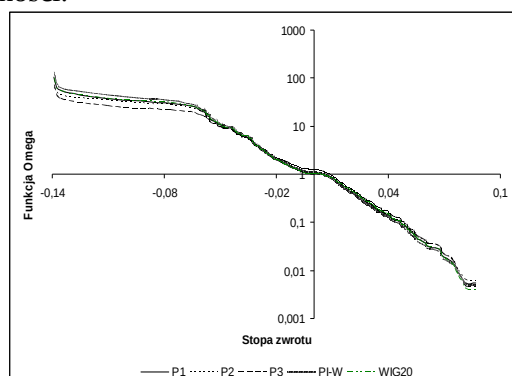
| Portfel     | Portfel równoudziałowy |          |               |
|-------------|------------------------|----------|---------------|
|             | dochód                 | ryzyko   | zmiennosc [%] |
| Portfel 1   | 0,000413               | 0,013770 | 33,361751     |
| Portfel 2   | 0,000479               | 0,016166 | 33,750047     |
| Portfel 3   | 0,001458               | 0,024160 | 16,566353     |
| Portfel I/W | 0,000009               | 0,004213 | 485,448995    |
| Portfel     | Portfel optymalny      |          |               |
|             | dochód                 | ryzyko   | zmiennosc [%] |
| Portfel 1   | 0,000355               | 0,013435 | 37,862628     |
| Portfel 2   | 0,000415               | 0,016032 | 38,635457     |
| Portfel 3   | 0,001514               | 0,019660 | 12,981863     |
| Portfel I/W | 0,000209               | 0,005124 | 24,516365     |

Źródło: obliczenia własne

Oba testy wykazały zbieżność z rozkładem gaussowskim w przypadku wszystkich portfeli za wyjątkiem Portfela 3 (na poziomie istotności 0,01 oraz 0,05). Niezależnie od postaci empirycznego rozkładu stopy zwrotu badanych portfeli, oszacowano funkcję Omega oraz jej wartość dla zadanego punktu progowego. Punkt ten ustalono na poziomie stopy zwrotu wolnej od ryzyka. Realizacje powyżej tego poziomu interpretowane są jako zysk, natomiast poniżej – jako strata. Na wykresie poniżej przedstawiono funkcję Omega dla wszystkich rozważanych portfeli. Ze względów praktycznych zastosowano skalę logarytmiczną wartości osi rzędnych.

Wykresy wszystkich funkcji Omega są zbliżone, jednak nie pokrywają się one między sobą wzajemnie. Świadczy to o różnym stopniu atrakcyjności inwestycyjnej analizowanych portfeli. Kryterium identyfikacji atrakcyjności inwestycji jest maksymalizacja wartości funkcji Omega dla zadanego punktu progowego. W przypadku stopy zwrotu wolnej od ryzyka wartość miary Omega przedstawiono w tabeli 3.

Zakładając punkt progowy na poziomie stopy zwrotu 52-tygodniowych bonów skarbowych  $r_F = 0,000209$  wszystkie inwestycje okazują się być atrakcyjniejsze niż walor wolny od ryzyka, gdyż miara Omega przyjmuje wartości powyżej jedności.



Rys. 1. Funkcja Omega

Źródło: obliczenia własne

Najwyższą wartość osiąga dla Portfela 3, który przy zadanym poziomie optymalnych udziałów cechuje się najwyższym dochodem oraz najniższym wskaźnikiem zmienności (tabela 2). Równie atrakcyjny jest Portfel indeksowo-walutowy, z tym że generując oczekiwany zysk na poziomie  $r_F$  cechuje się znacznie wyższym ryzykiem.

Na rys. 2. przedstawiono funkcję Omega dla przypadku Portfela 3 oraz I/W. Atrakcyjność inwestycji wynika bezpośrednio z wartości miary Omega dla zadanego punktu progowego. Zagadnienie wyboru portfela atrakcyjnego polega na maksymalizacji wartości funkcji. Zakładając stopę zwrotu powyżej zera wyraźnie widać, iż bardziej atrakcyjny jest Portfel 3 (większe wartości Omega). Jednak dla stopy zwrotu dążącej do poziomu 0,1 sytuacja ulega zmianie na korzyść Portfela I/W. Zatem zakładając dowolny punkt progowy, bardziej atrak-

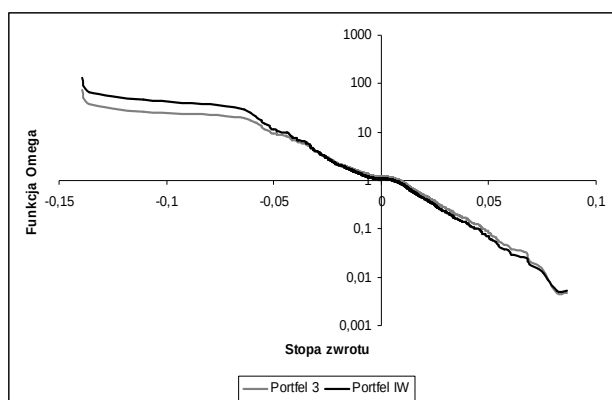
cyjny dla inwestora (charakteryzującego się chęcią posiadania więcej niż mniej) okazuje się ten portfel, dla którego wartość funkcji Omega będzie większa.

Tabela 3. Miara Omega – zadany punkt progowy

| Portfel     | $\Omega(r = r_F)$ |
|-------------|-------------------|
| WIG20       | 1,005928          |
| Portfel 1   | 1,066958          |
| Portfel 2   | 1,070495          |
| Portfel I/W | 1,104728          |
| Portfel 3   | 1,228438          |

Źródło: obliczenia własne

W tabeli 4 zestawiono mierniki oceny ryzyka badanych portfeli. Zaprezentowano wskaźniki Sharpe’a oraz Treynora, wyznaczone w oparciu o klasyczne założenie normalności stóp zwrot. Dodatkowo dokonano oceny efektywności inwestycji na podstawie miary Omega.



Rys. 2. Funkcja Omega – Portfel 3 vs. Portfel I/W

Źródło: obliczenia własne

Ocena efektywności inwestycji w oparciu o wszystkie przedstawione miary polega na wyborze takiego portfela, dla którego dany wskaźnik przyjmuje największą wartość. We wszystkich przypadkach najatrakcyjniejsze okazały się inwestycje w Portfel 3, natomiast najmniej atrakcyjne – inwestycje w indeks. Portfel indeksowo-walutowy, w ujęciu klasycznym, nie jest atrakcyjny, ze względu na bardzo niewielką różnicę pomiędzy stopą zwrotu wolną od ryzyka a oczekiwanym dochodem. Miara Omega natomiast ranguje ten portfel jako

atrakcyjny, biorąc pod uwagę również momenty wyższych rzędów empirycznego rozkładu (takie jak skośność czy spłaszczenie). Dodatkowo widać, iż wszystkie portfele okazują się być korzystniejszą opcją inwestycyjną niż bon skarbowy (wartość miary Omega powyżej jedności).

Tabela 4. Mierniki efektywności

| Portfel     | $\Omega(r = r_F)$ | Portfel     | Wskaźnik Sharpe'a | Wskaźnik Treynora |
|-------------|-------------------|-------------|-------------------|-------------------|
| WIG20       | 1,005928          | WIG20       | -0,022619         | -0,000415         |
| Portfel 1   | 1,066958          | Portfel I/W | -0,006665         | -0,000036         |
| Portfel 2   | 1,070495          | Portfel 1   | 0,017414          | 0,000200          |
| Portfel I/W | 1,104728          | Portfel 2   | 0,021674          | 0,001065          |
| Portfel 3   | 1,228438          | Portfel 3   | 0,077323          | 0,001528          |

Źródło: obliczenia własne

### Podsumowanie

Decyzje inwestycyjne podejmowane w oparciu o klasyczne miary oceny efektywności koncentrują się tylko na dwóch pierwszych momentach rozkładu stopy zwrotu akcji lub portfela. Podejście to, atrakcyjne z punktu widzenia własności rozkładu normalnego, jest niekompletne. Nie uwzględnia ono innych własności empirycznych rozkładów, takich jak skośność czy kurtoza. Alternatywą jest miara Omega, oparta na analizie dystrybuant stóp zwrotu przy założeniu określonego punktu progowego (stopa wolna od ryzyka, poziom inflacji, rentowność obligacji itd.). W pracy przedstawiono praktyczne zastosowanie tej miary na GPW w Warszawie. Analizując zbudowane optymalne portfele wykazano, że w przypadku zbieżności z rozkładem Gaussa klasyczne wskaźniki efektywności oraz miara Omega prowadzą do podobnych wniosków. Natomiast w przypadku rozbieżności z rozkładem normalnym miary klasyczne są niewystarczające. Zastosowanie, jako kryterium efektywności, funkcji Omega może doprowadzić do odmiennej alokacji aktywów w portfelu, niż przy podejściu klasycznym. Dodatkowo, Omega posiada wiele atrakcyjnych własności matematycznych, co znajduje szerokie zastosowanie w przypadku dopasowania odpowiedniego rozkładu do danych empirycznych.



## Literatura

1. Bertrand P., Prigent J.L., *Omega Performance Measure and Portfolio Insurance*, March 16, 2006.
2. Favre-Bulle A., Pache S., *The Omega Measure: Hedge Fund Portfolio Optimization*, MBF Master's Thesis, University of Lausanne – Ecole des HEC, January 2003.
3. Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe. Aktywa niefinansowe. Ryzyko finansowe. Inżynieria finansowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
4. Jajuga K., Kuziak K., Markowski P., *Rynek kapitałowy. Inwestycje finansowe*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 1997.
5. Kaye P., *Risk Measurement in Insurance. A guide to risk measurement, capital allocation and related decision support issues*, ReMetrics, Benfield, 2005.
6. Kaziem H., Schneeweis T., Gupta R., *Omega as a Performance Measure*, preliminary 6-15-03.
7. Keating C., Shadwick B., *An Introduction to Omega*, The Finance Development Center, AIMA Newsletter, April 2002.
8. Keating C., Shadwick W.F., *A Universal Performance Measure*, The Finance Development Center, London, May 2002.
9. Maxam C.L., Nikbakht E., Petrova M., Spieler A.C., *Manager Characteristics and Hedge Fund Performance*, "Journal of Applied Finance", Fall/Winter 2006, p.57-70.
10. Urbani P., *The Omega Risk Measure* ([www.edge-fund.com/](http://www.edge-fund.com/))

## STRESZCZENIE

Celem pracy jest prezentacja nieklasycznego podejścia do oceny efektywności inwestycji portfelowych. Zastosowano miarę Omega, wyznaczaną w oparciu o dystrybuantę empirycznego rozkładu stopy zwrotu. Ze względu na ciekawe własności matematyczne i finansowe, posiada ona szerokie zastosowanie w przypadku analizy portfelowej. Zastosowanie funkcji Omega jako kryterium wyboru walorów do portfela uwzględnia wszystkie informacje zawarte w rozkładzie stopy zwrotu, co może prowadzić do odmiennej alokacji aktywów w porównaniu do podejścia klasycznego.

## **RISK ASSESSMENT OF PORTFOLIO INVESTMENTS – THE OMEGA MEASURE**

### **SUMMARY**

The aim of this paper is to present some unclassical approach to portfolio investment assessment. The Omega measure was presented. This measure, calculated using cumulative distribution function of empirical returns, has many interesting mathematical and financial properties. It can be used widely within portfolio analysis. Considering Omega function as an investment criterion, the optimal allocation of assets can differ from the classical approach (based on mean-variance analysis).

*Translated by D. Krężolek*

*Mgr Dominik Krężolek*  
Akademia Ekonomiczna w Katowicach  
dominik.krezolek@gazeta.pl



ANDRZEJ KUCIŃSKI  
TOMASZ WALKOWIAK

**ZASTOSOWANIE WIELOWYMIAROWEJ ANALIZY  
STATYSTYCZNEJ DO OCENY SIŁY FUNDAMENTALNEJ SPÓŁEK  
WCHODZĄCYCH W SKŁAD INDEKSU WIG20**

**WSTĘP**

Procedury wyznaczania zmiennej agregatowej (miernika syntetycznego) można podzielić zasadniczo na dwie grupy<sup>1</sup>: metody bezwzorcowe i wzorcowe. Wykorzystując koncepcję metod wzorcowych przeprowadzono badanie, mające na celu wykazać siłę ekonomiczno-finansową spółek wchodzących w skład indeksu WIG20 notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie od 02 stycznia 2006 do 29 czerwca 2007 roku, a także porównać stopy zwrotu spółek w kontekście ich zmieniającego się standingu finansowego. W artykule wykorzystano metody klasyfikacji, jaki i porządkowania obiektów wchodzących w zakres statystycznej analizy wielowymiarowej, które stanowią użyteczne narzędzie w analizie zjawisk złożonych.

Statystyczna analiza wielowymiarowa (SAW) jest działem statystyki, zbiorem metod, których przedmiotem zainteresowania są zjawiska złożone. W metodach tych proponuje się, w odróżnieniu od analizy jednowymiarowej, opis zjawiska złożonego za pomocą wielu zmiennych (cech)<sup>2</sup>, gdzie przez zjawisko złożone należy rozumieć, abstrakcyjny twór obrazujący stan jakościowy bezpośrednio niemierzalny rzeczywistych obiektów, opisywany przez stosunkowo liczny zestaw własności diagnostycznych większych niż jeden<sup>3</sup>. Pojęcia: obiekt,

<sup>1</sup> Por. Ostasiewicz W.(red), *Statystyczne metody analizy danych*, Wyd. AE im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 1999, s. 112.

<sup>2</sup> Por. Jajuga K., *Statystyczna analiza wielowymiarowa*, Wyd. PWN, Warszawa 1993, s. 15.

<sup>3</sup> Por. Kukuła K., *Metoda unitaryzacji zerowanej*, Wyd. PWN, Warszawa 2000, s. 17-18.

zmienna stanowią podstawowe kategorie związane ze stosowaniem SAW, przez obiekt należy rozumieć jednostkę statystyczną podlegającą badaniu, z kolei za cechy diagnostyczne (zmienne) należy uważać własności (charakterystyki) opisujące jednostki badanego zbioru obiektów  $\Omega$ . Cechy, będące atrybutem każdego obiektu, stanowią wyróżnik pozwalający uchwycić odrębność, kontrast obiektów między sobą.

Praktyczne zastosowania SAW w różnych dyscyplinach nauki w sposób oczywisty przyczyniły się do rozwoju nowej gałęzi statystyki, tj. statystycznej analizy porównawczej (SAP), zwanej też wielowymiarową analizą porównawczą (WAP)<sup>4</sup>. Metody wielowymiarowej analizy porównawczej, wywodzące się z metod taksonomicznych, obejmują swym zakresem działania mające na celu „pogrupowanie zbioru obiektów dowolnej natury  $\Omega$  ujętych w wielowymiarowej przestrzeni klasyfikacji, która jest wyznaczona przez zestaw własności  $\Theta$  opisujących badane elementy”<sup>5</sup>. Podstawową czynnością taksonomii numerycznej jest klasyfikacja, która może odnosić się do procesu dzielenia obiektów na klasy, grupy, kategorie<sup>6</sup> lub też czynności podziału zbioru obiektów na podzbiory ze względu na określone kryterium, cechę, jak i do czynności podziału zbioru wyodrębniającą grupy obiektów podobnych<sup>7</sup>. Tym samym wielowymiarowa analiza porównawcza obejmuje swym zakresem ogół technik, metod porównywania obiektów wielocechowych służących do wykrywania prawidłowości statystycznych<sup>8</sup>. W ramach WAP rozpatruje się m.in. metody „hierarchizacji obiektów i ich zbiorów ujmowanych w wielowymiarowych przestrzeniach cech z punktu widzenia pewnej charakterystyki, której nie można zmierzyć w sposób bezpośredni”<sup>9</sup>, które pozwalają uporządkować liniowo zbiór obiektów według przyjętego kryterium ogólnego. Podstawowym narzędziem analitycznym WAP

<sup>4</sup> Por. Zeliaś A.(red.), *Metody statystyki międzynarodowej*, PWN, Warszawa 1988, s. 235.

<sup>5</sup> Por. Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody doboru zmiennych w modelach ekonomicznych*, PWE, Warszawa 1982, s. 130.

<sup>6</sup> Por. Gatnar E., *Symboliczne metody klasyfikacji danych*, PWN, Warszawa 1998, s. 13.

<sup>7</sup> Por. Nowak E., *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa 1990, s. 14.

<sup>8</sup> Por. Pluta W., *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*, PWE, Warszawa 1977, s. 8.

<sup>9</sup> Por. Tarczyński W.: Taksonomiczna miara atrakcyjności inwestycji w papiery wartościowe, *Przegląd Statystyczny* 3/1994, s. 276-277.

są syntetyczne mierniki rozwoju<sup>10</sup>, które bazując na zbiorze zmiennych diagnostycznych uprzednio poddanych procesowi normalizacji, określają w sposób kwantytatywny, stopień rozwoju rozpatrywanego zjawiska w badanych obiektach<sup>11</sup>. W prezentowanym artykule zasadnicze rozważania sprowadzają się do określenia taksonomicznej miary rozwoju, będącej funkcją wielu zmiennych.

### Procedura badania

U podstaw procedur porządkowania liniowego, poprzedzających konstrukcję syntetycznego miernika rozwoju, leżą działania mające na celu ujednolicenie charakteru zmiennych będących przedmiotem agregacji oraz pozbawienie wartości zmiennych mian i ujednolicenie rzędów wielkości w celu doprowadzenia ich do porównywalności<sup>12</sup>. W zbiorze zmiennych diagnostycznych wyróżnić można zmienne, które mogą mieć charakter stymulant, destymulant<sup>13</sup> lub nominant<sup>14</sup>, gdzie za stymulantę należy uważać takie zmienne, których wysokie wartości są pożądane z punktu widzenia zmiennej syntetycznej, z kolei destymulanty to takie zmienne, których wysokie wartości wpływają negatywnie na poziom zmiennej agregatowej, zaś nominanty winny wykazywać wartości unormowane w pewnym przedziale, gdzie wszelkie odchylenia od poziomu nominanty wpływają negatywnie na badane kryterium ogólne<sup>15</sup>. Przeprowadzenie transformacji normalizacyjnej czyni zadość postulatowi: addytywności, jednolitej preferencji oraz dodatniości<sup>16</sup>, pozwala wyeliminować ograniczenia formalne uniemożliwiające bezpośrednie porównywanie zmiennych diagnostycznych, pamiętając o wcześniejszej ocenie merytoryczno-formalnej zmiennych diagnostycznych<sup>17</sup>. W tym celu stosowane są procedury normalizacyjne: standa-

---

<sup>10</sup> Zob. Hellwig Z., *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału kraju ze względu na poziom rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*, Przegląd Statystyczny 4/1968, s. 307-327

<sup>11</sup> Por. Kukuła K., *Metoda unitaryzacji ...*, op. cit., s. 21.

<sup>12</sup> Por. Walesiak M., *Metody analizy danych marketingowych*, PWN, Warszawa 1996, s. 35.

<sup>13</sup> Zob. Hellwig Z., *Zastosowanie metody...*, op. cit., s. 307-327

<sup>14</sup> Zob. Borys T., *Metody normowania cech w statystycznych badaniach porównawczych*, Przegląd statystyczny 2/1978, s. 371-382.

<sup>15</sup> Por. Łuniewska M., Tarczyński W., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*, PWN, Warszawa 2006, s. 12.

<sup>16</sup> Por. Zeliaś A(red.), *Metody statystyki ...*, op. cit., s. 244.

<sup>17</sup> Por. Kukuła K., *Metoda unitaryzacji ...*, op. cit., s. 47-52.

ryzacja, unitaryzacja, przekształcenia ilorazowe, których ogólną formułę zapisać można w następującej postaci<sup>18</sup>:

$$z_{ij} = \frac{(x_{ij} - a)^p}{b}, \quad (1)$$

gdzie:

$z_{ij}$  – znormalizowana wartość  $j$ -tej cechy dla  $i$ -tego obiektu,

$x_{ij}$  – wartość  $j$ -tej cechy w  $i$ -tym obiekcie,

$a, b (b \neq 0), p$  – parametry normalizacyjne

W praktyce najczęściej do normalizacji zmiennych wykorzystuje się standaryzację, która wyrównuje dyspersję oraz poziom wartości cechy, bowiem w wyniku standaryzacji uzyskujemy zmienną znormalizowaną o zestandaryzowanych cechach, wartości średniej arytmetycznej równej 0 oraz odchyleniu standardowym równym 1, co za tym idzie zmienne diagnostyczne pozbawione są mian oraz mają ujednolicone rzędy wielkości.

W metodach wzorcowych zakłada się istnienie obiektu wzorcowego, którym może być górny bądź dolny biegun rozwoju<sup>19</sup>. Obiekt wzorcowy, modelowy  $Q_0$  jako górny biegun rozwoju tworzy wektor najlepszych wartości zmiennych unormowanych cech postaci:

$$[Q_0] = [z_{01}, z_{02}, \dots, z_{0j}, \dots, z_{0m}], \quad (2)$$

$$z_{0j} = \begin{cases} \max_i \{z_{ij}\}; & \text{dla } j \in S, \\ \min_i \{z_{ij}\}; & \text{dla } j \in D, \end{cases} \quad (3)$$

gdzie:

$Q_0$  – obiekt wzorcowy (górny biegu zbioru obiektów),

$z_{0j}$  – wartość współrzędnej  $j$ -tej cechy wektora zmiennych unormowanych obiektu wzorcowego,

$\max_i \{x_{ij}\}$  – wartość maksymalna  $j$ -tej cechy w  $i$ -tym obiekcie,

$\min_i \{x_{ij}\}$  – wartość minimalna  $j$ -tej cechy w  $i$ -tym obiekcie.

<sup>18</sup> Por. Zeliaś A. (red.), *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*, Wyd. AE w Krakowie, Kraków 2000, s. 56.

<sup>19</sup> Por. Borys T., *Kategoria jakości w statystycznej analizie porównawczej*, Wyd. AE we Wrocławiu, Prace Naukowe AE we Wrocławiu nr 284, Seria: Monografie i opracowania nr 23, Wrocław 1984, s. 281-282.

Metoda wzorca rozwoju wykorzystywana w procesie porządkowania liniowego pozwala zbudować syntetyczną miarę, tj. względny miernik rozwoju ( $z_i$ ), wyznaczany jako:

$$z_i = 1 - \frac{d_i}{d_0}; \quad (i = 1, 2, \dots, m), \quad (4)$$

gdzie:

$z_i$  – względny miernik rozwoju,

$d_i$  – odległość  $i$ -tego obiektu  $Q_i$  od obiektu wzorcowego  $Q_0$ ,

$d_0$  – odległość wzorcowa, norma zmiennej syntetycznej.

Istota metod wzorcowych polega na tym, że w stosunku do obiektu wzorcowego wyznacza się odległości taksonomiczne badanych obiektów, czyli porównuje się unormowane cechy danego obiektu z cechami obiektu wzorcowego poprzez obliczenie odległości, przy czym do najczęściej wykorzystywanych miar odległości należy odległość *Minkowskiego*<sup>20</sup> postaci:

$$d_i = \left[ \sum_{j=1}^k w_j |z_{ij} - z_{0j}|^p \right]^{1/p}, \quad (5)$$

gdzie:

$d_i$  – odległość  $i$ -tego obiektu  $Q_i$  od obiektu wzorcowego  $Q_0$ ,

$z_{ij}$  – znormalizowana wartość  $j$ -tej cechy dla  $i$ -tego obiektu,

$z_{0j}$  – wartość współrzędnej  $j$ -tej cechy wektora zmiennych unormowanych obiektu wzorcowego,

$p$  – parametr; dla parametru  $p=1$  uzyskujemy tzw. odległość *Hamminga* (miejską), dla  $p=2$  odległość euklidesową, zaś dla  $p \rightarrow \infty$  odległością *Czebyszewa*.

Z kolei za normę zmiennej syntetycznej  $d_0$  można przyjąć m.in. maksymalną wartość zmiennej syntetycznej, statystyczną wartość maksymalną, sumę wartości zmiennej syntetycznej lub też rozstęp zmiennej syntetycznej<sup>21</sup>. W praktyce za normę najczęściej przyjmuje się statystyczną wartość maksymalną daną wzorem:

$$d_0 = \bar{d}_0 + 2s_d, \quad (6)$$

gdzie :

$d_0$  – odległość wzorcowa, norma zmiennej syntetycznej,

$\bar{d}_0$  – przeciętna odległość między obiektami a wzorcem rozwoju,

<sup>20</sup> Por. Zeliaś A (red.), *Taksonomiczna analiza przestrzennego ...*, op. cit., s. 83.

<sup>21</sup> Por. Zeliaś A. (red.), *Metody statystyki ...*, op. cit., s. 249.

$S_d$  – odchylenie standardowe zmiennej  $d_i$ .

Przeciętną odległość między obiektem a wzorcem rozwoju oraz odchylenie standardowe wyznaczone są ze wzorów:

$$\bar{d}_0 = n^{-1} \sum_{i=1}^n d_i, \quad (7)$$

$$s_d = \left[ n^{-1} \sum_{i=1}^n (d_i - \bar{d}_0)^2 \right]^{1/2}, \quad (8)$$

gdzie:

$\bar{d}_0$  – przeciętna odległość między obiektami a wzorcem rozwoju,

$S_d$  – odchylenie standardowe zmiennej  $d_i$ ,

$d_i$  – odległość  $i$ -tego obiektu  $Q_i$  od obiektu wzorcowego  $Q_0$ ,

Również dość często odległość wzorcową  $d_0$  wyznacza się jako odległość między wzorcem rozwoju  $Q_0$  a antywzorcem rozwoju  $Q_{-0}$ , stosując wzór o następującej postaci<sup>22</sup>:

$$d_0 = \left[ \sum_{j=1}^m (z_{0j} - z_{-0j})^p \right]^{1/p}, \quad (9)$$

gdzie:

$d_0$  – odległość wzorcową, norma zmiennej syntetycznej,

$z_{0j}$  – wartość współrzędnej  $j$ -tej cechy wektora zmiennych unormowanych obiektu wzorcowego (górny biegun zbioru),

$z_{-0j}$  – wartość współrzędnej  $j$ -tej cechy wektora zmiennych unormowanych obiektu antywzorcowego (dolny biegun zbioru),

$p$  – parametr  $p=2$ (odległość euklidesowa).

$$[Q_{-0}] = [z_{-01}, z_{-02}, \dots, z_{-0j}, \dots, z_{-0m}], \quad (10)$$

$$z_{-0j} = \begin{cases} \min_i \{z_{ij}\} & \text{dla } j \in S, \\ \max_i \{z_{ij}\} & \text{dla } j \in D, \end{cases} \quad (11)$$

gdzie:

$Q_{-0}$  – obiekt antywzorcowy (dolny biegun zbioru obiektów),

$z_{-0j}$  – wartość współrzędnej  $j$ -tej cechy obiektu antywzorcowego,

$\max_i \{x_{ij}\}$  – wartość maksymalna  $j$ -tej cechy w  $i$ -tym obiekcie,

$\min_i \{x_{ij}\}$  – wartość minimalna  $j$ -tej cechy w  $i$ -tym obiekcie.

<sup>22</sup> Zob. Bartosiewicz S (red.), *Ekonometria z elementami programowania matematycznego i analizy porównawczej*, Wyd. AE im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 1986, s. 252-257.



Wartości zmiennej agregatowej jest unormowana w przedziale  $[0,1]$ . Bazując na odległościach metrycznych poszczególnych obiektów od wzorca można zauważyć, że im wartość miernika jest bliższa jedności, tym obiekt bardziej zbliżony jest do obiektu wzorcowego. Na podstawie wyznaczonej miary syntetycznej można dokonać dyskryminacji badanych obiektów, opierając się na analizie różnic w poziomie wartości zmiennej syntetycznej. Ustalając przedziały klasowe wyodrębnić można, ze zbioru uzyskanych wartości zmiennej syntetycznej, podzbiory podobnych obiektów ze względu na poziom badanego zjawiska<sup>23</sup>. Podstawą uzyskania klas jednostek przestrzennych są granice wartości zmiennej syntetycznej  $z_i$  wyznaczone w oparciu o średnią arytmetyczną i odchylenie standardowe miernika syntetycznego<sup>24</sup>.

#### **Wyniki badań empirycznych**

Celem przeprowadzonych badań była ocena siły fundamentalnej spółek tworzących indeks giełdowy WIG20 notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie od 02 stycznia 2006 do 29 czerwca 2007 roku. Rozpatrywaną zbiorowość, którą tworzą poszczególne obiekty (spółki notowane na giełdzie) opisywane przez zestaw cech (określone wskaźniki ekonomiczno-finansowe), uporządkowano wykorzystując opisany aparat metodyczny. Dane do badania wykorzystano z opracowania *Wyniki finansowe spółek Giełdowych – Notoria Serwis*.

Konstruując zmienną agregatową przyjęto w badaniu następujące zmienne:  $ROE(x_1)$ ,  $ROA(x_2)$ , wskaźnik zyskowności netto( $x_3$ ), wskaźnik bieżącej płynności( $x_4$ ), wskaźnik rotacji należności( $x_5$ ), wskaźnik ogólnego poziomu zadłużenia( $x_6$ ), zysk przypadający na 1 akcję( $x_7$ ). W zbiorze zmiennych diagnostycznych znalazły się zmienne, które reprezentują wskaźniki rentowności, płynności, aktywności, zadłużenia oraz wskaźniki rynkowe. Wymienione zmienne diagnostyczne różnicuje nie tylko zakres informacji, jaki sobą reprezentują, ale także charakter oddziaływania poszczególnych zmiennych na poziom badanego zjawiska, w grupie rozważanych zmiennych znalazły się stymulanty, nominanty oraz destymulanty.

---

<sup>23</sup> Por. Nowak E., *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa 1990, s. 92-93.

<sup>24</sup> Por. Zeliaś A., *Taksonomiczna analiza...*, op. cit., s. 96.

Wskaźniki zyskowności, które odzwierciedlają efektywność gospodarowania wskazują, że im wyższa rentowność tym wyższa operacyjna efektywność działania przedsiębiorstwa, z tego względu zmienne  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_3$  reprezentują stymulanty. Wskaźniki płynności określają zdolność przedsiębiorstwa do obsługi zadłużenia, istnienie ogólnie przyjętego, optymalnego poziomu wartości tego wskaźnika sprawia, iż wskaźnik bieżącej płynności zaliczony został do kategorii nominant  $x_4$ . Zmienna  $x_5$  opisująca jeden ze wskaźników sprawności działania oraz zmienna  $x_6$  będąca reprezentantem wskaźnika zadłużenia, zaliczone zostały do grona destymulant, gdyż niekorzystnym jest dla przedsiębiorstwa wydłużanie się okresu spływu należności oraz rosnący poziom zadłużenia przedsiębiorstwa. Wartość wskaźnika zysku przypadająca na jedną akcję winna być jak największa, z tego względu zmienna ta reprezentuje stymulantę. Z uwagi na różne profile działalności przeprowadzono badanie osobno dla spółek finansowych oraz niefinansowych. W zbiorze zmiennych dla spółek niefinansowych znalazły się zmienne  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_4$ ,  $x_5$ ,  $x_6$ ,  $x_7$ , z kolei dla spółek finansowych były to zmienne  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_3$ ,  $x_7$ .

Z uwagi na to, że nie wszystkie zmienne reprezentują stymulanty, przeprowadzono działania umożliwiające ich porównywanie, zaś do normalizacji statystycznej zmiennych zastosowano technikę standaryzacji. Przyjęte cechy diagnostyczne wykazują dostateczną zmienność przestrzenną oraz zasadniczo spełniają warunek ważności, jeżeli chodzi o weryfikację stopnia skorelowania zmiennych, to założenie to nie zawsze było spełnione. Największy stopień powiązania wykazywały zmienne  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_3$ , ale ze względu na ich powszechne uznanie i znaczenie, zdecydowano o ich pozostawieniu w zbiorze zmiennych diagnostycznych. Wyznaczone wartości miar syntetycznych oraz uzyskane wyniki uporządkowań spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie od 2 stycznia 2006 roku do 29 czerwiec 2007 roku ze względu na ich siłę fundamentalną zamieszczono w tabeli 1.

Z zamieszczonych danych w tabeli 1 i ich analizy wynika, że spółki poddane badaniu wykazują względnie słabe fundamenty. Syntetyczny miernik rozwoju jako miara unormowana, wyraża swą wartością siłę fundamentalną spółki, stąd niskie wartości tej miary należy odczytać negatywnie, będących wyrazem ich słabych wyników ekonomiczno-finansowych. W grupie spółek niefinansowych najlepszą spółką ze względu na ocenę ekonomiczno-finansową uzyskała spółka *MOL*, zaś spółką o najsłabszych fundamentach zdaje się być firma

TPSA. Z kolei w grupie spółek finansowych najlepszą kondycję ekonomiczno-finansową wykazuje *bank BPH*. Ponadto nadając rangę uzyskanym miarom w rozpatrywanej przestrzeni ze względu na poziom badanego zjawiska złożonego, wynika, iż zbadane spółki wykazują względnie stałą swą pozycję w rozważanym okresie objętym analizą.

Tabela 1. Wyniki klasyfikacji dla spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie wchodzących w skład WIG20 Warszawie od 02 stycznia 2006 roku do 29 czerwiec 2007 roku w ujęciu kwartalnym

| Spółki niefinansowe |        |    |         |    |          |    |         |    |        |    |         |    |
|---------------------|--------|----|---------|----|----------|----|---------|----|--------|----|---------|----|
| Kwartały            | I 2006 |    | II 2006 |    | III 2006 |    | IV 2006 |    | I 2007 |    | II 2007 |    |
| Nazwa\WAP           | TMAI   | R  | TMAI    | R  | TMAI     | R  | TMAI    | R  | TMAI   | R  | TMAI    | R  |
| AGORA               | 0,373  | 8  | 0,348   | 9  | 0,285    | 11 | 0,395   | 10 | 0,340  | 8  | 0,280   | 11 |
| BIOTON              | 0,270  | 14 | 0,272   | 15 | 0,283    | 12 | 0,324   | 12 | 0,225  | 14 | 0,260   | 13 |
| BORYSZEW            | 0,309  | 12 | 0,306   | 12 | -        | -  | -       | -  | -      | -  | -       | -  |
| CERSANIT            | -      | -  | -       | -  | -        | -  | -       | -  | 0,315  | 11 | 0,301   | 9  |
| CEZ                 | -      | -  | -       | -  | -        | -  | 0,478   | 7  | 0,467  | 3  | 0,440   | 3  |
| GTC                 | 0,585  | 3  | 0,592   | 2  | 0,411    | 4  | 0,534   | 3  | 0,382  | 5  | 0,349   | 7  |
| KETY                | 0,397  | 7  | 0,461   | 5  | 0,390    | 6  | 0,504   | 5  | -      | -  | -       | -  |
| KGHM                | 0,596  | 2  | 0,518   | 4  | 0,585    | 2  | 0,774   | 1  | 0,694  | 1  | 0,582   | 2  |
| LOTOS               | 0,471  | 5  | 0,524   | 3  | 0,426    | 3  | 0,512   | 4  | 0,423  | 4  | 0,364   | 6  |
| MOL                 | 0,670  | 1  | 0,659   | 1  | 0,660    | 1  | 0,669   | 2  | 0,621  | 2  | 0,420   | 5  |
| NETIA               | 0,274  | 13 | 0,292   | 13 | 0,260    | 13 | 0,138   | 15 | 0,106  | 15 | -       | -  |
| ORBIS               | 0,329  | 11 | 0,338   | 10 | 0,311    | 9  | -       | -  | -      | -  | -       | -  |
| PBG                 | -      | -  | -       | -  | -        | -  | -       | -  | -      | -  | 0,265   | 12 |
| PGNIG               | 0,344  | 9  | 0,351   | 8  | 0,307    | 10 | 0,412   | 9  | 0,357  | 7  | 0,301   | 8  |
| PKNORLEN            | 0,496  | 4  | 0,423   | 6  | 0,405    | 5  | 0,375   | 11 | 0,294  | 12 | 0,283   | 10 |
| POLIMEX             | -      | -  | -       | -  | 0,231    | 15 | 0,292   | 13 | 0,321  | 10 | 0,246   | 14 |
| PROKOM              | 0,339  | 10 | 0,334   | 11 | 0,321    | 8  | 0,421   | 8  | 0,330  | 9  | 0,640   | 1  |
| TPSA                | 0,248  | 15 | 0,274   | 14 | 0,234    | 14 | 0,266   | 14 | 0,262  | 13 | 0,192   | 15 |
| TVN                 | 0,405  | 6  | 0,421   | 7  | 0,351    | 7  | 0,504   | 6  | 0,379  | 6  | 0,430   | 4  |
| Spółki finansowe    |        |    |         |    |          |    |         |    |        |    |         |    |
| KWARTAŁY            | I 2006 |    | II 2006 |    | III 2006 |    | IV 2006 |    | I 2007 |    | II 2007 |    |
| Nazwa\WAP           | TMAI   | R  | TMAI    | R  | TMAI     | R  | TMAI    | R  | TMAI   | R  | TMAI    | R  |
| BANKBPH             | 0,686  | 1  | 0,722   | 1  | 0,657    | 1  | 0,527   | 3  | 0,443  | 2  | 0,528   | 1  |
| BRE                 | 0,050  | 5  | 0,062   | 5  | 0,076    | 5  | 0,064   | 5  | 0,190  | 5  | 0,200   | 5  |
| BZWBK               | 0,499  | 3  | 0,594   | 3  | 0,557    | 3  | 0,533   | 2  | 0,488  | 1  | 0,474   | 2  |
| PEKAO               | 0,621  | 2  | 0,595   | 2  | 0,598    | 2  | 0,555   | 1  | 0,355  | 4  | 0,423   | 3  |
| PKOBP               | 0,305  | 4  | 0,422   | 4  | 0,434    | 4  | 0,453   | 4  | 0,432  | 3  | 0,388   | 4  |

Źródło: opracowanie własne, gdzie R – ranga spółki w badaniu.

W oparciu o wyznaczone syntetyczne wartości zmiennej agregatowej, przeprowadzono procedurę grupowania obiektów, wyznaczając cztery jednorodne grupy obiektów najbardziej do siebie podobnych. Wnioski płynące z pro-

cedury grupowania potwierdzają wcześniejsze spostrzeżenia, a mianowicie to, iż wiele spółek tworzących indeks giełdowy to spółki o słabych lub bardzo słabych fundamentach. Wyniki procedury grupowania zamieszczono w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki procedury grupowania spółek ze względu na ich podobieństwo dla metody *TMAI* od 02 stycznia 2006 do 29 czerwca 2007 roku w ujęciu kwartalnym

| <div>Kategoria<br/>spółek</div> <div>Kwartały</div> | I GRUPA  | II GRUPA | III GRUPA | IV GRUPA | RAZEM |
|-----------------------------------------------------|----------|----------|-----------|----------|-------|
|                                                     | b. dobre | dobre    | słabe     | b. słabe |       |
| Spółki niefinansowe                                 |          |          |           |          |       |
| I kwartał 2006                                      | 3        | 2        | 7         | 3        | 15    |
| II kwartał 2006                                     | 2        | 5        | 6         | 2        | 15    |
| III kwartał 2006                                    | 2        | 4        | 7         | 2        | 15    |
| IV kwartał 2006                                     | 2        | 5        | 6         | 2        | 15    |
| I kwartał 2007                                      | 2        | 4        | 8         | 1        | 15    |
| II kwartał 2007                                     | 2        | 4        | 8         | 1        | 15    |
| <div>Kategoria<br/>spółek</div> <div>Kwartały</div> | I GRUPA  | II GRUPA | III GRUPA | IV GRUPA | RAZEM |
|                                                     | b. dobre | dobre    | słabe     | b. słabe |       |
| Spółki finansowe                                    |          |          |           |          |       |
| I kwartał 2006                                      | 0        | 3        | 1         | 1        | 5     |
| II kwartał 2006                                     | 0        | 3        | 1         | 1        | 5     |
| III kwartał 2006                                    | 0        | 3        | 1         | 1        | 5     |
| IV kwartał 2006                                     | 0        | 4        | 0         | 1        | 5     |
| I kwartał 2007                                      | 0        | 3        | 1         | 1        | 5     |
| II kwartał 2007                                     | 1        | 2        | 1         | 1        | 5     |

Źródło: opracowanie własne.

Wyznaczone wartości syntetycznej miary dla spółek wchodzących w skład indeksu WIG20, oparte na *Taksonomicznym Mierniku Atrakcyjności Inwestycyjnej (TMAI)*, porównano z kwartalnymi stopami zwrotu, zachowując ten sam obszar i okres badawczy, jak przy wyznaczaniu zmiennej agregatywnej. Dla uzyskania lepszych rezultatów porównań zastosowano procedurę rangowania, przypisując danej spółce rangę ważności według wielkości osiągniętych stóp zwrotu. W okresie poddanym analizie przeprowadzono operacje splitu dla spółek *GTC* i *TVN*, fakt ten został uwzględniony w obliczeniach, w tym miejscu należy zaznaczyć, iż na wielkość stopy zwrotu spółki *Bioton* istotny wpływ miały prawa poboru akcji w II kwartale 2006 roku. Uwzględniono także zmiany w składzie indeksu WIG 20, w badanym okresie cztery spółki opuściły indeks WIG20 : *Boryszew*, *Kęty*, *Netia* i *Orbis*, a ich miejsca zajęły odpowiednio: *Polimex*, *Cersanit*, *PBG* i *CEZ*.

Wyniki na temat wyznaczonych stóp zwrotu dla spółek wchodzących w skład indeksu WIG20 od 2 stycznia 2006 roku do 29 czerwca 2007 roku i ich rang zamieszczono w tabeli numer 3.

Tabela 3. Kwartalne stopy zwrotu spółek wchodzących w skład WIG 20 od 02 stycznia 2006 do 29 czerwca 2007 roku.

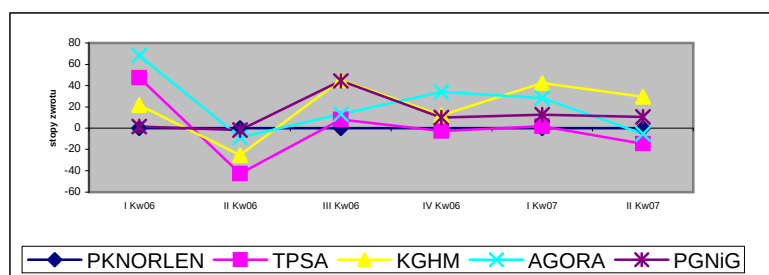
| Spółki niefinansowe |        |    |         |    |          |    |         |    |        |    |         |    |
|---------------------|--------|----|---------|----|----------|----|---------|----|--------|----|---------|----|
|                     | I 2006 |    | II 2006 |    | III 2006 |    | IV 2006 |    | I 2007 |    | II 2007 |    |
| Nazwa/St.zwrotu     | St.zw. | R  | St.zw.  | R  | St.zw.   | R  | St.zw.  | R  | St.zw. | R  | St.zw.  | R  |
| AGORA               | -28,0  | 15 | -29,2   | 14 | -15,0    | 15 | 23,1    | 3  | 27,7   | 3  | -9,5    | 13 |
| BIOTON*             | 47,5   | 2  | -42,5   | 15 | 8,2      | 5  | -2,7    | 14 | 1,8    | 9  | -14,4   | 15 |
| BORYSZEW            | 21,8   | 5  | -25,3   | 13 | -        | -  | -       | -  | -      | -  | -       | -  |
| CERSANIT            | -      | -  | -       | -  | -        | -  | -       | -  | 12,7   | 5  | 10,6    | 8  |
| CEZ                 | -      | -  | -       | -  | -        | -  | 12,5    | 7  | -4,5   | 13 | 10,8    | 7  |
| GTC                 | 68,3   | 1  | -8,5    | 9  | 13,2     | 3  | 34,0    | 1  | 28,1   | 2  | -5,2    | 12 |
| KETY                | 1,6    | 10 | -1,6    | 3  | 44,4     | 2  | 9,9     | 9  | -      | -  | -       | -  |
| KGHM                | 34,3   | 3  | 30,1    | 1  | -6,8     | 12 | -11,6   | 15 | 10,0   | 7  | 9,8     | 9  |
| LOTOS               | 15,8   | 6  | -7,3    | 7  | -1,5     | 10 | 6,5     | 11 | -12,9  | 14 | 18,7    | 5  |
| MOL                 | 11,2   | 8  | -3,9    | 6  | -12,0    | 14 | 16,9    | 5  | 0,3    | 11 | 29,4    | 2  |
| NETIA               | -14,5  | 14 | -7,5    | 8  | 4,7      | 8  | 7,9     | 10 | -18,2  | 15 | -       | -  |
| ORBIS               | 32,7   | 4  | -2,0    | 4  | 6,7      | 6  | -       | -  | -      | -  | -       | -  |
| PBG                 | -      | -  | -       | -  | -        | -  | -       | -  | -      | -  | 20,3    | 3  |
| PGNIG               | 1,5    | 11 | -3,2    | 5  | -6,2     | 11 | 13,9    | 6  | 17,2   | 4  | 20,1    | 4  |
| PKNORLEN            | -5,5   | 12 | -10,0   | 11 | -7,5     | 13 | -2,7    | 13 | 0,6    | 10 | 14,6    | 6  |
| POLIMER             | -      | -  | -       | -  | 45,1     | 1  | 12,2    | 8  | 42,2   | 1  | 29,5    | 1  |
| PROKOM              | 7,7    | 9  | -16,0   | 12 | 5,7      | 7  | 4,5     | 12 | 10,7   | 6  | -0,7    | 11 |
| TPSA                | -5,6   | 13 | -9,5    | 10 | -0,5     | 9  | 23,4    | 2  | -2,7   | 12 | 2,1     | 10 |
| TVN                 | 13,2   | 7  | 8,8     | 2  | 9,9      | 4  | 18,0    | 4  | 5,7    | 8  | -14,1   | 14 |
| Spółki finansowe    |        |    |         |    |          |    |         |    |        |    |         |    |
| KWARTAŁY            | I 2006 |    | II 2006 |    | III 2006 |    | IV 2006 |    | I 2007 |    | II 2007 |    |
| Nazwa/St.zwrotu     | St.zw. | R  | St.zw.  | R  | St.zw.   | R  | St.zw.  | R  | St.zw. | R  | St.zw.  | R  |
| BANKBPH             | 3,3    | 4  | -10,0   | 2  | 16,6     | 2  | 14,7    | 5  | 4,8    | 4  | -3,7    | 5  |
| BRE                 | 2,9    | 5  | 2,0     | 4  | 34,3     | 1  | 42,3    | 1  | 39,7   | 1  | 13,8    | 2  |
| BZWBK               | 5,7    | 3  | 20,9    | 1  | 7,5      | 3  | 16,9    | 3  | 20,0   | 2  | 7,4     | 3  |
| PEKAO               | 9,5    | 2  | -0,5    | 5  | 2,7      | 4  | 16,3    | 4  | 13,5   | 3  | 0,2     | 4  |
| PKOBP               | 20,9   | 1  | 6,6     | 3  | -1,3     | 5  | 28,7    | 2  | 2,6    | 5  | 13,9    | 1  |

Źródło; opracowanie własne, gdzie R – ranga spółki w badaniu.

### Podsumowanie

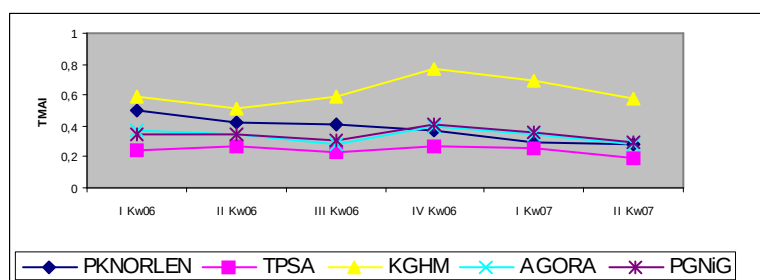
Z przeprowadzonych badań wynika, że stosowanie wielowymiarowej analizy porównawczej do wyznaczania standingu finansowego spółek, może pełnić poważną rolę doradczą w decyzjach inwestycyjnych. Z prezentowanych graficznych porównań dla wybranych spółek (rys 1÷2) można zauważyć występującą zależność pomiędzy zmieniającym się w czasie wskaźnikiem atrakcyjności

inwestycyjnej, a stopą zwrotu spółek wchodzących w skład indeksu WIG20. Z ocen wskaźnika *TMAI* wynika, że wraz z pogarszającą się sytuacją ekonomiczno-finansową spółki maleje uzyskiwana rzeczywista stopa zwrotu z inwestycji z takiej spółki.



Rys. 1. Kwartalne stopy zwrotu wybranych spółek z indeksu WIG20 w okresie od 02 stycznia 2006 do 29 czerwca 2007 roku.

Źródło: opracowanie własne



Rys. 2. TMAI wybranych spółek z indeksu WIG20 w okresie od 02 stycznia 2006 do 29 czerwca 2007 roku.

Źródło: opracowanie własne.

Jednocześnie należy zauważyć, porównując rangi nadane według *TMAI*, które określają siłę fundamentalną spółki, z rangami nadanymi według stóp zwrotu uzyskiwanych z inwestowania w dany rodzaj waloru, iż nie zawsze taka współzależność istnieje, jedną z przyczyn takiego stanu rzeczy mogła być bardzo dobra, ogólna sytuacja na rynkach finansowych w badanym okresie, która sprzyjała inwestycjom na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie niezależnie od ocen fundamentalnych danych spółek. Wskazuje to na konieczność dalszych badań nad coraz bardziej efektywnymi narzędziami wspomagania procesów inwestycyjnych.

## Literatura

1. Bartosiewicz S (red.), *Ekonometria z elementami programowania matematycznego i analizy porównawczej*, Wyd. AE we Wrocławiu, Wrocław 1986.
2. Borys T., *Kategoria jakości w statystycznej analizie porównawczej*, Wyd. AE we Wrocławiu, Prace Naukowe AE we Wrocławiu nr 284, Seria: Monografie i opracowania nr 23, Wrocław 1984.
3. Borys T., *Metody normowania cech w statystycznych badaniach porównawczych*, Przegląd statystyczny 1978 Nr 2.
4. Gatnar E., *Symboliczne metody klasyfikacji danych*, PWN, Warszawa.
5. Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody doboru zmiennych w modelach ekonometrycznych*, PWE, Warszawa 1982.
6. Hellwig Z., *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału kraju ze względu na poziom rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*, Przegląd Statystyczny 1968 Nr 4.
7. Jajuga K., *Statystyczna analiza wielowymiarowa*, Wyd. PWN, Warszawa 1993.
8. Kukula K., *Metoda unitaryzacji zerowanej*, Wyd. PWN, Warszawa.
9. Łuniewska M., Tarczyński W., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*, PWN, Warszawa 2006.
10. Nowak E., *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa 1990.
11. Ostasiewicz W.(red.), *Statystyczne metody analizy danych*, Wyd. AE im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 1999.
12. Pluta W., *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*, PWE, Warszawa 1977.
13. Tarczyński W., *Taksonomiczna miara atrakcyjności inwestycji w papiery wartościowe*, Przegląd Statystyczny 1994 Nr 3.
14. Walesiak M., *Metody analizy danych marketingowych*, PWN, Warszawa 1996.
15. Zeliaś A.(red.), *Metody statystyki międzynarodowej*, PWN, Warszawa 1988.
16. Zeliaś A. (red.), *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*, Wyd. AE w Krakowie, Kraków 2000.

## STRESZCZENIE

Przedmiotem zainteresowania wielowymiarowej analizy statystycznej (SAW) są zjawiska złożone, a do takich niewątpliwie możemy zaliczyć procesy i zjawiska zach-

dzące na giełdzie. Wielość metod oferowanych przez statystykę wielowymiarową, tworzy zbiór zróżnicowanych i użytecznych technik oraz narzędzi badawczych, znajdujących swe praktyczne zastosowanie w wielu dyscyplinach nauki i gałęziach gospodarki. Wykorzystując ideę miernika rozwoju, dokonano oceny standingu finansowego firm tworzących indeks giełdowy WIG20, a w jego kontekście dokonano porównań rzeczywistych stóp zwrotu.

**AN APPLICATION OF MULTIVARIATE STATISTICAL ANALYSIS  
TO EVALUATE FUNDAMENTAL STRENGTH OF CORPORATIONS  
ENTERING INTO THE COMPOSITION OF INDEX WIG 20**

**SUMMARY**

Processes and events occurring on a stock exchange can undoubtedly be included among complex phenomena, which are the main subject of interest of Multivariate Statistical Analysis. The multitude of methods offered by Multivariate Statistics creates a collection of varied and useful techniques and investigative tools finding its practical application in many branches of science and economy. The evaluation of financial standing of corporations composing the stock–exchange index WIG 20 has been carried out using the idea of Growth measure and within its context effective rates of return has been compared.

*Translated by A. Kuciński*

*Mgr Andrzej Kuciński*

Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Gorzowie Wlkp.  
andruc@poczta.onet.pl

*Mgr Tomasz Walkowiak*

Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Gorzowie Wlkp.  
walusiek@wp.pl





BARTOSZ LAWĘDZIAK

## **NOWE FORMY INWESTYCJI GENEROWANE W OPARCIU O SEKURYTYZACJĘ**

### **Sekurytyzacja w ujęciu kredytowym**

Od paru lat sekurytyzacja aktywów stanowi dla podmiotów finansowych uniwersalną metodę finansowania i zarządzania kapitałem. W tym celu dokonuje się konwersji klasyfikowalnych przepływów gotówkowych ze zdywersyfikowanego portfela obejmującego bieżące lub przyszłe wierzytelności niepełne (transformacja płynności lub dywersyfikacja aktywów) o różnym terminie płatności i różnej jakości (integracja i różnicowanie) w pozycje warstwowe („transze”), wiążące się z różnorodnym ryzykiem inwestycyjnym, które podlegają sprzedaży w charakterze zbywalnych papierów wartościowych rynku kapitałowego o różnym prawie pierwszeństwa i poziomie finansowania<sup>1</sup>.

Transakcje CLO umożliwiają emitentom refinansowanie znacznych funduszy wirtualnych o ograniczonej liczbie, wysoce skoncentrowanych o niejednorodnym ryzyku kredytowym, które sami zapoczątkowali (bilans CLO) lub zakupili specjalnie w celu zyskowego przetransferowania ryzyka inwestycyjnego (arbitraż CLO). Sekurytyzacja umożliwia doraźne przeniesienie ryzyka kredytowego ze względów w głównej mierze związanych z kapitałem ekonomicznym i korzyściami uzyskiwanymi z płynności poprzez alternatywne finansowanie oparte na rynku, udoskonalone możliwości dywersyfikacyjne, usprawnionym zarządzaniem bilansami i możliwościami restrukturyzacyjnymi, optymalizację kapitału regulacyjnego wymaganego przez regulatorów bankowych oraz zmniejszenie kosztów pośrednictwa w zakresie asymetrycznej komunikacji pomiędzy emitentami i zewnętrznymi jednostkami finansującymi. Poprzez zastosowanie efektu dyscyplinującego i godziwej wyceny aktywów do ryzyka

---

<sup>1</sup> Herrmann and Tierney (1999).

związanego z sekurytyzowanymi aktywami ułatwia również rozważne zarządzanie ryzykiem w charakterze skutecznej metody rozłożenia ryzyka kredytowego na inwestorów za pomocą papierów dłużnych poprzez traktowanie rynków kapitałowych jako zewnętrznych źródeł funduszy<sup>2</sup>.

Sekurytyzacja kredytów łączy w sobie cechy ryzyka sekurytyzacji związanego z wyceną aktywów oraz cechy lepszego zabezpieczenia płynności związanego z papierami wartościowymi przynoszącymi stały dochód, wyemitowanymi jako roszczenia warunkowe), niejawne informacje pochodzące z relacji z bankami mogą wpłynąć niekorzystnie na godziwą wycenę aktywów ze względu na koszty pośrednictwa powiązane z niekorzystnym wyborem i pokusą nadużycia ze strony inicjatorów i emitentów aktywów<sup>3</sup>.

#### **Cel opracowania**

Głównym celem niniejszej pracy jest ocena struktury niedotrzymania terminu płatności oraz godziwej wyceny warunkowych roszczeń (transz), uzależnionych od dotrzymywania zobowiązań, u inwestorów neutralnych wobec ryzyka, przy typowej sekurytyzacyjnej transakcji kredytowej w systemie CLO w zakresie połączonego wieloaktywowego portfela bazowego obarczonego ryzykiem niewykupienia. Na podstawie popularnego projektu zabezpieczenia CLO oceniamy w jaki sposób efekty podziału strat pomiędzy emitentów i inwestorów wywołane podporządkowaniem transz przenoszą ryzyko kredytowe związane z sekurytyzowanymi aktywami na ryzyko inwestycyjne związane z warunkowym zadłużeniem.

Przyjęto analizę skrajnych wartości jako odpowiedni środek dopełniający normalnościowy paradygmat niedotrzymywania zobowiązań kredytowych w celu oceny strat kredytowych z bardzo wysokim stopniem pewności w oparciu o precyzyjne informacje na temat reakcji ogonowej (tail behaviour). Przybliżone wskazanie gęstości prawdopodobieństwa dla bardzo niskiego prawdopodobieństwa ogonowego wymaga określenia granicznego prawa, które uwzględni występowanie skrajnych wartości. Konstrukcja modelu wyceny aktywów, w którym strata stanowi punkt wyjściowy transzy CLO jako roszczeń warunko-

---

<sup>2</sup> Morris i Shin (2001).

<sup>3</sup> Akerlof (1970).

wych, zgłaszanych przez inwestorów neutralnych wobec ryzyka, z tytułu sekurytyzowanych zagrożeń kredytowych, składają się etapy metodologiczne:

- określenie funkcji strat sekurytyzowanych pożyczek zakładając nieskończony stopień rozproszenia bazowego portfela zadłużeń, w którego przypadku istnieje możliwość niewykonywania zobowiązań,
- wobec losowych strat z tytułu niewykonania zobowiązań, uzyskanych w drodze symulacji Monte Carlo, zastosowanie uproszczonego mechanizmu hierarchizacji, który generuje strukturę terminową niewykonywania zobowiązań w odniesieniu do konkretnych transz dla przewidywanych lub nieprzewidywanych strat, dla określonego czasu realizacji (tzn. terminu płatności) transakcji.

#### **Rozkład strat w jednolitym portfelu bazowym**

W celu symulacji ryzyka kredytowego standardowych portfeli kredytowych (bankowych), zakładamy, że jednostkowe ryzyko jest doskonale zdywersyfikowane w nieskończenie rozproszonym portfelu, dlatego też możemy traktować portfel bazowy jako objęty jednolitym ryzykiem kredytowym o równej sparowanej korelacji aktywów. Po obliczeniu przewidywanych i nieprzewidywanych strat, określamy okresowe straty dla transakcji z tytułu niewykonywania zobowiązań oraz składowe transze za pomocą rutynowej alokacji pewnych strat.

#### ***Odwrócony rozkład normalny***

W miarę jak liczba kredytów zmierza do nieskończoności, pojęcie jednolitego portfela z jednolitymi zagrożeniami aktywów stanowi podstawę dla modeli portfeli kredytowych z założeniami normalnościowymi. Uzyskujemy straty z tytułu niewykonywania zobowiązań z funkcji normalnego rozkładu odwrotnego  $NID(p, \rho)$  ze średnim prawdopodobieństwem niewykonania zobowiązań  $p > 0$  oraz równym parowaniem korelacji aktywów  $\rho < 1$  dla portfela z  $h$  kredytami o równym stopniu zagrożenia  $1/h$  dla  $h \rightarrow \infty$  i stratami portfelowymi  $0 \leq x \leq 1$  w formie wyrażenia:

$$NID(x, p, \rho) = N((\sqrt{1-\rho}N^{-1}(x) - N^{-1}(p))/\sqrt{p}). \quad (1)$$

Jednakże, ponieważ występowanie skrajnych zdarzeń odgrywa kluczową rolę w precyzyjnym przybliżeniu strat portfela kredytowego, zachodzi koniecz-

ność rozbudowania takiej metody w celu uwzględnienia skrajnej reakcji ciężkoogonowej zdarzeń kredytowych. Jako alternatywę do normalnego rozkładu odwrotnego losowych zmiennych w jednolitej przestrzeni, zaproponowano EVT w celu odwzorowania funkcji rozkładu strat w portfelach kredytowych.

### ***Teoria wartości ekstremalnych (Extreme Value Theory)***

Modele ryzyka kredytowego bazujące na systemie Mertona polegają na założeniach dystrybucyjnych, które implikują stochastyczny proces zasadnej zmienności aktywów wokół pewnej przewidywanej średniej, przy czym częstotliwość i zakres losowych obserwacji  $S_n = X_1 + \dots + X_n$  definiuje kwantyle jako wielokrotności standardowych odchyłeń wokół średniej pewnego rozkładu prawdopodobieństwa. EVT pomaga przenieść losowe zjawiska do reakcji ogonowej, bez względu na funkcję rozkładu.

EVT definiujemy jako ogólną koncepcję statystyczną pozyskiwania zasady, gdzie uogólniony rozkład wartości skrajnych (GEV)<sup>4</sup> określa zakres przyciągania rozkładów granicznych znormalizowanych maksimów lub minimów pochodzących z losowych zmiennych z górną granicą.

### **Modelowa symulacja i alokacja strat**

W oparciu o funkcję rozkładu strat, na podstawie symulacji Monte Carlo uzyskano okresowe straty z całkowitej straty z tytułu niewykonywania zobowiązań przy pomocy techniki „dzielenia czasu” („time slicing”) w terminie płatności (tzn. horyzontu inwestycyjnego). Taka metoda umożliwia określenie wartości rezydualnej sekurytyzowanego portfela bazowego (oraz wartości kapitałowej wyemitowanej transzy) po okresowym niewywiązywaniu się z zobowiązań kredytowych, odnośnie którego przyjmuje się, że zachodzi przy zaległych płatnościach na koniec każdego okresu. Takie okresowe straty są następnie przypisywane do różnych transzy w porządku starszeństwa, przy czym „objętość transzy” oznacza poziom absorpcji strat dla każdej transzy. Takie mechanizm hierarchizacji poprzez „kaskadowanie strat” często stosuje się w transakcjach CLO w charakterze wsparcia kredytowego.

---

<sup>4</sup> Jenkinson, A. F. (1955).

### **Symulacja Monte Carlo**

W opracowaniu nie uwzględniany jest wpływ przedpłat i amortyzacji na wirtualną wartość portfela. Zakłada się także, że synchronizacja niewykonywania zobowiązań ma miejsce na koniec każdego okresu  $j$  w celu zachowania spójności przy przybliżaniu względnych strat portfelowych w przeliczeniu na okresy na tle spadkowego bilansu sumy kapitału. Prawdopodobieństwo niewykonywania zobowiązań (PD)<sup>5</sup> dla każdego okresu przyjmujemy jako stałe lub zależne od czasu (rosnące bądź malejące). To ostatnie założenie o zagrożeniu ryzykiem zależnym od czasu jest fundamentalne dla dynamicznego oszacowania struktury terminowej niewykonywania zobowiązań i stanowi efekt towarzyszący okresowemu kaskadowaniu strat w okresie transakcji sekurytyzacji.

### **Dzielenie czasu**

Przy założeniu siatki czasowej  $t_0 < t_1 < t_j < \dots < t_{n-1} < t_n$ , akumulowana szacunkowa strata  $\tilde{L}$  przy horyzoncie czasowy  $n$  jest postaci:

$$\tilde{L} = \sum_{j=1}^n \prod_{i=0}^{j-1} (1 - X_i) X_j, \quad (2)$$

przy  $X_j \sim NID(x, p, \rho)$  lub  $X_j \sim L(x, \xi, \beta, s, \rho)$  dla  $j \in n$  gdzie  $X_j$  oznacza względną stratę portfelową w okresie  $j \in n$  dla rozkładu jednolitego portfela bazowego, którego wartość wirtualna zostaje sprowadzona do jedności dla czasu  $j=0$ .

### **Kaskadowanie strat**

W oparciu o zsumowane straty, przypisuje się okresowe straty z tytułu niewykonywania zobowiązań do różnych transz składowych w porządku starszeństwa. Taki mechanizm hierarchizacji poprzez „kaskadowanie strat” jest często stosowany jako jedna z form wsparcia kredytowego w transakcjach CLO i przypomina mechanizm wodospadowy roszczeń z tytułu szkód w ciągu umów reasekuracyjnych skorelowanych z niewykonywaniem zobowiązań. Tutaj hierarchizacja oznacza, że straty portfelowe  $\tilde{L}$  są następnie przypisywane do skła-

<sup>5</sup> Zgodnie ze średnią ważoną oceny ostatnich transakcji CLO przez emitentów europejskich i korelacji niewykonywania zobowiązań w zastosowaniach przemysłowych do modeli ryzyka kredytowego portfeli opartych na intensywności, wybrano portfel o parametrach  $p = 0.0026$  i  $\rho = 0.17$  w NID oraz analogiczne przedstawienie poprzez parametry dotyczące rozmiaru i kształtu w modelu EVT.

dowych transzy zgodnie z poziomem starszeństwa, tak więc starsze transze ponoszą tylko straty po tym jak wszystkie wcześniejsze transze zostały całkowicie spłacone poprzez straty z tytułu niewykonywania zobowiązań. W niniejszej specyfikacji inwestorzy transzy  $k \in m$  muszą ponosić łączne straty do wysokości  $\alpha_k$  % całkowitych strat z tytułu niewykonywania zobowiązań od zaległej wartości wirtualnej transakcji, gdzie  $\alpha_k$  oznacza wirtualną wartość transzy  $k$  („objętość transzy”). Jeżeli jedna transza  $k$  zostanie całkowicie wyczerpana kolejne straty są przypisywane do kolejnych, starszych transz. Taki oddolny proces kaskadowania utrzymuje się dopóki wszystkie straty dla określonego okresu są przypisywane do odpowiednich transzy. Rozmiary transzy  $0 \leq \alpha_0 \leq \alpha_1 \leq \dots \alpha_{m-1} \leq \alpha_m$  jako granice (tzn. punkty zaczepienia) przypisywania transz są niezależne od czasu i zostały wybrane na podstawie danych historycznych z średniej ważonej rynkowego punktu odniesienia typowego projektu zabezpieczenia transakcji CLO od 1997r. „Pierwsza pozycja stratna” została ustawiona na interwał [0-2.4%] wirtualnej wartości transakcji, podczas gdy „transze inwestorskie” przedstawiają interwały [2.4-3.9%] ... i [10.5-100%]. Taka procedura przypisywania określa przewidywaną stratę kredytową w przeliczeniu na transzę w okresie  $j$ ,

$$\tilde{L}^k = \sum_{j=1}^n \tilde{L}_j^k = \sum_{j=1}^n \int \frac{(x_j - \alpha_{k-1})^+ \wedge (\alpha_k - \alpha_{k-1})}{\alpha_k - \alpha_{k-1}} f(x) dx, \quad (3)$$

gdzie  $(x_j - \alpha_{k-1})^+ \wedge (\alpha_k - \alpha_{k-1})$  oznacza okresową stratę z tytułu niewykonywania zobowiązań w etapie czasowym  $j$  jako proporcjonalną stratę z tytułu niewykonywania zobowiązań portfela bazowego, ponoszona przez transzę  $k$ .  $\tilde{L}^k$  i  $\tilde{L}_j^k$  dla funkcji gęstości strat  $f(x)$  oznaczają względną stratę ponoszona przez każdą transzę jako całość (przez cały okres trwania transakcji o terminie płatności  $n$ ) oraz na koniec każdego okresu. Emitent powszechnie zachowuje najniższą, najwcześniejszą transzę („equity piece”).

#### **Terminowa struktura strat z tytułu niewykonywania zobowiązań transz**

Uzyskane struktury terminowe przewidywanych strat z symulacji Monte Carlo na podstawie dwóch funkcji rozkładu strat – normalnego rozkładu odwrotnego (NID) i rozkładu GEV z analizy skrajnych wartości, gdzie pokazano w jaki sposób struktura transakcji hierarchizowanej wpływa na rozwój bilansu sumy kapitału sekurytyzowanego bazowego portfela kredytowego w czasie, w

miarę jak okresowe straty z tytułu niewykonywania zobowiązań są przypisywane do transz zgodnie z zasadą starszeństwa i zdolnością ponoszenia strat. Pierwsza kolumna oznacza rok, druga odpowiednią (terminową) stopę niewykonywania zobowiązań  $p$ , a w trzeciej i czwartej kolumnie podano średnią i standardowe odchylenie kumulacyjnych i okresowych strat z tytułu niewykonywania zobowiązań dla wszystkich transz (tzn. szacunkowej przewidywanej straty  $\tilde{L}_j$  i nieprzewidywanej straty  $\sigma_{\tilde{L}_j}$ ). W pozostałych kolumnach zawarto względne i proporcjonalne przewidywane straty z tytułu niewykonywania zobowiązań  $\tilde{L}_j^k$  dla każdej z sześciu różnych transz odnośnie ich wirtualnej wartości i całkowitych okresowych strat. Obie funkcje strat dają podobne przybliżenia okresowych strat portfelowych (przewidywana strata  $\tilde{L}_j^k$  i nieprzewidywana strata  $\sigma_{\tilde{L}_j^k}$ ). Pierwszy moment szacunkowej przewidywanej straty  $\tilde{L}_j^k$  przypadającej na transzę (nachylenie szacunkowych strat) wzrasta przy obu funkcjach strat, chociaż okresowa strata w pierwszym przedziale strat [0-2.4%] wyrównuje się począwszy od piątego roku, w miarę jak łączne straty zaczynają wyczerpywać wirtualną kwotę najwcześniejszej transzy. W miarę przechodzenia do coraz starszych transz, struktury terminowe niewykonywania zobowiązań dla wybranych rozkładów strat coraz szybciej odbiegają od siebie, szczególnie w transzy średniej [6.5-9.0%]. Chociaż oparty na transzach mechanizm przypisywania kumulacyjnych strat wzrasta jednostajnie, obserwujemy wyraźną dychotomię tolerancji niewykonywania zobowiązań pomiędzy najwcześniejszą (equity) transzą (odzwierciedloną w pierwszej transzy [0-2.4%]  $\tilde{L}_j^1$ ) i pozostałymi „transzami inwestorskimi”.

Podczas gdy przewidywaną stratę dla pierwszej transzy opisuje funkcja liniowa, przewidywane straty ze starszych transz rosną eksponencjalnie w czasie. Zróżnicowane profile transzy wynikają ze stopniowego zaniku zdolności najwcześniejszej transzy do absorpcji strat, co z kolei jest skutkiem projektu zabezpieczenia hierarchizacji i, w mniejszym stopniu, rozkładu strat z tytułu niewykonywania zobowiązań. Ponieważ kumulacyjne występowanie strat kredytowych odchyła się w kierunku skrajnych końców rozkładu, funkcja strat oparta na EVT wydaje się odzwierciedlać „rzeczywiste straty” w sposób bar-

dziej zgodny z rzeczywistością niż funkcja Gaussa o uogólnionej asymptotycznej reakcji ogonowej w standardowych funkcjach rozkładu granicznego<sup>6</sup>.

### **Efekt dźwigni**

Szacunkowa struktura terminowa niewykonywania zobowiązań świadczy o strukturalnym ustaleniu podziału ryzyka przypisywania strat poprzez hierarchizację transz w CLO, które koncentruje przewidywane straty w małych pierwszych pozycjach stratnych, które ponoszą większość zagrożenia kredytowego, przesuwając nieprzewidywane ryzyko na większe, starsze transze. Zmienność przewidywanych strat przyczynia się w znacznym stopniu do całkowitego ryzyka inwestycyjnego w starszych transzach, inwestorzy w takich transzach również doświadczają wyższego zagrożenia wspomaganego dźwignią od nieprzewidywanych strat niż od przewidywanych strat. Jeżeli prawdopodobieństwo niewykonywania zobowiązań jest utrzymywane na stałym poziomie, stosunek dźwigni nieprzewidywanych strat do przewidywanych wzrasta w czasie dla wszystkich transz, z wyjątkiem najwcześniej i najstarszej transzy. Krotność nieprzewidywanych i przewidywanych strat spada w przypadku najniższej transzy i pozostaje prawie stałe w czasie dla najstarszej transzy.

W oparciu o symulowane struktury terminowe niewykonywania zobowiązań w ramach różnych scenariuszy niewykonywania zobowiązań proponuje się prostą metodę wyceny w celu wartościowania transzy CLO w wolnej od ryzyka strukturze. W tym celu oblicza się hipotetyczny spread na współczynnik nie zawierający ryzyka, który inwestorzy neutralni wobec ryzyka normalnie traktują jako kompensację przewidywanych strat z tytułu niewykonywania zobowiązań przypisywanych okresowo do każdej transzy zgodnie z wyznaczonym mechanizmem hierarchizacji. Przewidywana strata związana z zależnym od czasu fizycznym prawdopodobieństwem zmniejsza wirtualną kwotę transzy (tzn. przewidywany przepływ gotówkowy) w czasie. Premia ryzyka od każdej poszczegółnej transzy wyznacza stopę zwrotu, która wyrównuje okresowe straty pewnej struktury terminowej niewykonywania zobowiązań, tak że bieżąca wartość netto bilansu portfelowego rezydualnego kapitału dyskontowanego według

---

<sup>6</sup> Altman, E. I. and A. Saunders (1998)



(ustalonego i stochastycznego) współczynnika wolnego od ryzyka daje wolną od ryzyka strukturę terminową<sup>7</sup> która spełnia równość:

$$\sum_{m=1}^{n-1} \frac{(1 - \sum_{j=1}^m \tilde{L}_j^k) \cdot r_k}{\prod_{i=1}^m (1 + r_{f_i})} + \frac{(1 - \sum_{j=1}^n \tilde{L}_j^k) \cdot (1 + r_k)}{\prod_{i=1}^n (1 + r_{f_i})} = \sum_{m=1}^n \frac{(1 - \sum_{j=1}^m \tilde{L}_j^k)}{\prod_{i=1}^m (1 + r_{f_i})} + \frac{(1 - \sum_{j=1}^n \tilde{L}_j^k)}{\prod_{i=1}^n (1 + r_{f_i})} = 1, \quad (4)$$

gdzie  $\sum_{j=1}^m \tilde{L}_j^k$  oznacza akumulowaną przewidywaną stratę w transzy  $k$  do roku  $j=7$  i wolny od ryzyka współczynnik terminowy  $r_f$  (ustalony lub stochastyczny).

Obliczony zwrot dla inwestorów neutralnych wobec ryzyka nie obejmuje rynkowej premii ryzyka i stanowi jedynie godziwą stopę zwrotu jako kompensację dla fizycznej struktury terminowej niewykonywania zobowiązań sekurytyzowanych transzy. Ponieważ zwroty z transz nie zostały uzyskane jako premia ryzyka w ramach środka wolnego od ryzyka, bazuje się w dalszej części artykułu na terminie „zwroty kwazi neutralne wobec ryzyka”. W tabeli 1 przedstawiono zwroty dla poszczególnych transz, dostosowane do ryzyka, dla niewykonywania zobowiązań kredytowych opartych na NID i EVT przy stałym, wzrostowym i spadkowym okresowym współczynniku niewykonywania zobowiązań i stałego współczynnika wolnego od ryzyka  $r_{f_i} = r_f = 5.0\%$ . Najwcześniejsza transza [0-2.4%] absorbuje większość okresowych strat w okresie transakcji i wymaga kwazi neutralnego wobec ryzyka zwrotu 21.35% (EVT) i 20.56% (NID) dla kumulacyjnych średnich rocznych strat ze stałym okresowym prawdopodobieństwem niewykonywania zobowiązań. Kolejne transze dają niższe zwroty inwestycyjne jako, że ich spadkowa tolerancja niewykonywania zobowiązań akumulowanych strat kredytowych powoduje kwazi neutralne wobec ryzyka zwroty w zakresie od 6.29% (EVT) i 6.79% (NID) dla transzy [2.4-3.9%] do prawie wolnej od ryzyka stopy zwrotu dla najstarszej transzy [10.5-100%].

Teoria skrajnych wartości przypisuje wyższe prawdopodobieństwo rzadszym zdarzeniom z wyższą szkodowością strat („gruby ogon”), strat ysymulowane w systemie EVT dają wyższe neutralne wobec ryzyka zwroty niż straty kredytowe oparte na NID przy stałym terminowym współczynniku niewykonywania zobowiązań w najstarszych „transzach inwestorskich” [6.5-9.0%], [9.0-10.5%] i [10.5-100%]. Przeciwnie, transza equity [0-2.4%] i transze inwestorskie średnie [2.4-3.9%] i [3.9-6.5%] wykazują niższe zwroty w metodzie

<sup>7</sup> Jarrow R. A. i S. Turnbull (1995).

EVT niż NID ze względu na wysoką absorpcję początkowych strat w najwcześniejszych transzach.

Tabela 1. Kwazi neutralne wobec ryzyka zwroty dla różnych transz w ramach dwóch różnych rozkładów niewykonywania zobowiązań przy kumulacyjnym, stałym, wzrostowym, spadkowym współczynniku terminowym niewykonywania zobowiązań kredytowych.

| Efekt rozkładu i dodatkowego zabezpieczenia |                          |               | kwazi-neutralne wobec ryzyka zwroty w przeliczeniu na transzę (stała stopa dyskontowa) |          |          |        |         |           |
|---------------------------------------------|--------------------------|---------------|----------------------------------------------------------------------------------------|----------|----------|--------|---------|-----------|
| Przypisane straty transz                    | jakość portfela bazowego | rozkład strat | 0-2.4%                                                                                 | 2.4-3.9% | 3.9-6.5% | 6.5-9% | 9-10.5% | 10.5-100% |
| Cum $L_j^k$                                 | stała                    | EVT           | 21.35%                                                                                 | 6.30%    | 5.30%    | 5.07%  | 5.03%   | 5.00%     |
|                                             |                          | NID           | 20.60%                                                                                 | 6.80%    | 5.30%    | 5.05%  | 5.01%   | 5.00%     |
|                                             | spadkowa                 | EVT           | 37.50%                                                                                 | 10.82%   | 5.70%    | 5.10%  | 5.04%   | 5.00%     |
|                                             |                          | NID           | 30.40%                                                                                 | 11.20%   | 6.80%    | 5.40%  | 5.10%   | 5.00%     |
|                                             | wzrostowa                | EVT           | 49.10%                                                                                 | 9.90%    | 5.60%    | 5.10%  | 5.03%   | 5.00%     |
|                                             |                          | NID           | 42.75%                                                                                 | 10.90%   | 6.00%    | 5.06%  | 5.00%   | 5.00%     |

Silny kontrast pomiędzy kwazi neutralnymi wobec ryzyka zwrotami z najwcześniejszej transzy zachowanej przez emitentów oraz transzy średniej i starszych, posiadanych przez zewnętrznych inwestorów, również dotyczy zmiennej jakości portfela. Zmienny okresowy współczynnik terminowy niewykonywania zobowiązań powoduje wyższe zwroty dla prawie wszystkich transz, bez względu na to, czy pierwszy moment struktury terminowej jest dodatni czy ujemny, i zmniejsza się wraz ze starszeństwem transzy. Transza equity narzuca kwazi neutralne wobec ryzyka zwroty powyżej 30% (40%) w przeliczeniu na okres dla spadkowej (wzrostowej) jakości portfela, która zmniejsza zysk związany z niższym narażeniem na niewykonywanie zobowiązań poprzez odpowiednio transze średniej i starsze. Dla transzy średniej i starszych zwroty są zgodnie z oczekiwaniami niższe raczej przy wzrostowej niż spadkowej jakości portfela. Choć poziom kwazi neutralnych wobec ryzyka zwrotów (szczególnie w przypadku transzy equity) jest w głównej mierze napędzany przez projekt zabezpieczenia transakcji sekurytyzacji (tzn. względną objętość i starszeństwo składowych transz), specyfikacja profilu straty dla zmiennej jakości portfela wyjaśnia wiarygodność takiego wyniku sprzecznego z intuicyjnymi oczekiwaniami.

W przeciwieństwie do stałej jakości portfela, symulowana struktura terminowa niewykonywania zobowiązań dla wzrostowego portfela obejmuje wyższe niż średnie prawdopodobieństwo niewykonywania zobowiązań (i wyższe kwazi neutralne wobec ryzyka zwroty) w początkowych okresach. Taki związek stopniowo ulega odwróceniu w miarę jak zbliża się termin płatności transakcji. Taki sam schemat dotyczy spadkowej jakości portfela. Ponieważ wysoki początkowy współczynnik niewykonywania zobowiązań dla wzrostowego portfela nie jest mniej silnie dyskontowany w początkowych okresach, wczesne wyczerpanie najwcześniejszej transzy transformuje na wyższe kwazi neutralne wobec ryzyka zwroty we wszystkich transzach początkowych i średniej aż do transzy [6.5-9.0%]. Przeciwnie, niski początkowy współczynnik niewykonywania zobowiązań w przypadku spadkowej struktury terminowej niewykonywania zobowiązań powinien prowadzić do kwazi neutralnych wobec ryzyka zwrotów podobnych do zwrotów obserwowanych w przypadku stałego współczynnika niewykonywania zobowiązań, w głównej mierze, ponieważ zwiększona strata z tytułu niewykonywania zobowiązań idzie w parze z wyższym okresowym dyskontowaniem. Zgodnie z taką charakterystyką, spadkowa jakość portfela jest w większym stopniu korzystna dla właścicieli najwcześniejszej transzy, która narzuca niższą tolerancję niewykonywania zobowiązań (i niższych kwazi neutralnych wobec ryzyka zwrotów przypadających na okres) dla spadkowego niż wzrostowego portfela.

## WNIOSKI

Głównym celem niniejszej pracy było oszacowanie struktury terminowej niewykonywania zobowiązań oraz wyceny hierarchizowanych roszczeń z tytułu zadłużeń, wrażliwych na niewykonywania zobowiązań (transzy) w sekurytyzacji CLO przy kaskadowaniu strat. Struktura terminowej niewykonywania zobowiązań kumulacyjnej straty kredytowej przypisanej do pierwszej transzy wzrasta liniowo i wydaje się być bardziej wrażliwa na zmienne współczynniki niewykonywania zobowiązań portfela bazowego niż starsze „transze inwestorskie”, który wykazują nieliniowy wzrost strat z tytułu niewykonywania zobowiązań w miarę upływu czasu. Również względna zmienność strat wzrasta eksponencjalnie dla transz po pierwszej pozycji stratnej, gdzie niższe nieprzewidywane straty (tzn. zmienność modelowanych okresowych strat kredytowych)

leżą u podstaw bardziej precyzyjnych obliczeń kwazi neutralnych wobec ryzyka zwrotów transz.

Biorąc pod uwagę potencjalne problemy pośrednictwa pomiędzy emitentami i inwestorami w strukturach sekurytyzacyjnych, nasze wyniki w wiarygodny sposób wyjaśniają, że emitenci powszechnie zachowują najwcześniejszą transzę jako pierwszą pozycję stratną w formie próby zmniejszenia kosztów pośrednictwa odnośnie asymetrycznych informacji o sekurytyzowanych aktywach. Zachowanie najniższej transzy oznacza przyjęcie obliczalnej „pewnej straty”, co pozwala emitentom od domniemanego przeniesienia większości zmienności strat towarzyszącej sekurytyzowanym kredytom na transze inwestorskie. Emitenci prawidłowo uwzględnią przewidywane straty poprzez zapewnienie optymalnej ochrony pierwszej straty przy pewnych rzutowanych profilach niewykonywania zobowiązań, odnoszą korzyści z prawie całkowitego wyeliminowania nieprzewidywanych strat z tytułu sekurytyzowanych kredytów. Ponieważ od 60% do 98% przewidywanych strat koncentruje się w najwcześniejszej transzy, zgodnie z wynikami symulacji, emitenci przenoszą najbardziej nieprzewidywane straty na inwestorów. Implikacje zaprezentowanego projektu zabezpieczeń na kumulacyjne/okresowe obciążenie stratami dla skrajnych kwantyli i towarzyszących przewidywanych zwrotów kwazi neutralnych wobec ryzyka, przypadających na transzę, podkreślają znaczenie struktury transakcji dla rynkowej wartości ryzyka kredytowego poprzez sekurytyzację kredytów. Zachowanie pierwszych strat z sekurytyzowanych kredytów wydaje się być w dużej mierze motywowane przez fakt, że wykraczają one poza starania mające na celu zmniejszeni kosztów pośrednictwa w zakresie asymetrycznych informacji związanych z „komponentem kredytowym” sekurytyzacji kredytu (np. ograniczenia informacyjne relacji pożyczkowej).

Hierarchizacja transz wspiera efektywne umieszczanie dłużnych papierów wartościowych w ramach projektu zabezpieczenia, które umożliwia emitentom podział i przekierowanie przepływów gotówki z kredytów sekurytyzowanych do nowych instrumentów inwestycyjnych na zasadniczym poziomie płynności podobnym do „zwykłych” papierów wartościowych zapewniających stały dochód jako „komponent zabezpieczający” sekurytyzacji kredytu. Jednocześnie, znaczny spadek marginalnej nieprzewidywanej straty w czasie w pierwszej pozycji stratnej umożliwia emitentom na bardziej przewidywalne ryzyko inwestycyjne niż inwestorom w rynek kapitałowy, którzy posiadają transze średniej i

starsze (transze inwestorskie). Jednakże emitenci muszą uważnie zarządzać nieprzewidywanym ryzykiem przy wyborze ryzyka kredytowego sekuryzowanych pożyczek jako, że wpływa to na ich strukturalną swobodę decyzji do określenia tolerancji strat dla każdej transzy w ramach szczególnego projektu zabezpieczeń. Ponieważ nieprzewidywane ryzyko staje się coraz ważniejszym komponentem ryzyka inwestycyjnego niż nieprzewidywane straty, bardziej doświadczeni inwestorzy również doświadczają wyższego zagrożenia wspomaganego dźwignią z tytułu nieprzewidywanych strat niż z tytułu przewidywanych strat. Stwierdzamy, że im niższy poziom pierwszeństwa (i) tym wyższa dźwignia względnych przewidywanych i nieprzewidywanych strat na transzę w stosunku do względnych strat portfelowych, (ii) tym niższy współczynnik nieprzewidywanych strat do przewidywanych, oraz (iii) tym wyższy udział przewidywanych strat ze wszystkich strat portfela ponoszonych przez kolejne transze.

#### Literatura

1. Akerlof G. A., *The Market for Lemons: Quality Uncertainty and the Market Mechanism*, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, 1970.
2. Altman E. I., Saunders A., *Credit Risk Measurement: Developments Over the Last 20 Years*, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21, 1998.
3. Embrechts P., *Extreme Value Theory: Potential and Limitations as an Integrated Risk Management Tool*, *Derivatives Use, Trading & Regulation*, Vol. 6, 2000.
4. Herrmann M., Tierney J., *The Market for CLOs in Germany*, Deutsche Bank Asset-Backed Research, London, 1999.
5. Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2004.
6. Jarrow R. A., Turnbull S., *Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Credit Risk*, *Journal of Finance*, Vol. 50, 1995.
7. Jenkinson A. F., *The Frequency Distribution of the Annual Maximum (or Minimum) Values of Meteorological Elements*, *Quarterly Journal of the Royal Meteorology Society*, No. 87, 1955.
8. Jobst A., *Collateralised Loan Obligations (CLOs): A Primer, The Securitization Conduit*, Vol. 6, 2003.

9. Lucas A., Klaasen P., Spreij P., Straetmans S., *An Analytic Approach to Credit Risk of Large Corporate Bond and Loan Portfolios*, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 25, 2001.
10. Merton R., *On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates*, *Journal of Finance*, Vol. 29, 1974.
11. Morris S., Shin H. S., *Risk Management with Interdependent Choice*, *Financial Stability Review*, 2001.
12. Resnick S. I., *Adventures in Stochastic Processes*, Birkhäuser, Boston, 1992.
13. Szkutnik W., Lawędziak B., *Sekurytyzacja ryzyka jako forma ubezpieczenia ryzyk katastrofalnych w aspekcie modelowej równowagi hazardu moralnego i ryzyka bazowego*, Praca zbiorowa pod red. W. Szkutnika – Ryzyko i prognozy. Zeszyt 10. Wydawnictwo ŚWSZ, Katowice 2005.
14. Vasicek O. A., *Probability of Loss on Loan Portfolio*, KMV Corporation, 1987.

### STRESZCZENIE

Nowe inwestycje wymagają dużych nakładów finansowych, a koszty kredytów są coraz większe. W odpowiedzi na nowe zapotrzebowania na rynku finansowym pojawiają się alternatywne źródła pozyskiwania kapitału, jak i inwestowania w oparciu o nowe papiery wartościowe. W artykule uwaga zostanie skupiona na papierach CLO z wydzielonymi transzami emitenta i inwestorów. Stopień i liczebność portfela z uwzględnieniem pierwszeństwa transz jest uzależniona od stopnia ryzyka przekształcanych kredytów. W celu określenia stopnia, w jakim ryzyko niespłacenia długu może zostać przeniesione na obligacje, oparto się na ekstremalnej wartości EVT. Na podstawie symulacji Monte Carlo zaprezentowana została specyfikacja modelu wyceny strat podporządkowanych transz, następnie przydzielony został oszacowany poziom strat i ustalony oczekiwany zwrot. Przeanalizowano zależność pomiędzy oczekiwaną i niespodziewaną stratą w odniesieniu do starszeństwa transz.

## THE NEW FORM INVESTIGATION BASED ON SECURITIZATION

### SUMMARY

New investments require big financial outlays costs of credits higher and higher. In the reply to new demand alternative sources of raising capital as well as investing are turning up to financial market basing no new securities. In this article the attention will be focused on CLO loan with allocated tranches of the issuer and investors. The step and the number of portfolio considering the priority of tranches depends on the degree of the risk transformed credit. In order to determine the degree in which risk of debt payment can be moved to obligations they were based on the extreme value theory. On the basis Monte Carlo simulation a specification of the model of the evaluation of losses and an established expected return will be allotted. In the end a relation between the expected and unexpected losses with reference to the seniority of tranches will be analysed.

*Translated by B. Lawędziak*

*Mgr inż. Bartosz Lawędziak*  
Akademia Ekonomiczna w Katowicach  
bartoszlaw@o2.pl



JUSTYNA MAJEWSKA

### **METODY ODPORNEJ ESTYMACJI DLA MODELI KLASY GARCH**

Modele GARCH są obecnie najczęściej stosowanymi modelami do prognozowania zmienności (volatility) w finansowych szeregach czasowych z uwagi na uwzględnianie grubych ogonów rozkładów stóp zmian czy zjawiska grupowania wariancji.

Parametry modeli heteroskedastycznych mogą być szacowane metodą największej wiarygodności. W przypadku spełnienia założenia o normalności rozkładu metoda ta pozwala na uzyskanie asymptotycznie efektywnych ocen parametrów. Metoda quasi największej wiarygodności (QML) stała się standardową metodą estymacji modeli klasy GARCH. I choć metoda ta daje zgodne oszacowania parametrów nawet gdy rozkład nie jest rozkładem normalnym zarzuca się jej wysokie wartości błędów prognoz (RMSE) oraz nieefektywność, zwiększającą się wraz z poziomem odchylenia się od normalności (Harvey 1984, Jacquier i in.1994).

Wybór metody estymacji parametrów modelu GARCH przekłada się na oszacowanie zmienności – kluczowego parametru w wycenie opcji i zarządzaniu ryzykiem. Odkąd modele GARCH zostały zastosowane do modelowania finansowych szeregów czasowych zaobserwowano, że szeregi reszt tych modeli nadal wykazują grube ogony. Widoczne jest to również, choć w nieco mniejszym stopniu, w powstałych rozszerzeniach modeli GARCH. Tłumaczyć to można występowaniem w finansowych szeregach czasowych obserwacji odstających, tzw. *outliers*. Szczególne znaczenie mają zjawiska jednorazowe (*additive outliers, AO*), stanowiące istotne pojedyncze odchylenie od przewidywanej wartości badanego zjawiska tylko w jednym okresie, nie wpływające na wartości szeregu w następnych okresach.

Efekt wpływu *ouliers* na estymację klasy modeli (G)ARCH był niejednokrotnie analizowany. Na uwagę zasługują prace dotyczące estymacji parame-



trów tych modeli w obecności punktów odstających z zastosowaniem odpornych metod.

Jednym z podejść jest iteracyjne „przycinanie” punktów odstających i dopasowywanie modelu do pozostałych danych do momentu wyeliminowania wszystkich punktów odstających (Franses i Ghijssels, 1999). Inne propozycje koncentrują się wokół zastosowania estymatorów odpornych na punkty odstające. Na uwagę zasługują Park (2002), który zaprezentował estymator oparty na regresji odpornej LAD, Mancini (2005), Muler i Yohai (2002, 2007), którzy zaproponowali pewne modyfikacje odpornych M-estymatorów oraz Rieder, Ruckdeschel, Kohl (2002), którzy wyszli z propozycją klasy odpornych estymatorów w celu minimalizacji błędu średniokwadratowego w sąsiedztwie zaburzeń.

Głównym celem pracy jest zaprezentowanie wybranych odpornych metod estymacji dla standardowego modelu GARCH. Dokonamy porównania tych metod z szeroko stosowaną metodą – quasi największej wiarygodności w oparciu o analizę empiryczną. Autor chce przekonać, że modyfikacje metody największej wiarygodności w przypadku warunkowej heteroskedastyczności dają lepsze wyniki w oparciu o odporne metody estymacji niż gaussowska QML estymacja.

### **Wybrane metody odpornej estymacji dla klasy modeli (G)ARCH**

#### ***Ogólne założenia estymacji odpornej***

W modelach szacowanych na podstawie szeregów danych finansowych składniki losowe rzadko spełniają założenie o normalności rozkładu. W konsekwencji estymatory metody najmniejszych kwadratów są nieefektywne. Oszacowania wariancji są niepoprawne, w efekcie czego moc standardowo używanych testów jest niska. Jeżeli estymatory mają nieskończone wariancje nie powinniśmy używać klasycznych procedur testowych. Problemy związane z estymacją przy występowaniu obserwacji odstających doprowadziły do rozwinięcia odpornych metod estymacji. Metody odporne są obecne w statystyce matematycznej od ponad pół wieku, zaś głównym celem statystyki odpornej jest nie tylko dostarczanie narzędzi pozwalających na ocenę odporności klasycznych metod statystycznych, ale zarówno dostarczanie nowych estymatorów i

testów, które charakteryzują się odpornością na pewne odstępstwa od założonego modelu.

Według Hubera (1981) odporne metody estymacji winny posiadać następujące dwie własności:

- H1) Estymacja powinna być efektywna gdy wszystkie obserwacje z próby pochodzą z założonego modelu.
- H2) Zastąpienie niewielkiej części obserwacji obserwacjami odstającymi powinno mieć nieznaczny wpływ na wynik estymacji.

Tylko nieliczne estymatory proponowane w literaturze spełniają obydwie własności. W przypadku warunkowej heteroskedastyczności można wyróżnić różne podejścia jak radzić sobie z obserwacjami istotnie różniącymi się od pozostałych. Pierwsze podejście polega na identyfikacji i korekcie obserwacji odstających przed estymacją parametrów równania warunkowej wariancji. Odporne metody mogą być zastosowane do estymacji parametrów równania wariancji i/lub do oszacowania początkowej wariancji. W pracy skupimy się na oszacowaniu metodami odpornymi parametrów modelu GARCH(p,q).

### ***M-estymacja oraz BM-estymacja***

Model GARCH jest powszechnie znany, jednak dla wprowadzenia oznaczeń podajemy podstawową specyfikację modelu GARCH(p,q).

Niech  $r_t$  będzie stopą zwrotu zdefiniowana jako:  $r_t = \log(p_t / p_{t-1})$ , gdzie  $p_t$  jest ceną instrumentu finansowego. Model GARCH(p,q) (Engle, Bollerslev, 1986) jest zdefiniowany następująco:

$$r_t = E[r_t | \Omega_{t-1}] + \varepsilon_t, \varepsilon_t = z_t \sigma_t, z_t \sim \text{iid}(0,1), E[\varepsilon_t^2 | \Omega_{t-1}] = \sigma_t^2, \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad t = 1, \dots, T, \quad (2)$$

gdzie  $\Omega_{t-1}$  jest informacją dostępną do czasu  $t-1$  oraz  $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0 \ i = 1, \dots, p, \beta_i \geq 0 \ i = 1, \dots, q$ .

Hall i Yao (2003) pokazali, że jawna postać  $\sigma_t^2$  przybiera formę:

$$\sigma_t^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q \beta_i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{j_1=1}^q \dots \sum_{j_k=1}^q \beta_{j_1} \dots \beta_{j_k} \varepsilon_{t-i-j_1-\dots-j_k}^2. \quad (3)$$

Niech  $x_t^2 = \log(\varepsilon_t^2)$  oraz  $\omega_t = \log(z_t)$ .

Wtedy otrzymujemy:  $x_t = \omega_t + \log \sigma_t^2$ .

Niech  $f$  będzie funkcją gęstości  $z_t$  symetryczną względem 0, wtedy funkcja gęstości  $\omega_t$  jest postaci:

$$g(\omega) = e^{\frac{\omega}{2}} f\left(e^{\frac{\omega}{2}}\right). \quad (4)$$

W szczególności, gdy  $f$  jest funkcją gęstości zestandaryzowanego rozkładu normalnego mamy:  $g = g_0$  gdzie

$$g_0(\omega) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(e^\omega - \omega)}. \quad (5)$$

Jak już wcześniej wspomniano do estymacji parametrów modelu GARCH(p,q) można zastosować metodę quasi największej wiarygodności, którą to funkcję-kryterium zapisujemy następująco:

$$-\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^T \frac{\varepsilon_t^2}{\tilde{\sigma}_t^2} - \frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^T \log \tilde{\sigma}_t^2 \Rightarrow \max \quad (6)$$

gdzie

$$\tilde{\sigma}_t^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q \beta_i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{j_1=1}^q \dots \sum_{j_k=1}^q \beta_{j_1} \dots \beta_{j_k} \varepsilon_{t-i-j_1-\dots-j_k}^2 I_{t-i-j_1-\dots-j_k \geq 1}. \quad (7)$$

Uwzględniając, że  $x_t^2 = \log(\varepsilon_t^2)$  (6) może być zapisana jako:

$$-\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^T (e^{x_t - \log \tilde{\sigma}_t^2} + \log \tilde{\sigma}_t^2).$$

Maksymalizacja (6) jest równoważna maksymalizacji :

$$L_{0,T} = \sum_{t=p+1}^T \log(g_0(x_t - \log \tilde{\sigma}_t^2)), \quad (8)$$

gdzie  $g_0$  dana jest (5).

Następnie, maksymalizacja (8) jest równoważna minimalizacji

$$M_{0,T}(\theta) = \frac{1}{T-p} \sum_{t=p+1}^T \rho_0(x_t - \log \tilde{\sigma}_t^2), \quad (9)$$

gdzie

$$\rho_0 = -\log(g_0), \quad (10)$$

a  $g_0$  dana jest (5).

W podobny sposób można dowieść, że estymację metodą największej wiarygodności dla GARCH(p,q) (z dowolną symetryczną funkcją  $f^*$ ) otrzymujemy poprzez minimalizację

$$\frac{1}{T-p} \sum_{t=p+1}^T \rho^*(x_t - \log \tilde{\sigma}_t^2)$$

dla  $\rho^* = -\log(g^*)$ ,  $g^*$  jest dana wzorem (4) z  $f = f^*$ .

Jednym z powodów braku odporności estymatora quasi największej wiarygodności jest nieograniczoność funkcji  $\rho_0$ .

Muler i Yohai (2006) zaproponowali dwie klasy odpornych metod estymacji dla modelu GARCH. Pierwsza może być rozpatrywana jako rozszerzenie M-estymacji parametru położenia i regresji (Huber, 1964, 1973). Druga natomiast zawiera pewną dodatkową procedurę dla ograniczenia rozpowszechniania się efektu jednego punktu odstającego na oszacowanie kolejnej warunkowej wariancji.

Oznaczmy przez  $\theta$  wektor nieznanych parametrów  $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \beta_1)'$ .

W celu zdefiniowania pierwszej metody estymacji niech

$$M_T(\theta) = \frac{1}{T-p} \sum_{t=p+1}^T \rho(\log \varepsilon_t^2 - \log \tilde{\sigma}_t^2). \quad (11)$$

Wtedy M-estymacja parametrów modelu GARCH zdefiniowana jest jako

$$\hat{\theta}_1 = \arg \min_{\theta} M_T(\theta). \quad (12)$$

Wyróżnia się dwa typy M-estymacji (i) M-estymację z  $\rho$  nieograniczoną oraz  $\rho'$  ograniczoną oraz (ii) M-estymację z  $\rho$  oraz  $\rho'$  ograniczonymi.

Pierwsza metoda estymacji jest odporna, gdy dla  $z_t$  został przyjęty rozkład o grubych ogonach (choć mimo to pewne punkty odstające mogą mieć wpływ na oszacowania). By zwiększyć stopień odporności należy dobrać w (11) ograniczoną funkcję  $\rho$ .<sup>1</sup>

Estymatory uzyskane w wyniku tej metody są zgodne i asymptotycznie normalne. Metoda ta spełnia warunek H1, lecz nie spełnia H2, choć jest mniej wrażliwa na zaburzenia w próbie niż metoda QML. Zatem w celu osiągnięcia odporności M-estymacja dla modelu GARCH została zmodyfikowana, w wyniku, czego otrzymujemy następującą postać wariancji warunkowej:

$$\tilde{\sigma}_{t,k}^{*2} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i r_k \left( \frac{\varepsilon_{t-i}^2}{\tilde{\sigma}_{t-i,k}^{*2}} \right) \tilde{\sigma}_{t-i,k}^{*2} + \sum_{i=1}^q \beta_i \tilde{\sigma}_{t-i,k}^{*2}, \quad (13)$$

gdzie  $\varepsilon_t = 0$  dla  $t \leq 0$  oraz

$$r_k(x) = \begin{cases} x, & |x| < k \\ k, & |x| \geq k \end{cases} \quad (14)$$

<sup>1</sup> Estymacja metodą największej wiarygodności dla grubych ogonów  $z_t$  oraz metodą najmniejszych wartości bezwzględnych - LAD (Peng, Yao, 2003) są przykładami M-estymacji z  $\rho$  nieograniczoną oraz  $\rho'$  ograniczoną.

Zaobserwować można, że jeśli  $k$  przyjmuje duże wartości, to wartości  $\tilde{\sigma}_t^2$  oraz  $\tilde{\sigma}_{t,k}^{*2}$  są zbliżone.

Biorąc pod uwagę wpływ punktów odstających na warunkową wariancję może ona zostać zastąpiona przez (13). Równocześnie otrzymujemy zmodyfikowaną funkcję  $M_{Tk}^*$ , natomiast  $\hat{\theta}_2 = \arg \min_{\theta} M_{Tk}^*(\theta)$ .

BM estymator jest zdefiniowany następująco:

$$\hat{\theta}_{BM} = \begin{cases} \hat{\theta}_1, & M_T \leq M_{Tk}^* \\ \hat{\theta}_2, & M_T > M_{Tk}^* \end{cases} \quad (15)$$

Należy zauważyć, że BM-estymacja posiada własności H1) oraz H2).

W części empirycznej będziemy wyróżniać BM<sub>1</sub> oraz BM<sub>2</sub>- estymator.

BM<sub>1</sub>- estymator uzyskujemy, gdy

$$\rho(x) = m_1[-\log(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(e^x - x))]. \quad (16)$$

Funkcja  $m_1(x)$  jest natomiast zdefiniowana jako:

$$m_1(x) = \begin{cases} x & \text{gdy } x \leq 4,02 \\ c_4 x^4 + c_3 x^3 + c_2 x^2 + c_1 x + c_0 & \text{gdy } 4,02 < x \leq 4,3 \\ 4,16 & \text{gdy } x > 4,3 \end{cases} \quad (17)$$

gdzie  $c_0 = 6777$   $c_1 = -6536,2$   $c_2 = -379,0087$   $c_4 = 22,7770$ .

BM<sub>2</sub>-estymator otrzymujemy, gdy

$$\rho(x) = 0,8 m_1[-\frac{1}{0,8} \log(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(e^x - x))]. \quad (18)$$

Dla BM<sub>1</sub>- estymatora wartość  $k$  jest równa 5,02 tak, aby  $P(z_t^2 \leq 5,02) = 0,975$  ( $z_t \sim N(0,1)$ ), natomiast dla BM<sub>2</sub>- estymatora  $k = 2,72$ , gdyż  $P(z_t^2 \leq 2,72) = 0,9$  ( $z_t \sim N(0,1)$ ).

### Analiza empiryczna

Celem pracy jest zweryfikowanie tezy, że modyfikacje metody największej wiarygodności w przypadku warunkowej heteroskedastyczności dają lepsze wyniki w oparciu o odporne metody estymacji niż gaussowska QML estymacja.

Przedmiotem badania będzie szereg czasowy reprezentujący logarytmiczne dzienne stopy zwrotu (liczone według cen zamknięcia rynku w kolejnych dniach sesyjnych) z indeksu WIG20 z okresu 07.02.2001-31.03.2008. Przed

przystąpieniem do estymacji parametrów należy przeprowadzić analizę właściwości dotyczących kształtowania się szeregu czasowego.

Wartości współczynnika skośności (-0,27836), kurtozy (4,55903) wraz z wynikami testu Jarque-Bera wskazują na odrzucenie hipotezy zerowej o normalności rozkładu składnika losowego. Ponadto, proces resztowy ma własności białego szumu. Wartość statystyki  $TR^2$  dla WIG20 wynosi 90,73 i oznacza, że w badanym procesie resztowym mamy do czynienia z procesem ARCH. Oznacza to, że występuje autoregresyjna zmienność wariancji warunkowej oraz konieczność estymacji parametrów modelu metodami odpornymi. W rozważanym szeregu wykrywamy prawie 6% obserwacji odstających<sup>2</sup>.

Na podstawie bayesowskiego kryterium Schwarza (SC) jako wystarczający do opisu zmienności warunkowej wariancji wybrano model GARCH(1,1). Estymacji parametrów modelu GARCH(1,1) dokonamy następującymi metodami:

- quasi największej wiarygodności (QML),
- M-estymacja z funkcją straty określoną (16) ( $M_1$ ),
- $BM_1$ -estymacja dana wzorem (15) z funkcją straty określoną (16) ( $BM_1$ ),
- M-estymacja z funkcją straty określoną (17) ( $M_2$ ),
- $BM_2$ -estymacja dana wzorem (15) z funkcją  $\rho$  określoną wzorem (17) ( $BM_2$ ).

Tabela 1 prezentuje wyestymowane wartości parametrów modelu GARCH(1,1).

Niech  $\hat{\sigma}_t^2$  oznacza warunkową wariancję uzyskaną w oparciu o wyestymowane wcześniej parametry modelu GARCH(1,1). Dla QML - estymacji warunkowa wariancja jest wyznaczana na podstawie:

$$\hat{\sigma}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \hat{\beta}_1 \hat{\sigma}_{t-1}^2 \quad 2 \leq t \leq T, \quad (19)$$

natomiast w przypadku  $BM_1$  oraz  $BM_2$ -estymacji warunkowa wariancja jest wyznaczana w oparciu o (19) gdy  $(\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\beta}_1)$  pokrywa się z  $\hat{\theta}_1$  zdefiniowaną przez (12) lub też

<sup>2</sup> Przyjmujemy, że obserwacje o szczególnie dużych wartościach bezwzględnych, wykraczających poza obszar 3 odchyleń standardowych od średniej to obserwacje odstające. Identyfikowane są za pomocą wskaźnika DFTIS<sub>1</sub> – standaryzowanej różnicy pomiędzy wartościami teoretycznymi (zob. Ostasiewicz, 1998).

$$\hat{\sigma}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \hat{\sigma}_{t-1}^2 r_k \left( \frac{\varepsilon_{t-1}^2}{\hat{\sigma}_{t-1}^2} \right) + \hat{\beta}_1 \hat{\sigma}_{t-1}^2 \quad 2 \leq t \leq T,$$

gdy  $(\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\beta}_1)$  pokrywa się z  $\hat{\theta}_2$ .

Tabela 1. Wyniki estymacji parametrów dla modelu GARCH(1,1)

| Parametry        | Model GARCH $p = 1 \quad q = 1$ |                |                 |                |                 |
|------------------|---------------------------------|----------------|-----------------|----------------|-----------------|
|                  | QML                             | M <sub>1</sub> | BM <sub>1</sub> | M <sub>2</sub> | BM <sub>2</sub> |
| $\hat{\alpha}_0$ | 0,01791                         | 0,01734        | 0,01278         | 0,01273        | 0,01604         |
| $\hat{\alpha}_1$ | 0,05044                         | 0,05002        | 0,04227         | 0,04964        | 0,05027         |
| $\hat{\beta}_1$  | 0,94077                         | 0,93753        | 0,92405         | 0,92056        | 0,90297         |

Źródło: obliczenia własne

Prognozy wariancji konstruowano na jedną sesję do przodu dla okresu 06.08.2007 do 31.03.2008 (191 sesji). Parametry wszystkich analizowanych modeli estymowano 191 razy dodając za każdym razem kolejną obserwację (logarymiczną rzeczywistą stopę zwrotu). Ocenę trafności prognoz dokonano na podstawie: średniego absolutnego błędu MAE oraz pierwiastka błędu średniokwadratowego RMSE (Tabela 2).

Tabela 2. Błędy prognoz zmienności

| Błędy prognozy | Model GARCH $p = 1 \quad q = 1$ |                |                 |                |                 |
|----------------|---------------------------------|----------------|-----------------|----------------|-----------------|
|                | QML                             | M <sub>1</sub> | BM <sub>1</sub> | M <sub>2</sub> | BM <sub>2</sub> |
| MAE            | 0,38565                         | 0,31497        | 0,31786         | 0,33790        | 0,30563         |
| RMSE           | 0,40648                         | 0,36782        | 0,35762         | 0,37541        | 0,35154         |

Źródło: Obliczenia własne

Analizując powyższe wyniki stwierdzamy, że niskie wartości błędów MAE oraz RSME otrzymujemy w przypadku wszystkich odpornych metod estymacji. Najlepsze rezultaty daje BM<sub>2</sub>-estymacja. Choć należy podkreślić, że podjęcie decyzji o wyborze metody estymacji powinno być poprzedzone analizą szeregu pod kątem występujących obserwacji odstających. Niewielkie różnice wartości błędów dla odpornych metod estymacji pozwalają na stwierdzenie, że wybór konkretnej odpornej metody może zależeć od preferencji potencjalnego inwestora. Choć na podstawie otrzymanych w pracy wyników obserwacje odstające mają niewątpliwie największy wpływ na estymację metodą quasi-największej wiarygodności.

### Podsumowanie

Modele GARCH nie są odporne na zmiany o charakterze szokowym czy interwencyjnym. Z przedstawionych rezultatów wynika, że dla finansowych szeregów czasowych z obserwacjami odstającymi odporne metody estymacji stanowią alternatywę dla klasycznych metod. BM-estymacja zdaje się zachowywać najlepiej spośród estymacji rozważanych w tej pracy. Uwzględnienie w modelach zmienności metod estymacji odpornej prowadzi do wzrostu trafności prognoz zmienności, co może być niewątpliwie użyteczne chociażby w procesie wyceny instrumentów pochodnych. Kolejnym krokiem powinno być dokonanie analizy porównawczej klasycznego modelu GARCH z zastosowanymi odpornymi metodami estymacji z rozszerzeniami modelu GARCH.

### Literatura

1. Engle R. F., Bollerslev T., *Modeling the Persistence of Conditional Variance*. Econometric Review 1986.
2. Franses P.H., Ghijssels E., *Additive Outliers, GARCH and Forecasting Volatility*. International Journal of Forecasting, 1999.
3. Grossi L., Morelli G., *Robust Volatility Forecasts and Model Selection in Financial Time Series*, 2006.
4. Harvey, A., Pierce R., *Estimating missing observations in economic time series*. Journal of the American Statistical Association 1984.
5. Huber. P. J., *Robust Statistics*. Wiley, N. Y. 1981.
6. Jacquier E., Polson NG, Rossi P.E., *Bayesian analysis of stochastic volatility models*. JBusiness and Economic Statistics 1994.
7. Muler, N., Yohai VJ., *Robust estimates for ARCH Processes*. Time Series Analysis 2002.
8. Muler, N., Yohai VJ., *Robust Estimates for GARCH Models*. Time Series Analysis 2007.
9. Ostasiewicz W., *Statystyczne metody analizy danych*, Wydawnictwo AE im. Oscara Langego, Wrocław 1998.
10. Park B., *An outlier robust GARCH model and forecasting volatility of exchange rate returns*. Journal of Forecasting, 2002.
11. Rieder. H. , Ruckdeschel. P., Kohl M., *Robust estimation for time series models based on infinitesimal neighborhoods*. Working Paper ICORS, Vancouver 2002.



## STRESZCZENIE

Modele GARCH są obecnie najczęściej stosowanymi modelami do prognozowania zmienności (volatility) w finansowych szeregach czasowych z uwagi na uwzględnianie grubych ogonów rozkładów stóp zmian czy zjawiska grupowania wariancji. Jednakże modele te nie są odporne na zmiany o charakterze szokowym czy interwencyjnym. W pracy zostały zaprezentowane wybrane odporne metody estymacji dla standardowego modelu GARCH, przedstawione po raz pierwszy przez Muler i Yohai (2007). Zostały one porównane z szeroko stosowaną metodą szacowania parametrów modelu GARCH – metodą quasi największej wiarygodności na przykładzie indeksu WIG20. Głównym celem pracy jest odpowiedź na pytanie czy pewne modyfikacje metody największej wiarygodności w przypadku warunkowej heteroskedastyczności dają lepsze wyniki w oparciu o odporne metody estymacji niż gaussowska QML estymacja.

## ROBUST ESTIMATION METHODS FOR GARCH MODELS

### SUMMARY

The GARCH models are by now the most widely used models to forecast the timevarying volatility observed in many financial returns because they can be fitted to the financial data which have heavy-tailed distribution and volatility clustering. It appears, however, from some empirical studies that the GARCH model tends to provide poor volatility forecasts in the presence of additive outliers. To overcome the forecasting limitation in this paper we present two classes of robust estimates for GARCH models. We compare these robust estimates with the most popular - QML—estimate and the main question is: are robust estimates behave better than QML-estimates?

*Translated by J. Majewska*

*Mgr Justyna Majewska*  
Akademia Ekonomiczna w Katowicach  
majewskaj@wp.pl



MARZENA MASELEWSKA

**OCENA WSKAŹNIKOWA EFEKTYWNOŚCI INWESTOWANIA  
W FUNDUSZE INWESTYCYJNE O RÓŻNYCH STRATEGIACH  
W OKRESIE BESSY 2007/2008 NA PODSTAWIE FUNDUSZY ARKA**

**Dostępne strategie funduszy inwestycyjnych**

Spadek stóp procentowych i mało atrakcyjna oferta lokat bankowych zachęca do poszukiwania innych form oszczędzania. Ze względu na niewielkie kapitały, jakimi zwykle dysponują pojedynczy inwestorzy, samodzielna inwestycja nie pozwala na sprawną dywersyfikację posiadanego portfela, tzn. zwykle uniemożliwia posiadanie np. obligacji i akcji wielu spółek, co poprzez zmniejszenie ryzyka specyficznego, czyni inwestycję bezpieczniejszą. W takiej sytuacji, jeżeli cena akcji jednej ze spółek spada, stratę można nadrobić na innych walorach. Poza tym niewiele jest osób, które posiadają wystarczającą wiedzę oraz czas, aby skutecznie zająć się śledzeniem sytuacji na światowych giełdach. Fundusz inwestycyjny pozwala zarabiać bez konieczności poświęcania temu zajęciu dużej ilości czasu, a także powierza pieniądze zarządzającym, którzy mają odpowiednie umiejętności i doświadczenie.

Na rynku pojawia się coraz więcej towarzystw, zarządzających funduszami inwestycyjnymi. Który z nich powinno się wybrać? Automatycznie nasuwa się odpowiedź, że najlepiej inwestować z tym towarzystwem, które na swoich funduszach wypracowało w przeszłości najlepsze wyniki. Niestety jest to taktyka bardzo zawodna, gdyż dotychczasowe osiągnięcia nie gwarantują przyszłych zysków, bowiem decyduje o nich nie tylko polityka inwestycyjna towarzystwa czy umiejętności zarządzających, ale przede wszystkim sytuacja na rynku kapitałowym

Do dyspozycji potencjalnych inwestorów pozostaje w takiej sytuacji również wybór ryzyka, które są w stanie zaakceptować w zamian za wyższą stopę

zwrotu. Strategie inwestycyjne można ogólnie przyporządkować do trzech podstawowych grup: bezpiecznej, zrównoważonej i agresywnej.

Jeżeli inwestor decyduje się zainwestować swoje środki agresywnie (fundusze akcji i aktywnej alokacji), za większą część oszczędzanych w funduszu kwot zakupione zostaną akcje na giełdzie papierów wartościowych. Strategia taka może przynieść duże zyski, jednak równie łatwo może zanotować stratę. Jak pokazują długoletnie obserwacje rynków zachodnich, inwestowanie w akcje opłaca się raczej w długim terminie (co najmniej dziesięcioletnim). Wówczas pozostaje bowiem wystarczająco dużo czasu na odrobienie strat, po ewentualnej bessie na giełdzie.

Strategia pośrednia (fundusze zrównoważone i stabilnego wzrostu) tworzy portfel inwestycyjny składający się po połowie z akcji oraz papierów uznawanych za bezpieczne. Zyski w tym wypadku będą prawdopodobnie wyższe niż z kapitału ulokowanego w obligacjach, ale niższe niż gdybyśmy tę samą kwotę zainwestowali w akcje przy korzystnych warunkach na rynku. W zamian za to, pieniądze są bezpieczniejsze w przypadku bessy na giełdzie niż gdyby były ulokowane jedynie w akcjach spółek giełdowych.

Potencjalnie najmniejszych zysków spodziewać się można po strategii bezpiecznej (fundusze rynku pieniężnego, papierów dłużnych, ochrony kapitału, obligacji), w której przeważają inwestycje w obligacje oraz bony skarbowe. Pamiętać jednak należy, że nawet tego typu papiery dłużne potrafią w krótkim okresie wykazywać straty, ze względu na to, że przy wycenie jednostki uczestnictwa brana pod uwagę jest ich wycena na rynku wtórnym w konkretnym dniu, a nie ich oprocentowanie.

Jaką strategię należy wybrać, uzależnione jest od wewnętrznej skłonności do akceptowanego poziomu ryzyka, jak również okresu, po którym będziemy chcieli skorzystać ze zgromadzonych w funduszu środków. Im dłuższy okres, tym w portfelu powinniśmy umieścić więcej akcji. Jeżeli okres inwestycji jest krótki, portfel należy oprzeć głównie na obligacjach oraz papierach bezpiecznych.

Największym zainteresowaniem w ostatnich latach w Polsce cieszyły się fundusze zrównoważone i stabilnego wzrostu (Tabela 1). Można także zaobserwować znaczny wzrost popularności funduszy najbardziej ryzykownych, dających jednocześnie możliwość osiągnięcia najwyższych stóp zwrotu.

### Ocena efektywności funduszy inwestycyjnych

Pomimo tego, że trudno jest jednoznacznie i z całą pewnością ocenić wyniki działalności funduszy inwestycyjnych, podejmowane są próby takiej ewaluacji. Jednymi z najczęściej polecanych w literaturze przedmiotu i często stosowanych przez praktyków metod są wyniki obliczeń wskaźników Sharpe’a, Treynora oraz Jensena.

Tabela 1. Udział w polskim rynku funduszy inwestycyjnych poszczególnych grup funduszy w latach 2005-2007 (w procentach)

| Fundusze                      | 2005 | 2006 | 2007 |
|-------------------------------|------|------|------|
| Akcyjne                       | 11,9 | 23,1 | 31,3 |
| Mieszane                      | 44,7 | 52,7 | 51,2 |
| Dłużne                        | 25,8 | 11,1 | 6,6  |
| Gotówkowe i rynku pieniężnego | 13,6 | 7,9  | 6,2  |
| Pozostałe                     | 4,0  | 5,2  | 4,7  |

Źródło: Kondrakiewicz T., Zmiany strukturalne na rynku funduszy inwestycyjnych w Polsce, w: Buczek S., Fierla A. (red.), Rynek kapitałowy w Polsce i na świecie – jak mądrze inwestować, SGH, Warszawa 2008, s. 115

### Wskaźnik Sharpe’a (*Sharpe ratio*, *Sharpe index*)

Wskaźnik Sharpe’a umożliwia wybór funduszu w oparciu o dwa kryteria: zysk oraz ryzyko. Został on opracowany i wprowadzony w 1966 r. przez laureata nagrody Nobla z 1990 roku, Williama F. Sharpe’a. Stał się jednym z najpopularniejszych wskaźników finansowych na świecie.

Oblicza się go dzieląc różnicę między średnią stopą zwrotu funduszu i średnią stopą uzyskaną w tym samym czasie z papierów wolnych od ryzyka przez odchylenie standardowe stopy zwrotu funduszu inwestycyjnego.

$$\text{Sharpe} = \frac{R_p - R_{rf}}{\sigma_p},$$

gdzie:

$R_p$  – stopa zwrotu z funduszu inwestycyjnego,

$R_{rf}$  – stopa zwrotu z papierów wolnych od ryzyka,

$\sigma_p$  – ryzyko całkowite funduszu inwestycyjnego.

Pozwala na sprawdzenie, czy wzrost wartości jednostek jest stabilny czy też jedynie przypadkowy. Opisuje również, jak dobrze osiągnięta przez fundusz

stopa zwrotu „wynagradza” inwestora za podjęte przez niego ryzyko inwestowania w walory ryzykowne.

Jeżeli porównywalibyśmy dwa fundusze o takich samych stopach zwrotu, to fundusz o wyższym wskaźniku Sharpe’a miałby mniejsze ryzyko. Jeżeli zaś dwa fundusze miałyby równe ryzyka, to fundusz o większym wskaźniku Sharpe’a miałby wyższą stopę zwrotu. Wynika stąd kryterium inwestycyjne, polegające na maksymalizacji wskaźnika Sharpe’a, w myśl którego inwestorzy powinni wybierać fundusze inwestycyjne o możliwie najwyższym wskaźniku.

Wartość wskaźnika nie wskazuje, czy portfel osiągnął wyniki lepsze czy gorsze od rynku. Aby to ustalić trzeba obliczyć wartości indeksu Sharpe’a dla portfela reprezentującego portfel rynkowy. Jeżeli wartość indeksu dla portfela jest wyższa od rynku, to portfel leży nad linią CML i jest atrakcyjny dla inwestorów. W wypadku, gdy wartość wskaźnika Sharpe’a dla rynku jest wyższa niż funduszu, inwestycja w fundusz da gorsze rezultaty niż gdyby zainwestowano w portfel rynkowy.

### **Wskaźnik Treynora**

Miara ta wywodzi się z teorii portfelowej. Oblicza się ją jako różnicę pomiędzy średnią stopą zwrotu funduszu inwestycyjnego a stopą zwrotu papierów wolnych od ryzyka podzieloną przez współczynnik beta funduszu. Obrazuje więc premię za ryzyko przypadającą na jednostkę ryzyka systematycznego.

$$\text{Treynor} = \frac{R_p - R_{rf}}{\beta_p},$$

gdzie:

$R_p$  – stopa zwrotu z funduszu inwestycyjnego,

$R_{rf}$  – stopa zwrotu z papierów wolnych od ryzyka,

$\beta_p$  – współczynnik beta funduszu inwestycyjnego.

Wskaźnik beta jest miarą ryzyka rynkowego (niedywersyfikowalnego), jakie jest związane z inwestycją w dany fundusz. Im większy jest ten wskaźnik, tym ryzyko inwestowania w dany fundusz jest wyższe.

Ujemny wskaźnik oznacza, że dany fundusz osiąga stopę zwrotu niższą od stopy wolnej od ryzyka i nie jest raczej atrakcyjny dla inwestorów. Może bowiem świadczyć o bardzo złych wynikach osiągniętych przez zarządzającego lub o dobrych wynikach osiągniętych w trudnych warunkach rynkowych.

W celu stwierdzenia czy fundusz osiągnął wynik lepszy od rynku należy porównać indeks Treynora obliczony dla badanego portfela z indeksem obliczonym dla reprezentanta portfela rynkowego (np. indeksu WIG). Jeżeli obliczona wartość indeksu jest wyższa od rynku oznacza to, że fundusz uzyskał wyniki lepsze od rynku przy uwzględnieniu ryzyka.

**Wskaźnik Jensena (*Jensen alpha* , *Jensen index*)**

Niezależna od różnic w poziomach ryzyka miara efektywności zarządzania portfelem równa różnicy pomiędzy zrealizowaną bądź oczekiwaną stopą zwrotu z portfela oraz teoretyczną stopą zwrotu wynikającą z położenia linii rynku papierów wartościowych SML (Security Market Line).

$$Jensen = R_p - (R_{rf} + (R_M - R_{rf}) * \beta_p),$$

gdzie:

$R_p$  – stopa zwrotu z funduszu inwestycyjnego,

$R_{rf}$  – stopa zwrotu z papierów wolnych od ryzyka,

$R_M$  – stopa zwrotu z portfela rynkowego,

$\beta_p$  – współczynnik beta funduszu inwestycyjnego.

Jeżeli wartość wskaźnika Jensena jest większa od zera, oznacza to, że dany fundusz jest powyżej linii SML, co świadczy o dobrej efektywności funduszu i o tym, że fundusz uzyskał lepszy rezultat od rynku. Ujemna wartość wskaźnika powoduje, że fundusz znajduje się pod krzywą SML i jest nieefektywny. Indeks Jensena pozwala na porównywanie wyników osiągniętych przez różnego typu portfele względem siebie.

Na podstawie wartości tego wskaźnika możemy dokonać oceny zarządzającego portfelem inwestycyjnym. Przy dodatniej alfie można uznać, że menadżer posiada umiejętność selekcji akcji niedowartościowanych (za nisko wycenionych przez rynek) i jest to dowód na jego dobre zarządzanie powierzonymi mu środkami. Natomiast jeśli alfa jest ujemna, oznacza to przekroczenie granicy, do której ponoszenie kosztów analizy papierów wartościowych było jeszcze uzasadnione. Fundusze o ujemnej alfie są dominowane przez inwestycję w losowy portfel akcji lub indeks giełdowy.

**Wskaźnik Israelsena (*wskaźnik Sharpe’a na rynku bessy*)**

Jedną z modyfikacji wskaźnika Sharpe’a jest wskaźnik Israelsena stosowany do oceny efektywności funkcjonowania funduszy inwestycyjnych w okresie

dekoniunktury na rynku. C.L. Israelsen zaproponował, aby podnieść odchylenie standardowe nadwyżek stóp zwrotu ( $R_p - R_{rf}$ ) do potęgi będącej ilorazem nadwyżki stopy zwrotu i jej wartości bezwzględnej<sup>1</sup>.

$$\text{Israelsen} = \frac{R_p - R_{rf}}{\sigma_p^{(R_p - R_{rf}) / |(R_p - R_{rf})|}}.$$

### **Zagrożenia związane ze stosowaniem wskaźników**

W praktyce gospodarczej najczęściej stosowany jest wskaźnik Sharpe'a, nie jest on bowiem zależny od modelu CAPM czy APT, w związku z czym do pomiaru ryzyka inwestycyjnego wykorzystuje odchylenie standardowe. Jest prosty w konstrukcji i interpretacji oraz pozwala na porównywanie wyników uzyskanych dla różnych funduszy. Należy jednak pamiętać, że trzeba określić jego statystyki (stopy zwrotu powinny mieć rozkład normalny i być wzajemnie niezależne).

Wszystkie omawiane indeksy zawierają w swoich formułach stopę zwrotu z portfela rynkowego. Roll<sup>2</sup> w swojej pracy zwrócił uwagę na zagrożenia wiążące się z błędnym wyborem reprezentanta portfela rynkowego. Niewłaściwie wybrany przedstawiciel portfela rynkowego może wpłynąć na zmianę współczynników beta portfeli. Konsekwencją tego zagrożenia jest uzależnienie oceny efektywności zarządzania portfelami od wyboru właściwego indeksu rynku. Szczególnie podatne na to zagrożenie są indeksy Jensena i Treynora. W przypadku, gdy współczynnik beta będzie miał wartość dodatnią dążącą do zera, to przy nawet niewielkiej wartości premii za ryzyko wartość współczynnik Treynora może być duża. Skutkiem tego może być zawyżona pozycja portfela o niskim poziomie ryzyka w rankingu utworzonym na podstawie indeksu Treynora.

Kolejnym zagrożeniem związanym z klasyfikowaniem portfeli za pomocą indeksów Jensena, Treynora i Sharpe'a jest niewłaściwy wybór stopy wolnej od ryzyka. W warunkach wysokiej inflacji i deficytu budżetowego zdarza się, że stopa zwrotu z papierów skarbowych zawiera w sobie premię za ryzyko. Wyso-

<sup>1</sup> Zamojska A., *Ewaluacja wyników funduszy inwestycyjnych na podstawie wskaźnikowych miar efektywności*, w: Buczek S., Fierla A. (red.), *Rynek kapitałowy w Polsce i na świecie – jak mądrze inwestować*, SGH, Warszawa 2008, s. 230

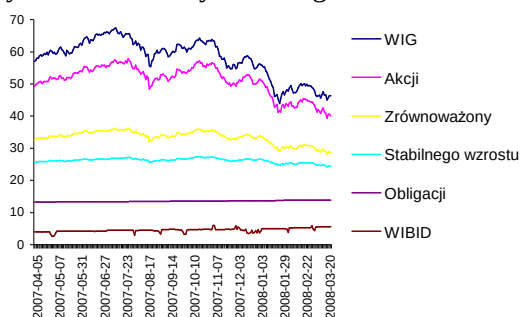
<sup>2</sup> Roll R., *A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests*, *Journal of Financial Economics* 1997, s. 126-176

ka wartość stopy zwrotu z waloru wolnego od ryzyka powoduje, że premia za ryzyko funduszy jest niska bądź ujemna. Skutkiem tego są niższe od rynku wartości analizowanych indeksów.

### Fundusze inwestycyjne Arka

Ranking opracowany przez Analizy Online<sup>3</sup> w 2007 roku, którego głównym kryterium był stosunek zysku z inwestycji do stopnia ryzyka podejmowanego przez zarządzających, czyli wartość wskaźnika Sharpe’a, wykazał najlepsze wyniki przede wszystkim funduszy Arka z udziałem akcji (Arka BZ WBK Akcji oraz Arka BZ WBK Zrównoważony FIO). Miejsce na podium w swojej grupie zajęły również Arka BZ WBK Obligacji Europejskich FIO i Arka BZ WBK Obligacji FIO. Natomiast Arka BZ WBK Ochrony Kapitału FIO zdobyła dobre, szóste miejsce.

W związku z tak dobrymi publikowanymi wynikami (także jeśli chodzi o stopę zwrotu w ostatnich latach), warto bliżej przyjrzeć się tym funduszom. W Tabelach 2 i 3 oraz na rys. 1 przedstawiono efektywność zarządzania funduszami inwestycyjnymi Arka o różnych strategiach inwestowania.



Rys. 1. Notowania badanych funduszy oraz WIG20 i WIBID w okresie 04.2007-03.2008

Źródło: opracowanie własne na podstawie [www.money.pl](http://www.money.pl)

### Wnioski

Jak się można było spodziewać stopy zwrotu z funduszu akcji zachowują się w sposób zbliżony do indeksu rynkowego. Fundusz zrównoważony i stabilnego wzrostu osiągały mniejsze zyski w czasie dobrej koniunktury na rynku, ale i zanotowały mniejsze straty, kiedy ceny akcji zaczęły spadać. Fun-

<sup>3</sup> [www.analizy.pl](http://www.analizy.pl)



dusz obligacji radził sobie zdecydowanie gorzej w pierwszej połowie badanego okresu, ale wypracował znacznie wyższe niż pozostałe rodzaje funduszy stopy zwrotu w trakcie bessy.

Tabela 2. Miesięczne stopy zwrotu badanych funduszy w okresie 04.2007 - 03.2008 (w procentach)

|             | WIG    | Akcji  | Zrównoważony | Stabilnego wzrostu | Obligacji |
|-------------|--------|--------|--------------|--------------------|-----------|
| 04-07       | 4,34   | 4,37   | 3,04         | 1,88               | 0,30      |
| 05-07       | 5,15   | 5,94   | 4,28         | 2,15               | 0,38      |
| 06-07       | 3,04   | 0,43   | -0,06        | -0,19              | 0,15      |
| 07-07       | -3,48  | 0,52   | -0,14        | 0,90               | 0,30      |
| 08-07       | -2,99  | -3,39  | -2,19        | -0,86              | 0,22      |
| 09-07       | -0,10  | 0,68   | 0,71         | 0,87               | 0,30      |
| 10-07       | 5,39   | 5,05   | 3,49         | 1,91               | 0,22      |
| 11-07       | -7,93  | -6,70  | -4,17        | -2,30              | 0,52      |
| 12-07       | -1,11  | 0,73   | 0,81         | 1,10               | 0,37      |
| 01-08       | -14,28 | -15,46 | -10,35       | -5,28              | 0,95      |
| 02-08       | -1,59  | -1,57  | -1,18        | -0,79              | -0,07     |
| 03-08       | -0,23  | -5,09  | -3,38        | -2,01              | 0,22      |
| Roczne      | -18,85 | -18,64 | -12,12       | -4,27              | 4,30      |
| II półrocze | -22,86 | -25,05 | -16,65       | -8,50              | 2,44      |
| I półrocze  | 5,20   | 8,55   | 5,43         | 4,62               | 1,8       |

Źródło: opracowanie własne na podstawie [www.money.pl](http://www.money.pl).

Powyższe wnioski potwierdza bardzo słaba efektywność zarządzania funduszem obligacji według wskaźnika Sharpe'a w pierwszym półroczu badanego okresu, ale lepsze niż pozostałych strategii w okresie całego roku oraz wysoka efektywność zarządzania funduszem akcji w pierwszym półroczu i stosunkowo niższa na przestrzeni roku.

Porównując wyniki funduszy ze stopą wolną od ryzyka oraz indeksem WIG20, dojść można do wniosku, że w okresie bessy lepszą strategią niż inwestycja w fundusze (głównie obligacji) wydaje się inwestycja w bezpieczne papiery spoza rynku funduszy inwestycyjnych (np. bony skarbowe).

Podobne wnioski, jak w przypadku analizy wyników funduszy przy pomocy wskaźnika Sharpe'a, można uzyskać przy pomocy wskaźników Treynor'a oraz Jensen'a.

Pamiętać należy, że wskaźnik Sharpe'a wymaga czujności w czasie recesji na rynku giełdowym.

Tabela 3. Efektywność mierzona wskaźnikami: Sharpe’a, Treynor’a i Jensen’a badanych funduszy w okresie 04.2007 - 03.2008 w procentach

| Fundusz            | Wskaźnik Sharpe'a  |             |        |
|--------------------|--------------------|-------------|--------|
|                    | I półrocze         | II półrocze | rok    |
| Akcji              | 0,018              | -0,057      | -0,050 |
| Zrównoważony       | 0,009              | -0,096      | -0,085 |
| Stabilnego wzrostu | 0,002              | -0,155      | -0,128 |
| Obligacji          | -0,389             | -0,224      | -0,015 |
|                    | Wskaźnik Treynor'a |             |        |
|                    | I półrocze         | II półrocze | rok    |
| Akcji              | 0,462              | -3,309      | -2,628 |
| Zrównoważony       | 0,159              | -3,588      | -2,898 |
| Stabilnego wzrostu | 0,019              | -2,797      | -1,966 |
| Obligacji          | -1,27              | -0,977      | -0,107 |
|                    | Wskaźnik Jensen'a  |             |        |
|                    | I półrocze         | II półrocze | rok    |
| Akcji              | 0,04               | -0,299      | -0,232 |
| Zrównoważony       | 0,009              | -0,215      | -0,167 |
| Stabilnego wzrostu | 0,001              | -0,134      | -0,088 |
| Obligacji          | -0,027             | -0,024      | -0,002 |

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Porównanie efektywności mierzonej wskaźnikiem Sharpe’a i Israelsen’a badanych funduszy w okresie 04.2007 - 03.2008 (%)

| Fundusz            | Sharpe | Israelsen |
|--------------------|--------|-----------|
| Akcji              | -0,050 | -2,679    |
| Zrównoważony       | -0,085 | -1,007    |
| Stabilnego wzrostu | -0,128 | -0,298    |
| Obligacji          | -0,015 | -0,0583   |

Źródło: opracowanie własne

W Tabeli 4 zamieszczono porównanie wyników uzyskanych przy pomocy tradycyjnego wskaźnika Sharpe’a oraz modyfikacji dokonanej przez Israelsen’a. Widać wyraźnie, że wskaźnik Sharpe’a niedoszacowuje potencjalnych strat, związanych z bardziej ryzykowną inwestycją w fundusze akcji, co może wprowadzić w błąd niedoświadczonego inwestora.

## Literatura

1. Buczek S., Fierla A. (red.), *Rynek kapitałowy w Polsce i na świecie – jak mądrze inwestować*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa 2008.
2. Gabryelczyk K., Ziarko-Siwiek U. (red.), *Inwestycje finansowe*, Wydawnictwa Fachowe, Warszawa 2002.
3. Roll R., *A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests*, Journal of Financial Economics 1997, s. 126-176.
4. [www.analizy.pl](http://www.analizy.pl), [www.money.pl](http://www.money.pl)

## STRESZCZENIE

Podstawowymi wskaźnikami oceny efektywności funduszy inwestycyjnych są: wskaźnik Sharpe'a, Treynor'a oraz Jensen'a. Ze względu na badanie wyników w okresie bessy na przełomie roku 2007 i 2008 na rynku giełdowym w artykule zastosowano również wskaźnik Israelsen'a. Wyniki badań funduszy Arka pokazały, że w okresie ostatniego roku lepszą inwestycją były bezpieczne papiery wartościowe niż najlepiej zarządzany z funduszy - fundusz obligacji.

## TESTING EFFICIENCY OF INVESTING IN MUTUAL FUNDS WITH DIFFERENT STRATEGIES OF INVESTING DURING DECLINE IN PRICES 2007/2008 ON EXAMPLE OF ARKA

## SUMMARY

Basic indexes to evaluation efficiency of mutual funds are: Sharpe ratio, Treynor index and Jensen alpha. In the article to evaluate effects of investing during decline in prices in 2007 and 2008 I used Israelsen index. The results of examination of Arka shows that during the period of last year, treasury bills was better than the best fund - the bond fund.

*Translated by M. Maselewska*

*Mgr Marzena Maselewska*  
Uniwersytet Warszawski  
[mmaselewska@coin.wne.uw.edu.pl](mailto:mmaselewska@coin.wne.uw.edu.pl)



MARZENA MĄDRA

### **HIERARCHIA ŹRÓDEŁ FINANSOWANIA W MIKROPRZEDSIĘBIORSTWACH ROLNICZYCH<sup>1</sup>**

W rolnictwie, jak i innych sektorach gospodarki najbardziej stabilną podstawą finansowania działalności jest kapitał własny, który w gospodarstwach rolniczych stanowi ziemia. Mikroprzedsiębiorstwa w rolnictwie funkcjonują jako gospodarstwa rolne o odmiennych prawach i obowiązkach<sup>2</sup>. W przeciwieństwie do przedsiębiorstw, jednostki te obciążone są podatkiem rolnym, którego wartość zdeterminowana jest położeniem w okręgu podatkowym, klasą bonitacyjną ziemi oraz powierzchnią użytków rolniczych a nie podatkiem dochodowym. Wiąże się to z brakiem efektu tarczy podatkowej, nie wykluczając jednak oddziaływania dźwigni finansowej w mikroprzedsiębiorstwach.

Gospodarstwa rolnicze nie mają obowiązku prowadzenia rachunkowości, natomiast wraz z wejściem Polski do Unii Europejskiej (UE) wdrożono w Polsce system rachunkowości rolnej FADN (ang. Farm Accountancy Data Network), nadzorujący efekty prowadzonej Wspólnej Polityki Rolnej (WPR).

System ten obejmuje gospodarstwa towarowe, które wytwarzają w danym regionie FADN lub kraju, co najmniej 90% wartości standardowej nadwyżki bezpośredniej<sup>3</sup>.

<sup>1</sup> Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2008-2010 jako projekt badawczy nr N N113 116734.

<sup>2</sup> Józwiak W., *Potrzebna jest rewizja pojęcia gospodarstwo rolne oraz związanych z nim praw i obowiązków*. Wieś i Rolnictwo, nr 2(127), Warszawa 2005, s. 55-56.

<sup>3</sup> Gospodarstwa rolnicze wybierane są na podstawie ustalenia dolnego progu wyznaczanego przez sumowanie wartości (ang. Standard Gross Margin) SGM – standardowej nadwyżki bezpośredniej z gospodarstw znajdujących się w krajowym rejestrze gospodarstw, poczynając od największych do momentu, aż ustalona zostanie wielkość ostatniego gospodarstwa, które wyczerpuje 90% wartości SGM w odpowiedniej jednostce administracyjnej. Por. też Goraj L., i inni: *Wyniki standardowe uzyskane przez indywidualne gospodarstwa rolne prowadzące rachunkowość w 2005*. IERiGŻ - Państwowy Instytut Badawczy, Zakład Rachunkowości Rolnej, Warszawa 2006, s. 5.

Kategorią wynikową w tej grupie gospodarstw jest dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego. Towarowe gospodarstwa rolnicze funkcjonują według takich samych zasad rynkowych jak przedsiębiorstwa, zatem można utożsamiać je z mikroprzedsiębiorstwami o odmiennych kategoriach wynikowych i poziomie zatrudnienia nie przekraczającego dwóch osób pełnozatrudnionych.

Ekonomiczno-finansowy wymiar dostępu do określonych źródeł finansowania wiąże się z koniecznością udokumentowania odpowiednio – przeszłej, teraźniejszej i przyszłej sytuacji finansowej<sup>4</sup>. Rolnicy tak jak przedsiębiorcy zmuszeni są do udostępnienia informacji dotyczących ich rzeczywistej sytuacji finansowej, w celu uzyskania kredytu w banku lub innej instytucji finansowej.

Mikroprzedsiębiorstwa w Polsce charakteryzują się wyższą efektywnością gospodarowania oraz większą elastycznością reakcji na zmieniające się warunki otoczenia rynkowego<sup>5</sup>. Cechy te mogą być istotnym czynnikiem kształtującym konkurencyjność małych i mikroprzedsiębiorstw na rynku rolnym. Działalność i dynamika rozwoju tych przedsiębiorstw determinuje rozwój gospodarczy w Polsce.

#### **Krótkoterminowe i długoterminowe źródła finansowania**

Do źródeł finansowania krótko i długoterminowych wykorzystywanych najczęściej w mikroprzedsiębiorstwach zaliczyć można zobowiązania wobec dostawców, kredyty bankowe, kredyty z innych instytucji, zobowiązania wekslowe oraz factoring. Struktura kapitału w przedsiębiorstwach zdeterminowana jest przez wiele czynników, zarówno zewnętrznych jak wewnętrznych. Według badań przeprowadzonych przez J. Kubiaka polskie przedsiębiorstwa coraz częściej korzystają z finansowania krótkoterminowego<sup>6</sup>. Wynika to ze wzrostu atrakcyjności tych źródeł kapitału i rozwoju rynku finansowego w Polsce. Według badań M. Piotrowskiej krótkoterminowy kapitał obcy w porównaniu z długoterminowymi charakteryzuje się łatwiejszą dostępnością, niższym kosz-

---

<sup>4</sup> Wymysłowski S., *Kryteria wyboru źródeł finansowania działalności rozwojowej – teoria i praktyka*. [w:] *Finansowe uwarunkowania rozwoju organizacji gospodarczych*. Difin, Warszawa 2004, s. 678.

<sup>5</sup> Czarecki J., *Sytuacji rynkowa mikro i małych przedsiębiorstw w województwie lubelskim w świetle badań empirycznych*. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, nr 492, Szczecin 2008, s. 377.

<sup>6</sup> Kubiak J., *Hierarchia źródeł krótkoterminowego finansowania przedsiębiorstwa*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2005, s. 10.

tem pozyskania oraz większą elastycznością i ryzykiem<sup>7</sup>. Natomiast z badań D. Zawadzkiej wskazuje że, relacja kredytów długoterminowych do krótkoterminowych była wyższa w mikroprzedsiębiorstwach, niż w przedsiębiorstwach małych<sup>8</sup>. Świadczy to o odmiennej charakterystyce i strukturze kapitału w mikro i małych przedsiębiorstwach. Teoria przedstawiona przez J. B. Eckerta wskazuje na wykorzystywanie przez małe przedsiębiorstwa w znacznym zakresie krótkoterminowych źródeł finansowania<sup>9</sup>. Postawiona teza odnosi się do minimalizowania przez małe firmy nadzoru finansowego banku, jak i do utrzymania równowagi finansowej. Zarządzający mikroprzedsiębiorstwami przestrzegają reguły finansowania (złotej reguły bilansowej) minimalizując ryzyko finansowe wraz z ograniczeniem oddziaływania czynników zewnętrznych, związanych ze zwiększaniem zadłużenia<sup>10</sup>.

Różnica pomiędzy długoterminowym i krótkoterminowym kapitałem obcym wiąże się z decyzjami dotyczącymi w krótkim okresie płynności finansowej, zarządzania kapitałem obrotowym netto, a w długim okresie maksymalizacją oczekiwanego zysku i dalszego rozwoju prowadzonej działalności. Wybór kapitału obcego połączony jest z kosztem jego pozyskania, ponieważ koszt krótkoterminowych źródeł finansowania jest niższy niż długoterminowych. Wynika to z większego ryzyka zwrotu kapitału i dłuższego oczekiwania kredytodawcy na realizację zysku. Decyzje te uwarunkowane są również przyjętą przez zarządzających strategią finansowania, która będzie kształtowała ryzyko prowadzonej działalności, jak i wielkość wygenerowanego zysku. Realizacja przyjętej przez zarządzających strategii finansowania ma zapewnić w krótkim okresie płynność finansową, natomiast w długim - optymalizację struktury kapitału<sup>11</sup>. Modyfikacja przyjętego sposobu finansowania wiąże się ze zmianą udziału zadłużenia w majątku ogółem. Zatem utrzymywane relacje pomiędzy zewnętrznym kapitałem krótkoterminowym i długoterminowym mogą być kształ-

<sup>7</sup> Szerzej w publikacji Piotrowska M., *Finanse spółek, krótkoterminowe decyzje finansowe*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego, Wrocław 1997, s. 84-85.

<sup>8</sup> Zawadzka D., *Struktura finansowania majątku mikro i małych przedsiębiorstw*. [w:] Uwarunkowania rynkowe rozwoju mikro i małych przedsiębiorstw. Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstw, nr specjalny maj, Wydawnictwo ORGMASZ, Warszawa 2008, s. 102.

<sup>9</sup> Łuczka T., *Kapitał obcy w małym i średnim przedsiębiorstwie*. Wybrane aspekty mikro i makroekonomiczne. Wydawnictwo Politechniki Poznańskiej, Poznań 2000, s. 55.

<sup>10</sup> Zawadzka D., *Struktura finansowania majątku mikro i małych przedsiębiorstw*. [w:] Uwarunkowania rynkowe rozwoju mikro i małych przedsiębiorstw. Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstw, nr specjalny maj, Wydawnictwo ORGMASZ, Warszawa 2008, s. 104.

<sup>11</sup> Duliniec A., *Finansowanie przedsiębiorstwa*. PWE, Warszawa 2007, s. 130.

towane przez zaistniałe warunki funkcjonowania jednostki gospodarczej na rynku. Wynikać to może również z dostosowywania poziomu kapitału obrotowego netto do istniejącego popytu. Zarządzający gospodarstwami racjonalizują poziom bieżącej płynności finansowej i wielkość kapitału obrotowego netto. Umożliwia to uzyskiwanie najwyższej efektywności wykorzystania czynników wytwórczych<sup>12</sup>. Zobowiązania długoterminowe stają się znaczącym źródłem pozyskiwania zewnętrznego kapitału w małych przedsiębiorstwach, których wzrost udziału jest zjawiskiem pozytywnym, świadczącym o rozwoju prowadzonej działalności<sup>13</sup>. Sytuacja taka występuje również w mikroprzedsiębiorstwach rolniczych, w których dominuje długoterminowy kapitał obcy.

#### **Optymalna struktura kapitału**

Według A. Duliniec rola kapitału własnego i obcego oraz wszystkie korzyści i zagrożenia związane z finansowaniem tymi źródłami finansowania zależą od rodzaju wybranego kapitału<sup>14</sup>. Zagadnienie to powinno być uwzględnione przy optymalizacji struktury kapitału. Minimalny przeciętnie ważony koszt kapitału (WACC) występuje wtedy, kiedy przedsiębiorstwo utrzymuje optymalną strukturę kapitału<sup>15</sup>. Wybór optymalnej struktury kapitału według D. Zawadzkiej w małym podmiocie gospodarczym wymaga kompromisu pomiędzy podejmowanymi decyzjami finansowymi przez zarządzających a zasadami finansowymi bazującymi na:

- utrzymaniu płynności finansowej,
- utrzymaniu struktury kapitału w kombinacji źródeł finansowania, w celu zwiększenia efektywności prowadzonej działalności,
- utrzymaniu niezależności i samodzielności finansowej,
- kształtowaniu optymalnego obrazu finansowego przedsiębiorstwa<sup>16</sup>.

---

<sup>12</sup> Wasilewski M., Mądra M., *Efektywność gospodarstw indywidualnych w zależności od zadłużenia i siły ekonomicznej*. Zeszyty Naukowe SGGW Ekonomia i Organizacja Gospodarki Żywnościowej, nr 64, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2008, s. 98.

<sup>13</sup> Skowronek-Mielczarek A., *Małe i średnie przedsiębiorstwa. Źródła finansowania*. Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa 2005, s. 63-66.

<sup>14</sup> Duliniec A., *Finansowanie przedsiębiorstwa*. PWE, Warszawa 2007, s. 79.

<sup>15</sup> Pluta W., *Planowanie finansowe w przedsiębiorstwie*. PWE, Warszawa 2003, s. 149.

<sup>16</sup> Zawadzka D., *Struktura finansowania majątku mikro i małych przedsiębiorstw*. [w:] Uwarunkowania rynkowe rozwoju mikro i małych przedsiębiorstw. Ekonomia i Organizacja Przedsiębiorstw, nr specjalny maj, Wydawnictwo ORGMASZ, Warszawa 2008, s. 102

Przedsiębiorstwom małym trudniej jest spełnić wymogi banków, stawiane przy pozyskiwaniu kredytów, niż przedsiębiorstwom średnim i dużym<sup>17</sup>. Wśród barier rozwoju mikro przedsiębiorstw zaliczyć można niski poziom zdolności akumulacyjnych, nie gwarantujący zwrotu zainwestowanego kapitału<sup>18</sup>. Natomiast mikroprzedsiębiorstwa rolnicze mają możliwość minimalizowania tego kosztu, poprzez zaciąganie kredytów preferencyjnych, do których oprocentowania rolnik otrzymuje dopłaty. Wraz z pozyskaniem kapitału rolnik bez historii kredytowej będzie zmuszony przejść przez czasochłonne procedury, zniechęcające często do współpracy z bankiem. Banki natomiast napotykają trudności w oszacowaniu zdolności mikroprzedsiębiorstw do zaciągnięcia kredytów, co wynika przynajmniej z trzech powodów:

- braku wyraźnego rozdzielenia firmy i gospodarstwa domowego,
- dużego ryzyka związanego z upadkiem przedsiębiorstwa,
- niskim zabezpieczeniem w postaci kapitału własnego będącego gwarantem spłaty zadłużenia<sup>19</sup>.

Sytuacja ta wiąże się z niską wiarygodnością kredytową mikroprzedsiębiorstwa rolniczych.

### Hierarchia źródeł finansowania

Teoria struktury kapitału została sformułowana przez S. C. Myersa<sup>20</sup> w 1984 r. przyjmuje, iż celem kształtowania struktury przedsiębiorstwa jest ustalona według kolejności źródeł finansowania, a nie jej optymalizacji<sup>21</sup>. Określona preferencja według której zarządzający wybierają źródła finansowania zależy od pochodzenia tego kapitału w podziale na wewnętrzny i zewnętrzny. Najczęściej stosowanym źródłem finansowania wewnętrznego jest zatrzymany zysk, następnie dług jako kapitał zewnętrzny, papiery hybrydowe i emisja akcji<sup>22</sup>.

<sup>17</sup> Skowronek-Mielczarek A., *Małe i średnie przedsiębiorstwa. Źródła finansowania*. Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa 2005, s. 93.

<sup>18</sup> Lisowski R., *Barier rozwoju firm sektora MSP w Polsce i możliwości ich pokonania*. Zeszyty naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 492, Szczecin 2008, s. 297.

<sup>19</sup> Szopa A., *Wycena aktywności mikroprzedsiębiorstwa – próba empirycznej weryfikacji*. Zeszyty naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 492, Szczecin 2008, s. 418.

<sup>20</sup> Myers S. C., *The Capital Structure Puzzle*. Journal of Finance no. 39, 1984, p. 575-592.

<sup>21</sup> Zawadzka D., *Kredyt kupiecki w teoriach struktury kapitału w warunkach finansowania małego przedsiębiorstwa*. [w:] *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, nr 1200, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 2008, s. 643.

<sup>22</sup> Duliniec A., *Finansowanie przedsiębiorstw*. PWE, Warszawa 2007, s. 77.



Jeżeli zewnętrzne źródła finansowania są wymagane do podjęcia inwestycji kapitałowych, przedsiębiorstwa będą przedkładały bezpieczeństwo kontynuacji działalności. Jeżeli przedsiębiorstwo generuje dodatnie saldo przepływów pieniężnych, to w pierwszej kolejności zarządzający podejmą decyzję o spłacie zadłużenia, niż wdrażaniu kolejnych inwestycji<sup>23</sup>. Teoria hierarchii źródeł finansowania kształtuje decyzje zarządzających w odniesieniu do krótkoterminowych relacji pomiędzy generowanymi dochodami i inwestycjami<sup>24</sup>.

Małe podmioty gospodarcze według E. F. Brigham nie mają praktycznie dostępu do takich form finansowania jak pozyskiwanie kapitału obcego na rynku finansowym przez emisję papierów dłużnych<sup>25</sup>. Dla mikroprzedsiębiorstw rolniczych barierą braku dostępności tych źródeł finansowania jest skala działalności, koszt kapitału i ograniczenia prawne. Teoria hierarchii źródeł finansowania nawiązuje do problemów przy pozyskiwaniu kapitału związanego z asymetrią informacji pomiędzy kredytobiorcą i kredytodawcą. Na strukturę kapitału i jego hierarchię źródeł finansowania wpływa również forma prawna jednostki gospodarczej. Według teorii A. Dulinięc hierarchia źródeł finansowania zmienia się wraz z przejściem przedsiębiorstwa w inny cykl fazy rozwoju<sup>26</sup>.

W badaniach przeprowadzonych przez A. Skowronek-Mielczarek do głównych kryteriów wyboru źródeł finansowania najczęściej stosowanych w praktyce należą: mechanizmy dźwigni finansowej, efekt i skala jej oddziaływania oraz koszty zastosowanych kapitałów<sup>27</sup>. Zasady te odnoszące się do finansowania działalności określając długoterminową płynność finansową przedsiębiorstwa. Natomiast według J. Kubiaka wybór źródeł finansowania odbywa się na podstawie trzech kryteriów: dostępności, kosztu oraz elastyczności<sup>28</sup>. Na preferencję wyboru źródeł finansowania wpływa również branża, w której

---

<sup>23</sup> Myers S. C., *Capital structure*. Journal of Economic Perspectives – volume 15, no. 2, Spring 2001, p. 92-93.

<sup>24</sup> Kisgen D. J., *Credit ratings and capital structure*. The journal of finance, volume LXI, no. 3, June 2006, p. 1043.

<sup>25</sup> Brigham E. F., *Podstawy zarządzania finansami*. PWE, Warszawa 1996, s. 44- 46.

<sup>26</sup> Dulinięc A., *Finansowanie przedsiębiorstw*. PWE, Warszawa 2007, s. 107.

<sup>27</sup> Skowronek-Mielczarek A., *Małe i średnie przedsiębiorstwa. Źródła finansowania*. Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa 2005, s. 155.

<sup>28</sup> Kubiak J., *Hierarchia źródeł krótkoterminowego finansowania przedsiębiorstwa*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2005, s. 22.

funkcjonuje przedsiębiorstwo<sup>29</sup>. W hierarchii źródeł finansowania według badań przeprowadzonych przez J. Kubiaka kapitał obcy został uszeregowany od najłatwiej dostępnego w następującej kolejności: kredyt kupiecki i kredyt odbiorcy, krótkoterminowy kredyt bankowy, długoterminowy kredyt bankowy, krótkoterminowe instrumenty dłużne oraz długoterminowe instrumenty dłużne (najmniej dostępne)<sup>30</sup>. Zatem przedstawiona analiza hierarchii źródeł finansowania wskazała na kredyt kupiecki będący najbardziej atrakcyjnym źródłem finansowania działalności przedsiębiorstw ze względu na: łatwą dostępność, brak kosztu pozyskania i dużą elastyczność (źródło odnawialne).

### Metodyka badań

Celem badań jest określenie opinii rolników w zakresie hierarchii źródeł finansowania wykorzystywanych w działalności rolniczej według atrakcyjności oraz kosztu kapitału. Przedstawiono także opinie rolników dotyczące pożądanej struktury kapitału.

Badania z wykorzystaniem kwestionariusza wywiadu zostały przeprowadzone w 2008 na grupie 100 rolników prowadzących indywidualne gospodarstwa rolnicze uczestniczące w systemie FADN<sup>31</sup> w województwie mazowieckim we współpracy z Mazowieckim Ośrodkiem Doradztwa Rolniczego Oddział w Poświętnem. Dobór próby badawczej był celowy i odzwierciedlał strukturę prowadzonej działalności rolniczej w tym regionie z uwzględnieniem typów rolniczych, powierzchni UR oraz wielkość siły ekonomicznej (ESU<sup>32</sup>). Województwo to zostało wybrane z uwagi na lokalizację w środkowej części Polski oraz przeciętne warunki działalności rolniczej na tle pozostałych województw. Region Mazowsze i Podlasie, w którym położone jest województwo mazowieckie, charakteryzuje się gospodarstwami średnimi o przeciętnym poziomie inten-

<sup>29</sup> Zygmunt A., *Wpływ branży na strukturę kapitału w przedsiębiorstwie*. [w:] Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, nr 1042, Wrocław 2004, s. 420-421.

<sup>30</sup> Kubiak J., *Hierarchia źródeł krótkoterminowego finansowania przedsiębiorstwa*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2005, s. 64.

<sup>31</sup> Europejski system zbierania danych rachunkowych z gospodarstw rolnych formalne kształtowanie rozpoczął w 1965 r. Unikalność FADN polega na tym, że gromadzi on dane zaliczane do grupy wrażliwych z racji, że opisują przede wszystkim sytuację ekonomiczną i finansową gospodarstw rolnych [Goraj L. i inni, 2006, s. 6-7].

<sup>32</sup> ang. European Size Unit.

sywności produkcji<sup>33</sup>. Dane FADN ustawowo gromadzi Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej - Państwowy Instytut Badawczy. W polu obserwacji FADN znajdują się gospodarstwa towarowe, mające zasadniczy udział w tworzeniu wartości dodanej w rolnictwie<sup>34</sup>. W ramach każdego pytania można było zaznaczyć więcej niż jedną odpowiedź, dlatego też suma odpowiedzi nie sumuje się do 100%.

### Wyniki badań

Tabela 1 przedstawia pożądaną strukturę kapitału w opinii rolników. Odpowiedzi dotyczące najkorzystniejszej struktury źródeł finansowania w gospodarstwie rolniczym były zróżnicowane. Na relację 1:3 kapitału obcego do własnego wskazało 24% rolników, a 21% z nich strukturę odwrotną (3:1 zewnętrznych źródeł finansowania do wewnętrznych). Na najkorzystniejszą sytuację mikroprzedsiębiorstwa, w której działalność gospodarstwa jest finansowania jedynie ze środków własnych, wskazało 17% respondentów. Finansowanie działalności jedynie kapitałem własnym wciąż postrzegane jest jako korzystna strategia maksymalizacji dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego. Natomiast 19% rolników wskazało na strukturę źródeł kapitału odzwierciedlającą złotą regułę finansową – 50% kapitał własny i 50% kapitał obcy. Reasumując zróżnicowanie definiowanej, wybranej jako najbardziej pożądanej struktury kapitału, wskazuje na odmienną sytuację finansową analizowanych mikroprzedsiębiorstw rolniczych.

Ocena atrakcyjności źródeł finansowania w działalności rolniczej została dokonana na podstawie rang (tabela 2). Atrakcyjność została zdefiniowana jako relacja dwóch cech: dostępności i korzyści wynikających z wykorzystywania danego źródła finansowania. Podane źródła finansowania były ocenione według następującej skali: 1 – oznacza sposób najbardziej korzystny, a 13 – najmniej korzystny. Każda ranga mogła być przypisana tylko jednemu źródłowi finansowania.

<sup>33</sup> Osuch D., Goraj L., Skarżyńska A., Grabowska K., *Plan wyboru próby gospodarstw rolnych polskiego FADN*. Wydawnictwo IERIGŻ-PIB, Warszawa 2004, s. 6.

<sup>34</sup> SGM jest nadwyżką wartości produkcji danej działalności rolniczej nad wartością kosztów bezpośrednich w przeciętnych dla danego regionu warunkach produkcji [Goraj L. i inni, 2006, s. 9]. Wielkość ESU ta została zestandaryzowana i w każdym kraju Unii Europejskiej jego poziom tej jednostki to 1 ESU = 1200 €. System FADN w Polsce zbiera dane na gospodarstwach rolniczych, które uzyskały ESU na poziomie równym bądź wyższym niż 2 ESU.

W opinii rolników najbardziej atrakcyjnym źródłem finansowania działalności rolniczej są środki własne. Wadą tego typu finansowania jest opóźnienie rozwoju w czasie oraz wdrażane inwestycji w gospodarstwie w momencie, w którym rolnik zgromadzi środki własne z zatrzymanego dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego. Następnym atrakcyjnym źródłem finansowania są dotacje do produkcji, przyznawane na podstawie powierzchni użytków rolniczych (UR). Dotacje te są istotnym strumieniem zasilającym produkcję rolniczą, szczególnie w gospodarstwach dużych obszarowo. W gospodarstwach rolniczych najwyższy udział w strukturze kapitału stanowią długoterminowe kredyty preferencyjne<sup>35</sup> i w hierarchii źródeł finansowania znalazły się przed krótkoterminowym kapitałem zewnętrznym.

Tabela 1. Pożądana struktura kapitału w opinii rolników (%)

| Struktura kapitału                       | Udział odpowiedzi |
|------------------------------------------|-------------------|
| 1) 0% - zadłużenie, 100% - środki własne | 17                |
| 2) 10% - zadłużenie, 90% - środki własne | 9                 |
| 3) 25% - zadłużenie, 75% - środki własne | 24                |
| 4) 50% - zadłużenie, 50% - środki własne | 19                |
| 5) 75% - zadłużenie, 25% środki własne   | 21                |
| 6) 90% - zadłużenie, 10% środki własne   | 10                |

Źródło: Opracowanie własne.

Należy tu zauważyć, że w przeciwieństwie do badań poczynionych przez J. Kubiaka i D. Zawadzką dla małych i mikro przedsiębiorstw, w gospodarstwach rolniczych to właśnie kredyty długoterminowe są bardziej atrakcyjnym źródłem finansowania, niż krótkoterminowy kapitał obcy. Wynika to z preferencyjnych stóp procentowych, jakie gwarantuje rolnikom Agencja Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa (ARiMR), w dużej części pokrywając koszt odsetek. Kolejną kwestią jest skala wdrażanych inwestycji, która w przypadku mikroprzedsiębiorstw rolniczych jest kredytem o terminie spłaty dłuższym niż rok, z uwagi na niską dochodowość produkcji rolniczej, jak i wahania cyklu produkcji oraz zmian popytu i cen na rynku. Kolejnymi w hierarchii źródeł finansowania są dotacje, przyznawane rolnikom na podstawie skali i typu prowadzonej produk-

<sup>35</sup> Mądra M., Stola E., *Struktura oraz poziom kredytów gospodarstw rolniczych w zależności od zadłużenia i siły ekonomicznej*. [w:] Zeszyty Naukowe SGGW Ekonomia i Organizacja Gospodarki Żywnościowej, nr 65., Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2008, s. 80.

cji rolniczej. Hierarchia, w której preferencyjne kredyty długoterminowe są bardziej atrakcyjnym źródłem finansowania niż dotacje wiąże się w opinii rolników z mało przejrzystymi i trudnymi do wypełniania procedurami otrzymania tych dopłat.

Z rangą 5,94 rolnicy wskazali na preferencyjny kredyt krótkoterminowy, oceniony jako mniej atrakcyjny od długoterminowych. Teza ta jest sprzeczna z badaniami T. Łuczka, co może wynikać ze specyfiki finansowania działalności w rolnictwie. Wynikać to może z procedur przyznawania takiego kredytu, gdyż rolnicy w krótkim okresie skłaniają się do wykorzystywania pożyczek od rodziny i przyjaciół, niż zaciągania kredytów krótkoterminowych. Natomiast według przyjętej hierarchii taki kredyt jest dla nich bardziej atrakcyjny niż wspomniane pożyczki, ponieważ może być przyznany na wyższą kwotę i dłuższy termin spłaty. Z rangą 6,81 kredyt kupiecki został uznany za źródło finansowania o średniej atrakcyjności (skala od 1 do 13). Ocena ta wynikać może z rzadko wykorzystywanego i przyznawanego tego typu kredytu w mikroprzedsiębiorstwach rolniczych. Pomimo łatwiejszego dostępu do pożyczek rodzinnych niż do kredytu kupieckiego, to właśnie pożyczki zostały uznane za mniej atrakcyjny kapitał obcy. Atrakcyjność kredytu w rachunku kredytowym (8,97) oraz debetu na rachunku bieżącym została oceniona dość wysoko, co świadczy o uznaniu tych źródeł finansowania za niekorzystne. Wynika to ze współpracy rolników głównie z bankami spółdzielczymi i wykorzystywaniu kont bankowych do obsługi dopłat unijnych. Najmniej atrakcyjnymi źródłami finansowania w opinii rolników zostały komercyjne kredyty bankowe zarówno krótkoterminowe, jak i długoterminowe. Zbyt wysoki koszt odsetek i możliwość wykorzystywania kredytów preferencyjnych, będących niższym obciążeniem dla finansów gospodarstwa spowodowały, że kapitał ten jest źle oceniany wśród rolników. Sytuacja ta wynikać może również z wąskiej oferty, jaką banki komercyjne udostępniają mikroprzedsiębiorstwom rolniczym.

Reasumując hierarchia źródeł finansowania w mikroprzedsiębiorstwach rolniczych jest odmienna od MSP innych sektorów. Świadczy to o potwierdzeniu badań przeprowadzonych przez A. Zygmunta<sup>36</sup>, dotyczącej struktury kapitału w zależności do źródeł finansowania wykorzystywanych w danym sektorze

---

<sup>36</sup> Zygmunt A., *Wpływ branży na strukturę kapitału w przedsiębiorstwie*. [w:] Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, nr 1042, Wrocław 2004, s. 420-426.

gospodarki. Wskazuje to na specyfikę pozyskiwania kapitału obcego w gospodarstwach rolniczych. Hierarchię wyboru kapitału obcego w gospodarstwach rolniczych kształtuje wielkość wsparcia zarówno Państwa jak i UE. Sektor rolnictwa to jedyny dział gospodarki otrzymujący preferencyjne warunki kredytowania dla mikroprzedsiębiorstw na tak dużą skalę.

Tabela 2. Ocena atrakcyjności źródeł finansowania

| Źródło finansowania                     | Ranga (od 1 do 13) |
|-----------------------------------------|--------------------|
| 1) własne środki finansowe              | 2,52               |
| 2) dotacje do produkcji                 | 3,54               |
| 3) preferencyjny kredyt długoterminowy  | 4,53               |
| 4) dotacje do kosztów                   | 4,62               |
| 5) dotacje do inwestycji                | 4,85               |
| 6) preferencyjny kredyt krótkoterminowy | 5,94               |
| 7) kredyt kupiecki                      | 6,81               |
| 8) pożyczki rodzinne                    | 7,37               |
| 9) kredyt w rachunku kredytowym         | 8,97               |
| 10) debet na rachunku bieżącym          | 9,81               |
| 11) leasing                             | 11,31              |
| 12) komercyjny kredyt krótkoterminowy   | 12,13              |
| 13) komercyjny kredyt długoterminowy    | 12,18              |

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 3 przedstawia ocenę kosztu kapitału źródeł finansowania wykorzystywanych w działalności rolniczej. Najwyższy koszt zaangażowanego źródła finansowania w opinii rolników stanowią wydatki ponoszone przy zadłużeniu komercyjnymi kredytami bankowymi (bardzo duży – 51%).

Również preferencyjny kredyt krótkoterminowy został oszacowany jako kosztowny w opinii 15% rolników, a dla 62% jako średni. Natomiast koszt takich źródeł finansowania jak leasing, kredyt w rachunku kredytowym i debet w rachunku bieżącym został oceniony jako duży przez 43-37% rolników. W hierarchii tej najniższy koszt związany był z zaangażowaniem źródeł finansowania pochodzących z dotacji do inwestycji, produkcji i kosztów prowadzonej działalności rolniczej. Tożsama zależność wystąpiła przy pożyczkach rodzinnych, których koszt został oszacowany przez 46% rolników jako mały. Najmniej kosztownym w ocenie rolników 47% uznany jako średni i przez 29% jako mały, został kredyt kupiecki. Wynikać to może z nie kalkulowania tego typu

kosztu kapitału w mikroprzedsiębiorstwach rolniczych, z uwagi na ograniczoną jego dostępność (głównie przy zakupie środków do produkcji).

Tabela 3. Ocena kosztu kapitału poszczególnych źródeł finansowania (%)

| Źródła finansowania                     | Oszacowany koszt |      |        |      |             |
|-----------------------------------------|------------------|------|--------|------|-------------|
|                                         | bardzo duży      | duży | średni | mały | bardzo mały |
| 1) komercyjny kredyt długoterminowy     | 51               | 34   | 3      | 5    | 7           |
| 2) komercyjny kredyt krótkoterminowy    | 51               | 32   | 5      | 8    | 4           |
| 3) preferencyjny kredyt krótkoterminowy | 15               | 0    | 62     | 20   | 3           |
| 4) leasing                              | 13               | 43   | 21     | 5    | 18          |
| 5) debet na rachunku bieżącym           | 8                | 38   | 35     | 9    | 10          |
| 6) kredyt w rachunku kredytowym         | 5                | 37   | 42     | 12   | 4           |
| 7) własne środki finansowe              | 4                | 5    | 13     | 39   | 39          |
| 8) preferencyjny kredyt długoterminowy  | 2                | 15   | 50     | 29   | 4           |
| 9) dotacje do inwestycji                | 2                | 8    | 39     | 43   | 8           |
| 10) pożyczki rodzinne                   | 1                | 2    | 30     | 46   | 21          |
| 11) dotacje do produkcji                | 1                | 5    | 34     | 47   | 13          |
| 12) dotacje do kosztów                  | 1                | 1    | 34     | 50   | 14          |
| 13) kredyt kupiecki                     | 0                | 11   | 47     | 29   | 13          |

Źródło: Opracowanie własne.

Na najmniejszy koszt poniesiony z tytułu zaangażowanego środków własnych wskazało 39% rolników, którzy ocenili go jako bardzo mały. Wynika to z nie szacowania w tych gospodarstwach przyszłej wartości pieniądza w czasie i niedostrzegania możliwości i korzyści, jakie niesie zaangażowanie kapitału obcego.

### Wnioski

W opracowaniu przedstawiono opinie rolników w zakresie pożądanej struktury kapitału oraz hierarchię źródeł finansowania według oceny ich atrakcyjności oraz kosztu w mikroprzedsiębiorstwach rolniczych. Na podstawie przeprowadzonych badań sformułowano następujące wnioski:

1. Pożądana struktura kapitału w opinii rolników była zróżnicowana. Wynikać to może z dążenia do optymalizacji źródeł finansowania. Pomimo to w

związku z ograniczoną dostępnością do kapitału obcego, rolnicy nie są w stanie pozyskać zadłużenia przekraczającego wartość kapitału własnego. Wynika to z oceny banków, które mikroprzedsiębiorstwa rolnicze kwalifikują do klientów o wysokim ryzyku. Część rolników wskazała również na najkorzystniejszą sytuację, w której gospodarstwo finansuje działalność jedynie z środków własnych. W opinii rolników kapitał własny jest najkorzystniejszym źródłem finansowania, która nie przyczynia się do ponoszenia dodatkowych kosztów finansowych. Wskazuje to na wysokie ryzyko, jakie rolnicy postrzegają w zwiększaniu udziału zadłużenia.

2. Hierarchia źródeł finansowania według atrakcyjności w opinii rolników wskazuje na preferencję w finansowaniu własnych środków pieniężnych. W gospodarstwach rolniczych wśród struktury zadłużenia dominuje to długoterminowe. Taka relacja pozwala rolnikom na wdrażanie kosztownych inwestycji, których spłata jest przewidziana na wiele lat. Małe gospodarstwa rolnicze w finansowaniu krótkoterminowym przedkładają pożyczki od rodzinny nad komercyjnymi kredytami bankowymi. Zmiany, jakie następują na rynku finansowym będą sprzyjać rozszerzeniu ofert kredytowych skierowanych do gospodarstw rolniczych, co również może wpłynąć na modyfikację ustalonej hierarchii źródeł finansowania w opinii rolników.
3. W ocenie kosztu źródeł finansowania za najwyższy koszt kapitału w opinii rolników ponoszony jest na komercyjne kredyty bankowe. Najniższy koszt kapitału został określony dla finansowania działalności dotacjami, bądź też pożyczkami rodzinnymi. Wynika to z braku kosztu finansowego w postaci odsetek utożsamianych z kosztem kapitału. Hierarchia, w której preferencyjne kredyty długoterminowe są bardziej atrakcyjnym źródłem finansowania niż dotacje wiąże się w opinii rolników z mało przejrzystymi i trudnymi do wypełniania procedurami otrzymania tych dopłat.
4. Hierarchia źródeł finansowania zarówno według kryterium kosztu jak i atrakcyjności, różni się od znanych tez dotyczących preferencji zarządzających w wyborze kapitału obcego. Wynika to z korzystnych warunków pozyskiwania środków przeznaczonych na inwestycje i rozwój gospodarstw w rolnictwie.

#### Literatura

1. Brigham E. F., *Podstawy zarządzania finansami*. PWE, Warszawa 1996.



2. Czarecki J., *Sytuacji rynkowa mikro i małych przedsiębiorstw w województwie lubelskim w świetle badań empirycznych*. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, nr 492, Szczecin 2008.
3. Duliniec A., *Finansowanie przedsiębiorstw*. PWE, Warszawa 2007.
4. Goraj L., Osuch D., Suska M., Bańkowska K., Grabowska K., Madej P., Malanowska B., Smolik A., Żurakowska J., *Wyniki standardowe uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w polskim systemie FADN w 2005 roku*. Wydawnictwo IERIGŻ-PIB, Warszawa 2006.
5. Józwiak W., *Potrzebna jest rewizja pojęcia gospodarstwo rolne oraz związanych z nim praw i obowiązków*. Wieś i Rolnictwo, nr 2(127), Warszawa 2005.
6. Kisgen D. J., *Credit ratings and capital structure*. The Journal of Finance, volume LXI, no. 3, June 2006.
7. Kubiak J., *Hierarchia źródeł krótkoterminowego finansowania przedsiębiorstwa*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2005.
8. Kulawik J., *Makro- i mikroekonomiczne przesłanki oraz skutki interwencjonizmu państwowego w sferze kredytowania rolnictwa*. IERiGŻ, Warszawa 2000.
9. Lisowski R., *Bariery rozwoju firm sektora MSP w Polsce i możliwości ich pokonania*. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, nr 492, Szczecin 2008.
10. Łuczka T., *Kapitał obcy w małym i średnim przedsiębiorstwie*. Wybrane aspekty mikro i makroekonomiczne. Wydawnictwo Politechniki Poznańskiej, Poznań 2000.
11. Mądra M., Stola E., *Struktura oraz poziom kredytów gospodarstw rolniczych w zależności od zadłużenia i siły ekonomicznej*. [w:] ZN SGGW, *Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*. Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2008.
12. Myers S. C., *The Capital Structure Puzzle*. Journal of Finance no. 39, 1984.
13. Myers S. C., *Capital structure*. Journal of Economic Perspectives – volume 15, no. 2, spring 2001.
14. Osuch D., Goraj L., Skarżyńska A., Grabowska K., *Plan wyboru próby gospodarstw rolnych polskiego FADN*. Wydawnictwo IERIGŻ-PIB, Warszawa 2004.
15. Piotrowska M., *Finanse spółek, krótkoterminowe decyzje finansowe*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego, Wrocław 1997.
16. Pluta W., *Planowanie finansowe w przedsiębiorstwie*. PWE, Warszawa 2003.
17. Skowronek-Mielczarek A., *Małe i średnie przedsiębiorstwa. Źródła finansowania*. Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa 2005.
18. Szopa A., *Wycena aktywności mikroprzedsiębiorstwa – próba empirycznej weryfikacji*. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, nr 492, Szczecin 2008.

19. Wasilewski M., Mądra M., *Efektywność gospodarstw indywidualnych w zależności od zadłużenia i siły ekonomicznej*. Zeszyty Naukowe SGGW, Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej, nr 64, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2008.
20. Wymysłowski S., *Kryteria wyboru źródeł finansowania działalności rozwojowej – teoria i praktyka*. [w:] Finansowe uwarunkowania rozwoju organizacji gospodarczych. Difin, Warszawa 2004.
21. Zawadzka D., *Struktura finansowania majątku mikro i małych przedsiębiorstw*. [w:] Uwarunkowania rynkowe rozwoju mikro i małych przedsiębiorstw. Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstw, nr specjalny, maj, Wydawnictwo ORGMASZ, Warszawa 2008.
22. Zawadzka D., *Kredyt kupiecki w teoriach struktury kapitału w warunkach finansowania małego przedsiębiorstwa*. [w:] Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, nr 1200, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław 2008.
23. Zygmunt A., *Wpływ branży na strukturę kapitału w przedsiębiorstwie*. [w:] Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, nr 1042, Wrocław 2004.

### STRESZCZENIE

Celem badań jest określenie opinii rolników w zakresie hierarchii źródeł finansowania wykorzystywanych w działalności rolniczej według atrakcyjności oraz kosztu kapitału. Przedstawiono także opinie rolników dotyczące pożądanej struktury kapitału. Badania z wykorzystaniem kwestionariusza wywiadu zostały przeprowadzone w 2008 na grupie 100 rolników prowadzących indywidualne gospodarstwa rolnicze uczestniczące w systemie FADN w województwie mazowieckim. Według hierarchii źródeł finansowania wskazanej przez rolników najbardziej korzystnym źródłem finansowania o najniższym koszcie kapitału były środki własne. W opinii rolników długoterminowe kredyty preferencyjne są bardziej atrakcyjne i wiążą się z niższą kosztownością niż źródła finansowania krótkoterminowego. W hierarchii kapitału obcego najgorszą ocenę według metody rang otrzymały kredyty komercyjne.

## THE PECKING ORDER THEORY IN AGRICULTURE MICRO ENTERPRISES

### SUMMARY

The aim of the research was to qualify the opinion of farmers in range of the Pecking Order Theory in the agricultural activity according to the appeal and the cost of the capital. I was also introduced the opinions of farmers concerning the most desirable structure of the capital. The research were conducted with the questionnaire interview usage and it was became passed in 2008 on the group of 100 farmers leading individual agricultural farms in the FADN system in the Mazowsze province. According to the hierarchy of financing sources farmers indicated as a most profitable and the lowest capital cost the internal funds. In the opinion of farmers long-term preferential credits are more attractive and charge the farms financial cost in lower degree than the short-term sources of financing. In the hierarchy of the outside capital the worst estimation received commercial credits.

*Translated by M. Mądra*

*Mgr Magdalena Mądra*  
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego  
magdalena\_madra@sggw.pl



GRZEGORZ MIKOŁAJEWICZ

**KOSZTY PIERWSZYCH OFERT PUBLICZNYCH A DYSKONTO Z  
TYTUŁU BRAKU PŁYNNOŚCI (NA PODSTAWIE IPO NA GPW W  
WARSZAWIE)**

**Wstęp**

Istotną cechą aktywów finansowych jest ich płynność<sup>1</sup>, tzn. możliwość spieniężenia ich po cenie zbliżonej do rynkowej/godziwej, w możliwie szybkim czasie i przy minimalnych kosztach transakcyjnych. Płynność nie jest charakterystyką stałą i ulega zmianie. Dla inwestora ma więc znaczenie nie tylko obecny, ale także i przyszły stopień płynności aktywów.

W związku z tym, że płynność aktywów jest bardzo ważną i pożądaną przez inwestorów cechą, ma ona swoją cenę. Inwestorzy skłonni są zapłacić więcej za aktywa bardziej płynne lub, ujmując to inaczej, żądają mniejszej stopy zwrotu w przypadku inwestycji o większej płynności.

Jeżeli inwestycją tą jest zakup przedsiębiorstwa prywatnego<sup>2</sup> (nienotowanego) na giełdzie papierów wartościowych, oznaczać to będzie konieczność dokonania pewnego dyskonta jego wartości, oddającego różnicę w stopniu płynności spółki prywatnej i porównywalnej spółki publicznej. Dyskonto to zwykle nosi nazwę dyskonta z tytułu braku płynności (ang. illiquidity discount lub discount for lack of marketability, DLOM).

<sup>1</sup> Niektórzy autorzy np. A. Damodaran (Por. Damodaran A., *Marketability and Value: Measuring the Illiquidity Discount*, Stern School of Business, <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/> July 2005, str. 3) uważają, że nie powinno dzielić się aktywów na płynne i niepłynne, ale mówić raczej o różnym stopniu ich niepłynności. Stopień ten wpływa na wysokość spadku ceny jaki jest niezbędny do spieniężenia aktywów.

<sup>2</sup> W artykule dla oznaczenia spółki nienotowanej na giełdzie używa się zamiennie terminów spółka prywatna lub spółka niepubliczna, natomiast dla określenia przedsiębiorstw, których akcje są w obrocie giełdowym użyto terminu spółka publiczna.

W dalszej części artykułu przedstawiono czynniki wpływające na wielkość kosztów transakcyjnych związanych z upłynnieniem aktywów, zaprezentowano różne metody pomiaru wartości jaka przypisywana jest cesze płynności oraz związane z tym wyniki badań empirycznych. Rozważania te dotyczą w głównej mierze aktywów dla których istnieje zorganizowany rynek obrotu.

W związku z tym, że w przypadku zakupu przedsiębiorstwa prywatnego rynek taki nie istnieje, w dalszej części artykułu, skupiono się na różnicach występujących między inwestycją w spółkę prywatną i spółkę publiczną oraz na sposobach uwzględniania braku płynności w wycenie przedsiębiorstwa publicznego. Zaprezentowano także metodę określenia dyskonta z tytułu braku płynności w oparciu o koszty emisji ponoszone w momencie pierwszej oferty publicznej (IPO).

#### **Koszty transakcyjne związane z upłynnieniem aktywów**

Koszty transakcyjne związane z upłynnieniem aktywów bywają często postrzegane jedynie przez pryzmat kosztów związanych z obsługą rachunku maklerskiego oraz opłat i prowizji dotyczących transakcji. Jest to jednak spojrzenie zbyt wąskie, do kosztów transakcyjnych należy bowiem zaliczyć także<sup>3</sup>:

- różnicę między ceną kupna i ceną sprzedaży (bid-ask spread),
- wpływ transakcji na ceny rynkowe (price impact),
- koszty utraconych możliwości (opportunity costs).

Różnica między ceną kupna i sprzedaży wynika na ogół z trzech poniższych czynników odnoszących się do sytuacji dealera, market-maker'a czy też po prostu zwykłego inwestora: kosztów utrzymywania pozycji (zapasów), kosztów przekazywania zleceń i opłacania prowizji od nich (koszty te maleją ze względu na nowoczesne technologie, Internet, spadek prowizji giełd i domów maklerskich) oraz kosztów związanych z handlem z bardziej poinformowanymi inwestorami (koszty te dotyczą prawdopodobnych strat, ze względu na nierównowagę informacyjną, które trzeba będzie pokryć; koszty te rosną wraz ze wzrostem asymetrii informacji).

---

<sup>3</sup> Por. Damodaran A., *Marketability...*, Stern School of Business, July 2005, str. 3.

Przeprowadzane badania<sup>4</sup> wskazują, że poziom bid-ask spread (mierzony jako procent wartości aktywa) wykazuje ujemną korelację z: poziomem ceny<sup>5</sup>, wolumenem transakcji i liczbą market makers oraz pozytywną ze zmiennością. Można także stwierdzić następujące zależności<sup>6</sup>: spread dla obligacji skarbu państwa jest mniejszy niż w przypadku akcji, spread dla obligacji komercyjnych jest większy niż dla obligacji skarbowych, spready dla rynku USA są mniejsze niż dla pozostałych rynków, a spready dla towarów są zbliżone do tych obserwowanych dla aktywów finansowych (dla nieruchomości i innych aktywów rzeczowych spready te są jednak znacznie większe).

Jeśli chodzi o wpływ transakcji na ceny rynkowe, to objawia się on w „podbijaniu cen” w momencie nabywania dużych pakietów akcji oraz „zbijania cen” rynkowych podczas sprzedaży<sup>7</sup>. W takim przypadku twierdzenie, że dla większego portfela aktywów koszty transakcyjne są niższe niż w przypadku jego mniejszego odpowiednika może okazać się nieprawdziwe. O ile bowiem koszty takie jak opłaty, prowizje oraz jednostkowe koszty stałe będą faktycznie niższe dla większego portfela, o tyle koszty związane z niekorzystnym oddziaływaniem na ceny rynkowe kupowanych/sprzedawanych walorów będą rosły. Można wyróżnić dwie przyczyny takiego stanu rzeczy: rynek nie jest wystarczająco płynny i większe transakcje wprowadzają go w stan nierównowagi oraz kwestia informacyjna związana z dużymi transakcjami, a więc przyciąganie przez nie uwagi pozostałych inwestorów i efekt naśladownictwa.

Jak łatwo przewidzieć efekt cenowy powinien być znacznie mniejszy w przypadku akcji spółek dużych i charakteryzujących się wysokimi obrotami, co

<sup>4</sup> Por. badania Tinic S., West R., *Competition and the Pricing of Dealer Service in the Over-the-Counter Market*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, June 1972 oraz Stoll H., *The Pricing of Security Dealer Services: An Empirical Analysis of NASDAQ stocks*, Journal of Finance, November 1978 (za Damodaran A., *Marketability...*, str. 8).

<sup>5</sup> Wysokość bid-ask spread w wartościach bezwzględnych jest w miarę stała. Z badań Loeb T., *Trading Costs: The Critical Link Between Investment Information and Results*, Financial Analyst Journal, May/June 1983 (za Damodaran A., *Marketability...*, str. 6) wynika, że wahała się ona w przedziale 0,25-0,45\$, co w relacji do wartości akcji dawało spread około 6,55% dla akcji o najniższej cenie, aż do 0,52% spreadu dla akcji najdroższych.

<sup>6</sup> Por. Damodaran A., *Marketability...*, str. 7 i 8.

<sup>7</sup> Giełdy papierów wartościowych chcąc ograniczać niekorzystne efekty cenowe składanych przez inwestorów dużych zleceń umożliwiają zawieranie transakcji pakietowych poza rynkiem oraz wprowadzają m.in. zlecenia typu WUJ (z warunkiem wielkości ujawnianej). Obydwa narzędzia są także dostępne na GPW w Warszawie.

potwierdzają badania<sup>8</sup>. Jednocześnie inne analizy wskazują<sup>9</sup>, że istnieje tendencja do przestrzelania poziomów cenowych, tzn. ceny aktywów nie powracają do pierwotnych poziomów obserwowanych przed dużą transakcją (reakcje powrotne cen są silniejsze lub słabsze). W przypadku zleceń kupna, można spodziewać się, że ceny pozostaną na wyższym poziomie.

W przypadku efektu cenowego (podobnie jak dla bid-ask spread) obserwuje się ujemną korelację z poziomem ceny, wolumenem transakcji i liczbą market makers oraz pozytywną ze zmiennością.

Jeśli chodzi o koszty utraconych możliwości, to związane są one ze zbyt długim oczekiwaniem na zrealizowanie transakcji kupna lub sprzedaży, co może doprowadzić do sytuacji w której cena aktywów ukształtuje się na poziomie zbyt wysokim lub niskim dla inwestora (co umniejszy jego zysk) lub wręcz zniechęci go do jej zawarcia. Poziom tych kosztów zależy głównie od<sup>10</sup>: stopnia wykorzystania informacji publicznych lub prywatnych (w przypadku bazowania na informacjach prywatnych koszty te rosną – ryzyko ujawnienia), stopnia aktywności rynku w pozyskiwaniu informacji, horyzontu inwestycyjnego (im dłuższy tym niższe koszty) oraz strategii realizowanej przez inwestora („pod prąd” czy „z prądem”, w tej ostatniej koszty związane z czekaniem na transakcję są wyższe).

### **Płynność aktywów jako wartość – metody pomiaru, wyniki badań**

Można wyróżnić trzy główne metody pomiaru wartości jaka przypisywana jest płynności. I tak, wartość tę ustalić można poprzez<sup>11</sup>:

- pomiar dyskonta z jakim kupowane są niepłynne aktywa w stosunku do swoich płynnych odpowiedników,
- wzrost oczekiwanej stopy zwrotu jaki wymagany jest przez inwestorów w przypadku kupna aktywów o braku płynności,
- rozważenie utraty płynności w kategorii opcji.

---

<sup>8</sup> Por. Breen W.A., Hodrick L.S., Korjczyk R.A., *Predicting Equity Liquidity*, Working Paper, Kellogg Graduate School of Management (za Damodaran A., *Marketability...*, str. 14).

<sup>9</sup> Por. Holthausen R.W., Leftwich R.W., Mayers D., *Large-Block Transactions, the Speed of Response and Temporary and Permanent Stock-Price Effects*, Journal of Financial Economics, Nr. 26 oraz Spierdijk L., Nijman T., Van Soest A.H.O., *The Price Impact of Trades in Illiquid Stocks in Periods of High and Low Market Activity*, Working Paper, Tilburg University (za Damodaran A., *Marketability...*, str. 13).

<sup>10</sup> Por. Damodaran A., *Marketability...*, str. 15 i 16.

<sup>11</sup> Por. *Ibidem*, str. 17.

Jeśli chodzi o dyskonto wartości to jego wysokość powinna pokrywać przyszłe koszty transakcyjne (omówione powyżej) oraz pozostawać w odpowiedniej relacji do horyzontu inwestycyjnego.

Ustalanie oczekiwanej stopy zwrotu odbywa się natomiast m.in. poprzez modyfikacje modeli służących do obliczania kosztu kapitału własnego i jego rentowności (np. CAPM) poprzez wprowadzanie zmiennych różnicujących stopę zwrotu w zależności od stopnia płynności aktywów. Szukany poziom stopy zwrotu powinien być powiązany nie tylko z płynnością samych aktywów, ale także mieć na uwadze płynność rynku jako takiego (płynność ta waha się, a inwestorzy różnie cenią płynność w poszczególnych okresach) oraz czasu w jakim pozostaje on mniej płynny. Wartość premii z tytułu ryzyka braku płynności przyjmuje na ogół wartości od 1-7,5%<sup>12</sup>.

W przypadku podejścia opartego na modelach opcyjnych, przyjmuje się założenie, że sprzedający wie kiedy wystąpi szczyt cenowy danego aktywa, wycenia się więc wartość opcji utraty możliwości spieniężenia aktywa po jego najwyższej cenie. Wartość opcji będzie rosła wraz z długością okresu w którym występują przeszkody w handlu oraz będzie uzależniona od zmienności cen. Czynniki te wpływają znacząco na wartość dyskonta z tytułu braku płynności, które w przypadku jednorocznego okresu ograniczenia zbywalności i odchylenia standardowego na poziomie 10% wyniesie blisko 10%, a już dla okresu pięcioletniego około 20% (przykładowo dla  $S=30\%$  odpowiednio 25% i 65%)<sup>13</sup>.

Wśród bardziej szczegółowych metod pomiaru (odnoszących się w głównej mierze do papierów wartościowych notowanych publicznie) wyróżnić można<sup>14</sup>:

- analizę wysokości bid-ask spread (omówioną już wcześniej),
- techniki oparte na porównaniu cen akcji o ograniczonej zbywalności (ang. restricted stocks) z ich płynnymi odpowiednikami – wysokość dyskonta w przypadku emisji tych pierwszych mieści się na ogół w granicach 20-35%,

<sup>12</sup> Por. Acharya V., Pedersen L.H., *Asset Pricing with Liquidity Risk*, Journal of Financial Economics, v. 77, 2005 oraz Pastor L., Stamabaugh R., *Liquidity Risk and Stock Market Returns*, Journal of Political Economy, v. 111, 2003 (za Damodaran A., *Marketability...*, str. 20).

<sup>13</sup> Por. Longstaff F.A., *How much can marketability affect security values?*, Journal of Finance, v. 50, 1995 (za Damodaran A., *Marketability...*, str. 22 i 23).

<sup>14</sup> Por. szeroki spectrum badań różnych autorów prezentowany przez A. Damodarana, *Marketability...*, str. 24-34.



- techniki oparte na analizie cen w emisjach prywatnych (wartość dyskonta wynosi około 7-17%),
- techniki bazujące na porównaniach cen uzyskiwanych w pierwszych ofertach publicznych (IPO) z cenami rejestrowanymi w okresie wcześniejszym – dyskonto w tym przypadku sięga nawet 40% i więcej.

Należy jednak zaznaczyć, że powyższe techniki oraz oparte na nich wyniki badań spotykają się wieloma uwagami krytycznymi<sup>15</sup>. I tak np. w przypadku badań dotyczących akcji o ograniczonej zbywalności czy emisji prywatnych, podnosi się fakt, że emisje tego typu nie zdarzają się na rynku często, a te które się odbywają dotyczą na ogół spółek mniejszych, bardziej ryzykownych i o gorszym standingu finansowym. Inwestorzy do których skierowana jest emisja prywatna świadczą także często usługi na rzecz tych firm, a więc dyskonto w cenie akcji jest sposobem na ich wynagrodzenie. Walory typu restricted stocks nie są też dobrym odpowiednikiem akcji prywatnej spółki (akcji niepłynnych) ponieważ są to papiery emitowane przez spółki notowane już na giełdzie. Dodatkowo ograniczenie ich zbywalności dotyczy tylko konkretnego okresu, który w przypadku USA, a tego rynku dotyczy większość badań, wynosi 1 rok (do 1997 r. okres ten wynosił 2 lata). W przypadku badań opartych na IPO, zarzuca się im często uwzględnianie zbyt szerokiego spektrum transakcji, m.in. transakcji z insiderami, opcji na akcje, czy też pomijanie różnicy w rodzajach sprzedawanych akcji. Zwraca się też uwagę na fakt, iż część inwestorów mogła wiedzieć o planach wejścia spółki na giełdę. Warto także nadmienić, że wyżej wymienione badania często obarczone są także błędem niereprezentatywności grupy czy czasu w jakim je przeprowadzono. Na dodatek różnica w płynności walorów może być tylko jednym z elementów różnicujących ceny poszczególnych akcji.

W przypadku akcji spółek nienotowanych na giełdzie badania prowadzone są na ogół w oparciu o stopy zwrotu uzyskiwane w inwestycjach private equity w porównaniu z inwestycjami giełdowymi. I tak, zaobserwowano około 5-8% różnicę (in plus) w stopach uzyskiwanych w inwestycjach typu private equity w porównaniu z ich giełdowymi odpowiednikami, co po skorygowaniu o poziom

---

<sup>15</sup> Por. Koeplin J., Sarin A., Shapiro A.C., *The Private Company Discount*, Journal of Applied Corporate Finance, Bank of America, v. 12, nr. 4, 2000, str. 95 i 96 oraz por. Damodaran A., *Marketability...*, str. 28 i 29.

ryzyka daje około 24% premię w okresie 10 lat<sup>16</sup>. Inne badania<sup>17</sup> wskazują z kolei na znaczenie wieku przedsiębiorstwa w określaniu wysokości premii. I tak, dla przedsiębiorstw starych wynosi ona tylko 11%, a dla nowych (wczesna faza rozwoju) nawet około 80%. Należy jednak zwrócić uwagę, że tak wysokie premie mogą być także efektem rekompensaty za brak możliwości dywersyfikacji ryzyka przez instytucje typu private equity, co wynika z charakterystyki ich działalności.

Przyglądając się danym empirycznym warto także zauważyć, że różnice w płynności między aktywami dla których istnieje rynek giełdowy oraz podmioty dbające o jego efektywność i organizację a aktywami takiego rynku pozbawionymi może ulegać z czasem dalszemu pogłębieniu<sup>18</sup>. Nowoczesne technologie w połączeniu z rosnącą konkurencją powodują bowiem skracanie przez giełdy liczby dni potrzebnych na realizację, rejestrację i rozliczenie transakcji, umożliwiają spadek prowizji, zmniejszając tym samym bid-ask spread oraz doprowadzają do pojawiania się coraz szerszej oferty instrumentów pochodnych na różnego rodzaju aktywa.

#### **Uwzględnianie braku płynności w wycenie przedsiębiorstwa niepublicznego**

Różnice między spółkami prywatnymi a spółkami publicznymi (notowanymi na giełdzie) nie dotyczą tylko i wyłącznie kwestii płynności ich akcji. Do podstawowych charakterystyk różnicujących spółki niepubliczne od spółek notowanych zaliczyć można<sup>19</sup>:

- mniejszą transparentność, ograniczoną liczbę danych i informacji o spółce, często mniej rygorystyczne standardy z zakresu rachunkowości czy corporate governance, a także związane z tym ograniczenia w porównywalności danych między przedsiębiorstwami,

<sup>16</sup> Por. Ljungquist A., Richardson M., *The Cashflow, Return and Risk Characteristics of Private Equity*, Working Paper, Stern School of Business, 2003 (za Damodaran A., *Marketability...*, str. 33).

<sup>17</sup> Por. Das S., Jagannathan M., Sarin A., *The Private Equity Discount: An Empirical Examination of the Exit of Venture Capital Companies*, Working Paper, SSRN, 2002 (za Damodaran A., *Marketability...*, str. 33).

<sup>18</sup> Por. Pratt S., *Discounts for Lack of Marketability: A Rebuttal to Bajaj*, Work Paper, American Society of Appraisers, 23<sup>rd</sup> Annual Advanced Business Valuation Conference, San Antonio, Texas, October 2004, str. 4.

<sup>19</sup> Por. Pratt S., *op. cit.*, s. 9 oraz Damodaran A., *Valuing Private Firms*, str. 2 i 3, <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>.

- brak dostępności bieżącej i historycznej wyceny rynkowej, brak podstawy porównań, możliwości weryfikacji empirycznej kształtowania się cen,
- różnice w zarządzaniu: spółki prywatne często prowadzone są przez właścicieli, podczas gdy spółki giełdowe w dużej mierze korzystają z usług menedżerów,
- ograniczone możliwości zastawu walorów (o ile akcje spółek giełdowych bywają częstym przedmiotem zastawu, o tyle w przypadku akcji spółek prywatnych może okazać się to niemożliwe, nawet w wypadku pakietu kontrolnego).

W przypadku zakupu akcji przedsiębiorstwa prywatnego wszystkie wyżej wymienione czynniki powinny znaleźć swoje odzwierciedlenie w poziomie dyskonta wartości kupowanych walorów. Zaprezentowana lista czynników nie jest oczywiście zamknięta. Wpływ na wysokość dyskonta z tytułu braku płynności akcji/udziałów przedsiębiorstw niepublicznych mają także<sup>20</sup>: ograniczenia w zbywalności walorów, koszty pozyskania informacji, procesu due diligence, poszukiwania kupca, opłaty dla pośredników, oczekiwane prowizje i opłaty dotyczące sprzedaży, brak standaryzacji walorów, wielkość pakietu (mniejszy łatwiej sprzedać), stopień kontroli reprezentowany przez posiadane akcje, wielkość przedsiębiorstwa, standing i płynność finansowa spółki, fakt czy spółka wypłaca dywidendy, posiadane przez spółkę płynne aktywa, czy też prawdopodobieństwo wprowadzenia spółki na giełdę.

Należy także pamiętać, że im bardziej ryzykowny papier tym większego znaczenia nabiera jego płynność.

Wyróżnić można trzy główne sposoby uwzględniania braku płynności w wycenie spółek niepublicznych<sup>21</sup>:

- obliczenie wartości przedsiębiorstwa jakby jego walory były płynne i dokonanie w końcowej fazie wyceny dyskonta z tytułu braku płynności,
- skorygowanie (zwiększenie) stopy dyskontowej używanej w wycenie ze względu na brak płynności walorów,

---

<sup>20</sup> Por. Valuation Report, *Marketability Discounts – Quantifying A Lack of Liquidity*, Business Valuation Library Publication, Summer 2005, <http://www.mpbcpa.com> oraz Damodaran A., *Marketability...*, str. 36 i 37.

<sup>21</sup> Por. Damodaran A., *Marketability...*, str. 34.

- obliczenie wartości spółki w oparciu o charakterystyki podmiotów o podobnej płynności (metoda porównawcza, mnożnikowa).

W przypadku metod opartych na dyskoncie wartości spotkać można cztery podejścia<sup>22</sup>:

- używanie stałego dyskonta (w większości przypadków wahającego się w przedziale 25-35%, a obecnie nawet 20%<sup>23</sup>),
- wykorzystywanie dyskonta specyficznego w zależności od spółki (ustalonego w oparciu o czynniki, które wymienione zostały powyżej)<sup>24</sup>,
- obliczanie syntetycznego bid-ask spread,
- wykorzystanie modeli opcyjnych.

Jeśli chodzi o korygowanie stopy dyskontowej, to również w tym przypadku stosowane są podejścia sugerujące stałą korektę (około 3-4% in plus<sup>25</sup>), korektę specyficzną dla spółki oraz faktyczną premię obserwowaną dla aktywów o podobnej płynności<sup>26</sup>.

Ostatni z prezentowanych sposobów uwzględniania braku płynności w wycenie, to obliczenie wartości spółki w oparciu o charakterystyki (mnożniki np. EV/BV, EV/EBITDA, EV/EBIT, EV/S) podmiotów o podobnej płynności. Problemem w tej metodzie jest jednak znalezienie odpowiednich przedsiębiorstw do porównań (mała liczba transakcji, tajność i brak informacji, ograniczona porównywalność spółek itp.), które były przedmiotem transakcji kupna-sprzedaży. Z przeprowadzonych badań wynika, że dyskonto to może zawierać się w przedziale 20-30% dla spółek amerykańskich oraz 40-50% dla spółek z innych krajów<sup>27</sup>. Metoda ta ma też swoją drugą odmianę polegającą na wycenie przedsiębiorstwa

<sup>22</sup> Por. Ibidem, str. 35-40.

<sup>23</sup> Materiały GPW w Warszawie sugerują nawet, że różnica w wycenie spółki notowanej i nienotowanej nie powinna przekroczyć 10-15%; Por. Duszek P., *Jak pozyskać kapitał z giełdy? Poradnik dla przyszłych emitentów*, GPW w Warszawie 2007, str. 9, <http://www.gpw.pl>.

<sup>24</sup> Warto zwrócić tu uwagę na równania W.L. Silber'a oraz M. Bajaj'a et al., które uzależniają wysokość dyskonta od takich czynników jak: przychody przedsiębiorstwa, wielkości pakietu akcji o ograniczonej zbywalności, wyniku finansowego (dodatni czy ujemny), powiązań handlowych z inwestorem, wskaźnika z-score czy odchylenia standardowego zysku; Por. Silber W.L., *Discounts on Restricted Stocks: The Impact of Illiquidity on Stock Prices*, Financial Analysts Journal, v. 47, 1991 oraz Bajaj M., Dennis D.J., Ferris S.P., Sarin A., *Firm Value and Marketability Discounts*, Journal of Corporate Law, v. 27, 2001 (za Damodaran A., *Marketability...*, str. 38-40).

<sup>25</sup> Por. Damodaran A., *Marketability...*, str. 47.

<sup>26</sup> W tym celu powstały nawet modele, m.in. Quantitative Marketability Discount Model (QMDM), który jednak krytykowany jest za swoją subiektywność; Por. Mercer Z.C., *The Integrated Theory of Business Valuation*, Peabody Publishing, 2004 (za Damodaran A., *Marketability...*, str. 48 i 49).

<sup>27</sup> Por. Koeplin J., Sarin A., Shapiro A.C., op. cit., str. 99.

prywatnego na podstawie wskaźników spółek publicznych, które zostały uprzednio skorygowane o różnice w płynności (przy wykorzystaniu dyskonta).

### **Dyskonto z tytułu braku płynności a koszty emisyjne**

Inwestor posiadający walory przedsiębiorstwa pozbawione cechy płynności, któremu nie udaje się ich odsprzedać w najbliższym otoczeniu ma trzy podstawowe możliwości wycofania się z inwestycji:

- przeprowadzenie pierwszej oferty publicznej (IPO),
- spowodowanie umorzenia walorów przez spółkę,
- likwidację podmiotu (ostateczność).

Trzeba zaznaczyć, że wszystkie wyżej wymienione możliwości zakładają domyślnie, że inwestor posiada pakiet kontrolny, lub zgodę pozostałych akcjonariuszy, co umożliwi mu podejmowanie powyższych działań.

Najatrakcyjniejszą wydaje się pierwsza możliwość, dzięki której poprzez wprowadzenie spółki na giełdę, jej akcje uzyskają odpowiednią płynność oraz nastąpi poszerzenie grona potencjalnych kupców z jednoczesnym zwiększeniem atrakcyjności podmiotu, a więc możliwością uzyskania wyższej ceny.

Biorąc powyższe pod uwagę, można uznać, że stopa dyskonta z tytułu braku płynności może być także ustalona w oparciu o wysokość kosztów, jakie musiałyby zostać poniesione w celu upublicznienia walorów spółki (kosztów IPO). Warto jednak pamiętać, że będzie to tylko pewne przybliżenie wysokości dyskonta, nie obejmujące kosztów związanych z czasem jaki upływa na wprowadzenie spółki na giełdę<sup>28</sup>, związanych z nim kosztów utraconych możliwości, kosztów dyskonta uwzględnionego w cenie emisyjnej, lub, jeśli nie realizujemy sprzedaży w trakcie IPO, kwestii tego jak zachowa się cena akcji w późniejszych notowaniach. Należy także pamiętać, że dyskonto z tytułu braku płynności może dotyczyć także akcji spółek giełdowych, które pomimo, że są notowane nie są walorami płynnymi, lub mają wręcz charakter spółek spekulacyjnych,

---

<sup>28</sup> W latach 2004-2006 średni okres, jaki upływał od rozpoczęcia konkretnych działań organizacyjnych do pierwszego notowania spółki, wyniósł ponad 11 miesięcy i 1 tydzień (przy rozpiętości od 4 do 38 miesięcy); Por. Raport KPMG oraz GPW w Warszawie, *Kierunek – Giełda: przebieg procesu wchodzenia spółek na Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2004 – 2006*, str. 4.

których cena podlega znacznym wahaniom<sup>29</sup> i nie jest dobrym przybliżeniem ich wartości godziwej/rynkowej<sup>30</sup>.

W celu analizy wysokości kosztów debiutu publicznego przeanalizowano koszty pierwszych ofert publicznych (IPO) na GPW w Warszawie w 2007 r.

W roku 2007 debiutowały na WGPW spółki z wszystkich możliwych branż, poczynając od sektorów budowlanych, poprzez chemiczne, metalowe, elektromaszynowe czy handlowe, a skończywszy na branży informatycznej czy finansowej (łącznie 81 spółek).

Około 1/8 z nich to spółki, które zmieniły rynek notowań z CeTO na GPW w Warszawie (stanowiły one około 66,6% wszystkich spółek notowanych na CeTO pod koniec 2006 r.), co potwierdza wagę jaką przypisują inwestorzy do płynności<sup>31</sup>. Przenosinom sprzyjała także uproszczona procedura debiutu. Spółki notowane od co najmniej 18 miesięcy na CeTO i wypełniające obowiązki związane z dopuszczeniem do obrotu w przypadku przejścia na WGPW do końca października 2007 roku zwolnione były z obowiązku sporządzenia prospektu emisyjnego, sporządzały tylko memorandum, które nie wymagało zatwierdzenia przez KNF<sup>32</sup>. Przenosiny wydają się więc jak najbardziej uzasadnione, zważywszy na fakt, że rynek CeTO charakteryzuje się niższą efektywnością oraz wiarygodnością wycen w porównaniu do WGPW (ze względu na płynność walerów, liczbę notowanych akcji i uczestniczących inwestorów<sup>33</sup>) oraz faktu, że spółki i tak wypełniały większość wymagań WGPW.

<sup>29</sup> Chodzi tu m.in. o tzw. „spółki groszowe”. Przykładem takiej spółki może być FON S.A., której akcje warte są około 4 gr., co przy minimalnym kroku notowań równym 1 gr. daje wahania rzędu 20-25%.

<sup>30</sup> GPW w Warszawie utworzy z dniem 25 marca 2008 r. nowy segment notowań, tzw. „listę alertów” (kwalifikacja akcji spółek na listę alertów będzie dokonywana począwszy od dnia 1 września 2008 r.). Zgodnie z §2 pkt 1 uchwały Nr 167/2008 Zarządu GPW w Warszawie z dnia 5 marca 2008 r. w sprawie utworzenia segmentu spółek notowanych na Głównym Rynku GPW „na listę alertów mogą zostać zakwalifikowane akcje spółek, gdy: 1) ogłoszono upadłość emitenta, lub 2) wartość kapitalizacji emitenta nie przekracza 5.000.000 euro, lub 3) obrót akcjami emitenta charakteryzuje się niskim poziomem płynności, lub 4) występuje bardzo wysoka zmienność kursu akcji emitenta.”

<sup>31</sup> Tylko dwie spółki (tj. Mewa i Karen Notebook) przeprowadziły podczas przenosin dodatkowe emisje czy sprzedaż akcji.

<sup>32</sup> Por. art. 128 ust. 7, art. 39 ust. 1, art. 7 ust. 4 pkt 8 oraz art. 47 ust. 1 ustawy z dnia 29 lipca 2005 r. o ofercie publicznej i warunkach wprowadzania instrumentów finansowych do zorganizowanego systemu obrotu oraz o spółkach publicznych (Dz.U. Nr 183, poz. 1539).

<sup>33</sup> Średni miesięczny obrót dla całego rynku akcji CeTO w 2006 r. był porównywalny ze średnim dziennym obrotem największych spółek z WIG20.

Tabela 1. Udział kosztów pierwszych ofert publicznych (IPO) w wartości oferty na GPW w Warszawie w roku 2007

| Lp.      | Wyszczególnienie          | Wielkość emisji brutto w tys. zł | Udział kosztów emisji w wart. całk. oferty | Wielkość emisji netto w tys. zł | Udział kosztów emisji w wart. nowej oferty | Udział kosztów pokrytych przez sprzed. w k. całk. | Udział akcji sprzedawanych w całk. ofercie |
|----------|---------------------------|----------------------------------|--------------------------------------------|---------------------------------|--------------------------------------------|---------------------------------------------------|--------------------------------------------|
| 1.       | Immoeast                  | 10 720 199                       | bd.                                        | 10 720 199                      | bd.                                        | -                                                 | -                                          |
| 2.       | LC Corp                   | 1 059 500                        | 2,94%                                      | 370 500                         | 8,40%                                      | 64,39%                                            | 65,03%                                     |
| 3.       | J.W.Construction Holding  | 777 328                          | 3,10%                                      | 244 828                         | 9,84%                                      | 27,43%                                            | 68,50%                                     |
| 4.       | Orco Property Group       | 652 464                          | bd.                                        | 652 464                         | bd.                                        | -                                                 | -                                          |
| 5.       | Kernel Holding            | 546 402                          | 3,46%                                      | 400 104                         | 4,73%                                      | bd.                                               | 26,77%                                     |
| 6.       | Warimpex                  | 428 300                          | 6,18%                                      | 256 980                         | 10,30%                                     | bd.                                               | 40,00%                                     |
| 7.       | Noble Bank                | 315 000                          | 1,06%                                      | 157 500                         | 2,13%                                      | bd.                                               | 50,00%                                     |
| 8.       | Pol-Aqua                  | 308 000                          | 3,22%                                      | 231 000                         | 4,29%                                      | 15,55%                                            | 25,00%                                     |
| 9.       | Ronson Europe             | 264 500                          | 4,32%                                      | 153 333                         | 7,46%                                      | 11,82%                                            | 42,03%                                     |
| 10.      | ACE                       | 256 014                          | 2,18%                                      | 42 336                          | 13,15%                                     | bd.                                               | 83,46%                                     |
| 11.      | Mercor                    | 243 136                          | 1,17%                                      | 73 000                          | 3,90%                                      | 59,91%                                            | 69,98%                                     |
| 12.      | Erbud                     | 170 000                          | 2,93%                                      | 125 000                         | 3,98%                                      | bd.                                               | 26,47%                                     |
| 13.      | Silvano                   | 123 245                          | bd.                                        | 0                               | bd.                                        | bd.                                               | 100,00%                                    |
| 14.      | Petrolinvest              | 119 992                          | 11,50%                                     | 119 992                         | 11,50%                                     | -                                                 | -                                          |
| 15.      | Gadu-Gadu <sup>1)</sup>   | 104 131                          | 3,48%                                      | 77 881                          | 4,65%                                      | bd.                                               | 25,21%                                     |
| 16.      | P.A. Nova                 | 102 600                          | 2,47%                                      | 95 000                          | 2,67%                                      | 5,79%                                             | 7,41%                                      |
| Maximum: |                           | 10 720 199                       | 11,50%                                     | 10 720 199                      | 13,15%                                     | 64,39%                                            | 100,00%                                    |
| Średnia: |                           | 1 011 926                        | 3,69%                                      | 857 507                         | 6,69%                                      | 30,81%                                            | 48,45%                                     |
| Minimum: |                           | 102 600                          | 1,06%                                      | 0                               | 2,13%                                      | 5,79%                                             | 7,41%                                      |
| 1.       | Seco/Warwick              | 99 333                           | 2,76%                                      | 42 765                          | 6,40%                                      | bd.                                               | 56,95%                                     |
| 2.       | Bomi                      | 98 980                           | 4,05%                                      | 46 000                          | 8,71%                                      | 13,23%                                            | 53,53%                                     |
| 3.       | Energoinstal              | 82 800                           | 3,02%                                      | 64 800                          | 3,87%                                      | 18,69%                                            | 21,74%                                     |
| 4.       | ABS                       | 81 321                           | 5,15%                                      | 61 600                          | 6,80%                                      | bd.                                               | 24,25%                                     |
| 5.       | Radpol                    | 81 040                           | 2,24%                                      | 42 840                          | 4,24%                                      | bd.                                               | 47,14%                                     |
| 6.       | Introl                    | 80 500                           | 2,10%                                      | 46 000                          | 3,68%                                      | bd.                                               | 42,86%                                     |
| 7.       | Nepentes                  | 75 596                           | 2,26%                                      | 28 900                          | 5,91%                                      | bd.                                               | 61,77%                                     |
| 8.       | Wielton                   | 70 000                           | 2,65%                                      | 70 000                          | 2,65%                                      | -                                                 | -                                          |
| 9.       | ES-SYSTEM                 | 67 942                           | 2,55%                                      | 37 700                          | 4,59%                                      | bd.                                               | 44,51%                                     |
| 10.      | Elektrotim                | 66 600                           | 2,83%                                      | 66 600                          | 2,83%                                      | -                                                 | -                                          |
| 11.      | Komputronik               | 63 733                           | 3,65%                                      | 56 695                          | 4,10%                                      | bd.                                               | 11,04%                                     |
| 12.      | TelForceOne               | 62 500                           | 5,28%                                      | 62 500                          | 5,28%                                      | -                                                 | -                                          |
| 13.      | Grupa Finansowa Premium   | 56 000                           | 1,77%                                      | 56 000                          | 1,77%                                      | -                                                 | -                                          |
| 14.      | Magellan                  | 54 600                           | 2,44%                                      | 18 480                          | 7,21%                                      | bd.                                               | 66,15%                                     |
| 15.      | Grupa Kolastyna           | 52 500                           | 14,17%                                     | 52 500                          | 14,17%                                     | -                                                 | -                                          |
| 16.      | ABM Solid                 | 51 625                           | 2,65%                                      | 51 625                          | 2,65%                                      | -                                                 | -                                          |
| 17.      | Orzeł Biały <sup>1)</sup> | 50 400                           | 4,46%                                      | 50 400                          | 4,46%                                      | -                                                 | -                                          |
| Maximum: |                           | 99 333                           | 14,17%                                     | 70 000                          | 14,17%                                     | 18,69%                                            | 66,15%                                     |
| Średnia: |                           | 70 322                           | 3,77%                                      | 50 318                          | 5,25%                                      | 15,96%                                            | 42,99%                                     |
| Minimum: |                           | 50 400                           | 1,77%                                      | 18 480                          | 1,77%                                      | 13,23%                                            | 11,04%                                     |
| 1.       | NTT System                | 49 692                           | 13,52%                                     | 49 692                          | 13,52%                                     | -                                                 | -                                          |
| 2.       | ASBISc Enterprises PLC    | 48 750                           | 6,68%                                      | 48 750                          | 6,68%                                      | -                                                 | -                                          |
| 3.       | Makrum                    | 42 400                           | 3,10%                                      | 42 400                          | 3,10%                                      | -                                                 | -                                          |
| 4.       | PolRest                   | 40 000                           | 3,24%                                      | 25 000                          | 5,19%                                      | bd.                                               | 37,50%                                     |
| 5.       | Arcus                     | 39 044                           | 3,19%                                      | 39 044                          | 3,19%                                      | -                                                 | -                                          |
| 6.       | POL-MOT Warfama           | 36 400                           | 3,41%                                      | 30 000                          | 4,13%                                      | 4,03%                                             | 17,58%                                     |
| 7.       | Krakowska Fabryka Armatur | 36 000                           | 4,80%                                      | 36 000                          | 4,80%                                      | -                                                 | -                                          |
| 8.       | Krakchemia                | 35 000                           | 3,10%                                      | 35 000                          | 3,10%                                      | -                                                 | -                                          |
| 9.       | Seko                      | 33 325                           | 2,89%                                      | 25 575                          | 3,76%                                      | bd.                                               | 23,26%                                     |
| 10.      | Infovide-Matrix           | 32 500                           | 5,55%                                      | 32 500                          | 5,55%                                      | -                                                 | -                                          |
| 11.      | Oponeo.pl                 | 32 000                           | 4,57%                                      | 32 000                          | 4,57%                                      | -                                                 | -                                          |
| 12.      | Pronox Technology         | 30 000                           | 4,71%                                      | 30 000                          | 4,71%                                      | -                                                 | -                                          |
| 13.      | CP Energia                | 29 700                           | 3,30%                                      | 27 000                          | 3,64%                                      | bd.                                               | 9,09%                                      |
| 14.      | EFH                       | 27 499                           | 8,89%                                      | 27 499                          | 8,89%                                      | -                                                 | -                                          |
| 15.      | Makarony Polskie          | 27 000                           | 5,34%                                      | 27 000                          | 5,34%                                      | -                                                 | -                                          |
| Maximum: |                           | 49 692                           | 13,52%                                     | 49 692                          | 13,52%                                     | 4,03%                                             | 37,50%                                     |
| Średnia: |                           | 35 954                           | 5,09%                                      | 33 831                          | 5,35%                                      | 4,03%                                             | 21,86%                                     |
| Minimum: |                           | 27 000                           | 2,89%                                      | 25 000                          | 3,10%                                      | 4,03%                                             | 9,09%                                      |

Tabela 1 cd. Udział kosztów pierwszych ofert publicznych (IPO) w wartości oferty na GPW w Warszawie w roku 2007

| Lp.                               | Wyszczególnienie             | Wielkość emisji brutto w tys. zł | Udział kosztów emisji w wart. całkowitej oferty | Wielkość emisji netto w tys. zł | Udział kosztów emisji w wart. nowej oferty | Udział kosztów pokrytych przez sprzed. w k. całkowitej | Udział akcji sprzedawanych w całkowitej ofercie |
|-----------------------------------|------------------------------|----------------------------------|-------------------------------------------------|---------------------------------|--------------------------------------------|--------------------------------------------------------|-------------------------------------------------|
| 1.                                | Budvar Centrum               | 24 000                           | 2,10%                                           | 24 000                          | 2,10%                                      | -                                                      | -                                               |
| 2.                                | ZUK Słupsk                   | 24 000                           | 6,03%                                           | 12 000                          | 12,07%                                     | bd.                                                    | 50,00%                                          |
| 3.                                | City Interactive             | 23 245                           | 7,35%                                           | 22 500                          | 7,60%                                      | 1,11%                                                  | 3,20%                                           |
| 4.                                | Complex                      | 22 578                           | 8,68%                                           | 18 828                          | 10,41%                                     | bd.                                                    | 16,61%                                          |
| 5.                                | Bipromet <sup>1)</sup>       | 22 265                           | 3,35%                                           | 18 750                          | 3,97%                                      | 0,00%                                                  | 15,79%                                          |
| 6.                                | MOJ                          | 21 105                           | 3,58%                                           | 21 105                          | 3,58%                                      | -                                                      | -                                               |
| 7.                                | Integer.pl                   | 20 925                           | 9,62%                                           | 20 925                          | 9,62%                                      | -                                                      | -                                               |
| 8.                                | Karen Notebook <sup>2)</sup> | 20 000                           | bd.                                             | 20 000                          | bd.                                        | -                                                      | -                                               |
| 9.                                | Wola Info                    | 19 800                           | 7,52%                                           | 19 800                          | 7,52%                                      | -                                                      | -                                               |
| 10.                               | Rainbow Tours                | 18 000                           | 5,92%                                           | 18 000                          | 5,92%                                      | -                                                      | -                                               |
| 11.                               | Procad                       | 15 750                           | 4,35%                                           | 14 000                          | 4,90%                                      | bd.                                                    | 11,11%                                          |
| 12.                               | Kredyt Inkaso <sup>1)</sup>  | 15 000                           | 9,22%                                           | 15 000                          | 9,22%                                      | -                                                      | -                                               |
| 13.                               | Konsorcjum Stali             | 14 953                           | 8,45%                                           | 14 953                          | 8,45%                                      | -                                                      | -                                               |
| 14.                               | Prima Moda <sup>1)</sup>     | 14 400                           | 6,16%                                           | 14 400                          | 6,16%                                      | -                                                      | -                                               |
| 15.                               | Mewa <sup>2)</sup>           | 12 000                           | 5,56%                                           | 12 000                          | 5,56%                                      | -                                                      | -                                               |
| 16.                               | Helio                        | 11 844                           | 12,63%                                          | 11 844                          | 12,63%                                     | -                                                      | -                                               |
| 17.                               | Quantum Software             | 10 904                           | 5,63%                                           | 10 904                          | 5,63%                                      | -                                                      | -                                               |
| 18.                               | Pani Teresa Medica           | 7 695                            | 4,60%                                           | 7 695                           | 4,60%                                      | -                                                      | -                                               |
| 19.                               | B3System                     | 6 560                            | 11,69%                                          | 4 680                           | 16,38%                                     | 16,37%                                                 | 28,66%                                          |
| 20.                               | Drop                         | 6 017                            | 8,48%                                           | 6 017                           | 8,48%                                      | -                                                      | -                                               |
| Maximum:                          |                              | 24 000                           | 12,63%                                          | 24 000                          | 16,38%                                     | 16,37%                                                 | 50,00%                                          |
| Średnia:                          |                              | 16 552                           | 6,89%                                           | 15 370                          | 7,62%                                      | 5,83%                                                  | 20,89%                                          |
| Minimum:                          |                              | 6 017                            | 2,10%                                           | 4 680                           | 2,10%                                      | 0,00%                                                  | 3,20%                                           |
| Dla wszystkich powyższych spółek: |                              |                                  |                                                 |                                 |                                            |                                                        |                                                 |
| Maximum:                          |                              | 10 720 199                       | 14,17%                                          | 10 720 199                      | 16,38%                                     | 64,39%                                                 | 100,00%                                         |
| Średnia:                          |                              | 268 480                          | 4,99%                                           | 226 329                         | 6,27%                                      | 19,86%                                                 | 38,56%                                          |
| Minimum:                          |                              | 6 017                            | 1,06%                                           | 0                               | 1,77%                                      | 0,00%                                                  | 3,20%                                           |

\* W 2007 r. na WGPW debiutowały także następujące spółki, które nie przeprowadziły emisji akcji: Hawe (d. Ventus), Izolazja-Jarocin, KPPD, Orzeł, Rafamet, Resbud, Zastal, ZNTKŁ (spółki przeniosły się z CeTO na WGPW) oraz Hydrobudowa Włocławek, Olympic Entertainment Group, Plaza Centers, Reinhold Polska, UniCredito Italiano (spółki planują emisję w późniejszym okresie).

<sup>1)</sup> Koszty emisji podane w kwocie brutto.

<sup>2)</sup> Spółki przeniosły się z CeTO na WGPW. Spółka Karen przeprowadziła ofertę niepubliczną 8 mln akcji (po 2,50 zł za akcję).

<sup>3)</sup> Spółka podała łączną kwotę kosztów emisji i sprzedaży równą 744.915 zł, dodając iż pomniejsza ona w całości zyski zatrzymane (tym samym całość kosztów sprzedaży poniesiona została przez Spółkę).

Źródło: opracowanie własne na podstawie komunikatów spółek.

Wśród debiutujących w 2007 r. spółek znalazło się także 12 spółek zagranicznych, w tym spółka Immoeast, która dokonała największej w całej historii WGPW oferty wynoszącej 10,72 mld zł (dla porównania oferta PKO BP wynosi-



ła 7,89 mld zł). Część spółek zagranicznych nie przeprowadziło emisji/sprzedaży akcji traktując rok 2007 jako etap pośredni przygotowań do emisji w 2008 r.

Wysokość kosztów IPO dla debiutów giełdowych w roku 2007 r. na GPW w Warszawie przedstawia tabela 1<sup>34</sup>. Przed szczegółową analizą kosztów IPO warto zaznaczyć, że część spółek łączy swój debiut giełdowy z emisją nowych akcji i sprzedażą dotychczasowych akcji przez właścicieli. Niestety tylko nieliczne spółki podają koszty ponoszone przez sprzedających. Na 33 spółek które połączyły nową emisję z ofertą sprzedaży dotychczasowych akcji tylko 12 podało koszty, które pokryli sprzedający. 21 nie podało rozbicia na koszty emisji i koszty sprzedaży – podając wyłącznie koszty emisji nowych akcji lub nie precyzując, czy w podawanej wysokości kosztów mieszczą się także koszty sprzedaży (można domniemywać, że część spółek wzięła na siebie cały ciężar kosztów emisji i sprzedaży). Tylko jedna spółka (Bipromet) przyznała się (nie wprost<sup>35</sup>) do poniesienia 100% kosztów sprzedaży. W pozostałych przypadkach mamy na ogół do czynienia z dysproporcją, tzn. udział sprzedawanych akcji w łącznej ofercie jest większy niż udział ponoszonych przez sprzedających kosztów w kosztach ogółem (średni udział sprzedaży w łącznej ofercie to 38,56%, podczas gdy średni udział kosztów ponoszonych przez sprzedających w kosztach ogółem wynosi 19,86%).

We wszystkich badanych ofertach cena emisyjna równała się cenie sprzedaży akcji, co w połączeniu z wcześniejszą dysproporcją kosztów oznacza, że w większym stopniu kosztami oferty obciążeni są nowi i pozostający w spółce akcjonariusze. Akcjonariusze, którzy jednak nie sprzedają akcji w czasie IPO mogą liczyć na bardzo udany debiut spółki na WGPW – większość spółek notowała w 2007 r. dwu cyfrowe wzrosty cen na otwarciu. Wysoki wzrost cen akcji na debiucie może więc powstrzymywać dotychczasowych akcjonariuszy od sprzedaży akcji w trakcie oferty IPO, natomiast skłaniać do realizacji transakcji po wejściu spółki na GPW. Dodatkowo należy pamiętać, że cena emisyjna (w tym przypadku także i cena sprzedaży, gdyż obydwie ceny były sobie równe) jest obniżona o dyskonto (na ogół 10-20%) mające na celu uzyskanie pew-

---

<sup>34</sup> Ze względu na fakt, że część spółek nie ujawnia kosztów dotyczących sprzedaży akcji przez dotychczasowych właścicieli obliczono zarówno udział kosztów IPO w łącznej ofercie, jak i w stosunku do oferty nowej; Emisja brutto = emisja nowych akcji + sprzedaż dotychczasowych.

<sup>35</sup> Spółka podała w komunikacie, że łączne koszty emisji 750.000 akcji serii E oraz sprzedaży 570.000 akcji dotychczasowych wyniosły 744.915 zł i w całości pomniejszą pozycję zyski zatrzymane (innymi słowy ponoszone są w 100% przez spółkę).

nego nadmiaru popytu nad podażą podczas emisji, który zapewnić ma wzrost i stabilność kursu akcji podczas pierwszych notowań<sup>36</sup>.

Analizując koszty emisji i wprowadzenia spółki do obrotu giełdowego, warto zaznaczyć, że duża część z nich to koszty stałe<sup>37</sup>. Należy się więc spodziewać, że większe wartościowo emisje powinny charakteryzować się mniejszymi kosztami debiutu w ujęciu procentowym (w odniesieniu do wartości oferty). Porównując udział kosztów emisji w łącznych kosztach debiutu w czterech przedstawionych w tabeli 1 grupach spółek można stwierdzić, że opisana powyżej prawidłowość miała miejsce. I tak, dla emisji brutto do 25 mln zł średni udział ukształtował się na poziomie 6,89%, dla emisji między 25-50 mln zł 5,09%, emisji między 50-100 mln zł 3,77% i emisji powyżej 100 mln zł 3,69%. W tej ostatniej grupie znalazł się także podmiot o najniższym udziale kosztów emisji w wartości brutto oferty wynoszącym 1,06% (spółka Noble Bank). Warto też zwrócić uwagę, że wysokość średniego udziału w tej grupie byłaby zapewne jeszcze niższa, gdyby nie brak danych dotyczących kosztów największej oferty (Immoeast) oraz kolejnych 2 dużych ofert (Orco Property Group i Silvano), który uniemożliwił policzenie wskaźników dla tych spółek.

Analizując zbiorcze dane zawarte w tabeli 1 można stwierdzić, że wysokość dyskonta z tytułu braku płynności, ustalonego w oparciu o koszty emisyjne pierwszych ofert publicznych w 2007 r., wyniosłaby dla polskich spółek między 4,99% a 6,27% (w zależności od odniesienia: wartość brutto czy netto emisji), przy wartościach minimalnych i maksymalnych odpowiednio: 1,06-1,77% i 14,17-16,38% (dla 2006 r. wartość średnia wynosiła między 5,18% a 6,86%, przy wartości minimalnej 1,62-2,62% i maksymalnej 16,57%<sup>38</sup>). Są to więc poziomy niższe od tych sugerowanych w przytaczanych na wcześniejszych stronach wynikach badań. Analiza kwartyłu trzeciego nie zmienia zasadniczo wysokości sugerowanego dyskonta dla polskich spółek, wyniosłoby ono w tym przypadku odpowiednio 6,07% i 8,41% w 2007 r. oraz 6,85% i 7,99% w 2006 r.

<sup>36</sup> Por. Duszek P., *op. cit.*, str. 28 i 29, <http://www.gpw.pl>.

<sup>37</sup> Koszty emisji i wprowadzenia spółki do obrotu na GPW w Warszawie opisane zostały szczegółowo w artykule Mikołajewicz G., *Pierwsze oferty publiczne (IPO) na GPW w Warszawie w roku 2006 - koszty emisji*, w: Duraj J., *Problemy współczesnej analizy ekonomicznej przedsiębiorstwa*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2007, str. 351-363.

<sup>38</sup> Por. Mikołajewicz G., *op. cit.*, str. 355.

Oznacza to, że 75% spółek debiutujących w 2006 i 2007 roku na WGPW nie poniosło kosztów emisji wyższych niż 6,0-8,5% wartości oferty<sup>39</sup>.

### Podsumowanie

Przedstawione w artykule wyniki badań dotyczące wielkości dyskonta z tytułu braku płynności wskazują, że jego wysokość ulega znacznym wahaniom, w zależności od przyjętej metody badań. Istnieje jednak zgoda co do faktu, że płynność waloru odgrywa dla inwestorów ważną rolę i w przypadku jej braku, inwestor może żądać rekompensaty w postaci niższej ceny kupna lub zwiększonej stopy zwrotu. Biorąc pod uwagę udział kosztów ponoszonych w czasie pierwszej oferty publicznej (IPO) na WGPW w latach 2006 i 2007 w wartości oferty i pamiętając jednocześnie o ograniczeniach tego podejścia wskazywanych na wcześniejszych stronach, ustalone na jego bazie dyskonto z tytułu braku płynności można oszacować dla polskich spółek na średnim poziomie około 6,0%-8,5%.

### Literatura

1. Damodaran A., *Valuing Private Firms*, <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>.
2. Damodaran A., *Marketability and Value: Measuring the Illiquidity Discount*, Stern School of Business, July 2005, <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>.
3. Duszek P., *Jak pozyskać kapitał z giełdy? Poradnik dla przyszłych emitentów*, GPW w Warszawie 2007, str. 9, <http://www.gpw.pl>.
4. Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, <http://www.gpw.pl>, serwis <http://www.gpwinfostrefa.pl/>, komunikaty polskich spółek giełdowych z systemu ESPI.

---

<sup>39</sup> Warto zwrócić także uwagę, że wspomniane wielkości dyskonta bywają często i tak zawyżone ze względu na wysoki udział kosztów promocji oferty w łącznych kosztach emisji, który wiąże się z faktem, iż debiutujące na giełdzie spółki chętnie przerzucają część kosztów bieżącego funkcjonowania (w tym przypadku kosztów reklamy i promocji) na koszty emisyjne, dzięki czemu unikają konieczności ujmowania ich w wyniku finansowym (koszty te rozliczane są na kapitał zapasowy do wysokości nadwyżki wartości emisyjnej akcji nad jej wartością nominalną – por. art. 36 ust. 2b ustawy o rachunkowości z dnia 29 września 1994 r., Dz.U. 1994, Nr 121, poz. 591 z późn. zm.). Średni udział tych kosztów wynosił w 2006 r. 22,36% i 12,18% w 2007 r., przy wartościach maksymalnych odpowiednio: 57,38% i 41,45%. Biorąc pod uwagę wysokie w tych latach redukcje zapisów na akcje, a także znikome wykorzystanie subemisji, duży udział tych kosztów nie może być tłumaczony trudnościami w uplasowaniu akcji na rynku. Por. Mikołajewicz G., *op. cit.*, str. 355, 361 i 362.

5. Koeplin J., Sarin A., Shapiro A.C., *The Private Company Discount*, Journal of Applied Corporate Finance, Bank of America, v. 12, nr. 4, 2000.
6. Mikołajewicz G., *Pierwsze oferty publiczne (IPO) na GPW w Warszawie w roku 2006 - koszty emisji*, w: Duraj J., *Problemy współczesnej analizy ekonomicznej przedsiębiorstwa*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2007.
7. Pratt S., *Discounts for Lack of Marketability: A Rebuttal to Bajaj*, Work Paper, American Society of Appraisers, 23rd Annual Advanced Business Valuation Conference, San Antonio, Texas, October 2004.
8. Raport KPMG oraz GPW w Warszawie, *Kierunek – Giełda: przebieg procesu wchodzenia spółek na Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2004 – 2006*.
9. Valuation Report, *Marketability Discounts – Quantifying A Lack of Liquidity*, Business Valuation Library Publication, Summer 2005, <http://www.mpbcpa.com>.
10. Uchwała Nr 167/2008 Zarządu GPW w Warszawie z dnia 5 marca 2008 r. w sprawie utworzenia segmentu spółek notowanych na Głównym Rynku GPW.
11. Ustawa o rachunkowości z dnia 29 września 1994 r., Dz.U. 1994, Nr 121, poz. 591 z późn. zm.
12. Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o ofercie publicznej i warunkach wprowadzania instrumentów finansowych do zorganizowanego systemu obrotu oraz o spółkach publicznych, Dz.U. Nr 183, poz. 1539.

### STRESZCZENIE

W artykule przedstawiono koszty transakcyjne związane z upłynnieniem aktywów, wartość jaką płynność ma dla inwestorów oraz sposoby uwzględniania braku płynności w wycenie przedsiębiorstw niepublicznych. Przedmiotem rozważań była także kwestia ustalenia wysokości dyskonta z tytułu braku płynności dla spółek nienotowanych, w oparciu o udział kosztów emisji w wartości oferty, na przykładzie pierwszych ofert publicznych (IPO) na GPW w Warszawie.

### THE COSTS OF INITIAL PUBLIC OFFERING (IPO) AND THE VALUE OF THE DISCOUNT RATE FOR LACK OF MARKETABILITY (DLOM) (ON THE BASIS OF IPO ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE)

### SUMMARY

The article presents transaction costs connected with selling assets, as well as the value of liquidity for investors, and the methods of including the lack of marketability

(DLOM) in the process of valuing private companies. The article also covers an issue of the illiquidity discount level for non-listed companies, calculated on the basis of issuing costs' participation in the offer value, observed on the Warsaw Stock Exchange.

*Translated by G. Mikołajewicz*

*Mgr Grzegorz Mikołajewicz*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
g.mikolajewicz@ae.poznan.pl



ARTUR MIKULEC

## METODY ANALIZY RYNKU OFE W UJĘCIU DYNAMICZNYM

### Wstęp

Taksonomia numeryczna oparta na analizie danych ilościowych jest jednym z podstawowych narzędzi służących do opisu zjawisk m. in. społecznych, ekonomicznych, czy przyrodniczych. Pozwala określić relacje między analizowanymi obiektami, redukować nadmiar informacji, dokonywać ich porządkowania i grupowania. Metody porządkowania liniowego obiektów, opisanych zbiorem wielu zmiennych, nazywane metodami wielowymiarowej analizy porównawczej (WAP) rozwinęły się na gruncie metod taksonomicznych i należą do metod wielowymiarowej analizy statystycznej (WAS).

Zadaniem WAP jest uporządkowanie względnie jednorodnego zbioru obiektów (lub cech) w celu podejmowania decyzji dotyczących wyboru obiektu (lub cechy) według z góry ustalonego kryterium<sup>1</sup>. W badaniach ekonomicznych pojęcie to charakteryzuje zbiór różnych metod służących do wykrywania prawidłowości w zbiorowościach statystycznych<sup>2</sup>. Zasadniczym przedmiotem WAP jest hierarchizacja obiektów w wielowymiarowej przestrzeni cech z punktu widzenia pewnej charakterystyki, której nie można zmierzyć w sposób bezpośredni, a zbiorcza i syntetyczna charakterystyka badanego zjawiska ułatwia jego interpretację oraz umożliwia odkrywanie praw i reguł nim rządzących.

Współczesny rozwój metod taksonomicznych i ich zastosowań społeczno-ekonomicznych sprawił, że nastąpiło istotne poszerzenie perspektywy badawczej tradycyjnie rozumianej taksonomii. Od początku lat 90-tych, zagadnienia taksonomiczne są rozpatrywane w szerokim kontekście, jako klasyfikacja

<sup>1</sup> Grabiński T., Wydimus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej...*, s. 84-85.

<sup>2</sup> Pluta W., *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*, s. 8.

i analiza danych<sup>3</sup>. Natomiast uniwersalność metod porządkowania liniowego sprawia, że są chętnie i często wykorzystywane do różnego rodzaju porównań, np. oceny poziomu życia w Polsce i w krajach UE [Zeliaś (red.) 2000, 2004], oceny poziomu rozwoju regionalnego [Strahl (red.) 2006] i innych aspektów statystyki regionalnej [Młodak 2006], czy analiz rynku kapitałowego, Giełdy Papierów Wartościowych [Tarczyński, Łuniewska 2006].

Głównym celem referatu jest zastosowanie dynamicznej wielowymiarowej analizy porównawczej do oceny dynamiki rozwoju i efektywności Otwartych Funduszy Emerytalnych (OFE) w latach 2002-2007. Zasadność stosowania podejścia dynamicznego wynika z tego, iż daje ono dodatkowe możliwości analityczne i interpretacyjne, w stosunku do ujęcia statycznego oraz quasi-dynamicznego porządkowania liniowego obiektów w czasie. Niniejsze zagadnienie hierarchizacji funduszy w czasie (dynamiczne) z wykorzystaniem wybranych zmiennych o charakterze ekonomicznym można utożsamiać z rozszerzonym rankingiem atrakcyjności OFE z punktu widzenia dynamiki ich rozwoju i efektywności w całym analizowanym okresie. Dla obecnych i przyszłych uczestników funduszy wyniki uporządkowania dynamicznego (wraz z uporządkowaniem statycznym) mogą stanowić podstawę decyzji dotyczącej wyboru, lub zmiany funduszu. Dla zilustrowania omawianej metody dokonano analizy rynku Otwartych Funduszy Emerytalnych (OFE) za pomocą wybranych metod porządkowania liniowego obiektów w ujęciu statycznym i quasi-dynamicznym oraz dynamicznym w latach 2002-2007. W artykule zwrócono także uwagę na możliwość i potrzebę oceny efektywności uzyskanego wyniku porządkowania liniowego obiektów.

#### **.Statyczne i quasi-dynamiczne metody porządkowania liniowego obiektów**

Najbardziej rozpowszechnione i najczęściej stosowane w praktyce metody porządkowania liniowego obiektów opierają się agregatowym mierniku syntetycznym (bezwzorcowe), macierzy odległości od wzorca (wzorcowe) oraz rzutowaniu ortogonalnym punktów na prostą (wzorcowe i bezwzorcowe)<sup>4</sup>. Wybór danej grupy metod oraz zastosowanie sposobu analizy (statyczna, quasi-dynamiczna i dynamiczna) powinny być konsekwencją przyjętego celu analizy.

---

<sup>3</sup> Pocięcha J., *Rozwój metod taksonomicznych i ich zastosowań...*, s. 1-13.

<sup>4</sup> Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej...*, op. cit., s. 133-156.

Możliwych jest także wiele „ścieżek prowadzenia” analizy, w zależności od przyjętych procedur częściowych, tj. stymulacji, normalizacji, sposobu nadawania wag dla zmiennych, czy realizacji samej idei metody porządkowania (sposobu agregacji). Istnieją również liczne modyfikacje podstawowych algorytmów porządkowania liniowego. Przy czym, możliwość zastosowania procedur normalizacji, czy miary odległości między obiektami jest uzależniona od skali pomiaru zmiennych diagnostycznych wykorzystywanych w analizie<sup>5</sup>.

A zatem wybór „jedynej i właściwej” metody statycznego porządkowania liniowego obiektów<sup>6</sup>, wyłączając etap wstępnej analizy danych, dla konkretnie analizowanego zagadnienia nie jest łatwy, gdyż wspomniane metody są w gruncie rzeczy uniwersalne. Ostatecznie, zagadnienie doboru właściwych procedur częściowych i metod porządkowania statycznego obiektów można rozwiązać dwojako:

- Wykorzystując dostępne, empiryczne wyniki badań porównawczych w zakresie efektywności (poprawności) wyniku uzyskanego za pomocą różnych kombinacji procedur częściowych metod porządkowania liniowego obiektów dla danych empirycznych i symulacyjnych<sup>7</sup>.
- Dokonując wielu wariantów analizy danego zagadnienia za pomocą różnych kombinacji metod częściowych i oceniając wyniki, za pomocą mierników poprawności porządkowania liniowego obiektów w zakresie: zgodności odwzorowania, korelacji liniowej i rangowej, zmienności, odległości taksonomicznej<sup>8</sup> lub też – co jest podejściem stosunkowo nowym – przekształcić uzyskane wyniki porządkowania bezwzorcowego i wzorcowego na metodę rzutowania ortogonalnego punktów na prostą i dokonać oceny (jednoznacznej) jakości uzyskanego wyniku za pomocą wariancji kierunkowej zmiennej syntetycznej<sup>9</sup>.

Quasi-dynamiczne porządkowanie liniowe obiektów, jest w zasadzie porządkowaniem statycznym. Polega na „oddzielnym badaniu zjawisk ekonomicz-

<sup>5</sup> Domański Cz., Pruska K., Wagner W., *Wnioskowanie statystyczne...*, s. 32-56; Gatnar E., Waleśiak M., *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej...*, s. 44-46.

<sup>6</sup> Metody porządkowania liniowego obiektów dające najlepsze uporządkowanie danych obiektów (cech), pod względem analizowanego zjawiska, spośród wszystkich możliwych kombinacji częściowych, dopuszczalnych procedur obliczeniowych.

<sup>7</sup> Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej...*, *op. cit.*, s. 110-135.

<sup>8</sup> *Ibidem*, s. 122-127.

<sup>9</sup> Kolenda M., *Taksonomia numeryczna...*, s. 139-140; Mikulec A., *Ocena metod porządkowania liniowego...*, s. 28-39.



nych w dwóch punktach horyzontu czasowego, bez ich przyczynowego powiązania ze sobą. Jest to w gruncie rzeczy typ analizy statycznej, gdyż nie uwzględniania związków przyczynowych w czasie między poszczególnymi elementami” – zmiennymi diagnostycznymi<sup>10</sup>. Z sytuacją taką mamy do czynienia przy porównywaniu wyników kolejności uporządkowania obiektów „niezależnych” od siebie rankingów, tzn. takich, w których normalizacja poszczególnych zmiennych wykonywana była oddzielnie dla każdego analizowanego momentu czasowego. Innymi słowy, brak jest w takich rankingach powiązania między wartościami zmiennych diagnostycznych w czasie, a zatem brak jest możliwości dynamicznego porównywania i interpretacji uzyskanych wyników.

W takim przypadku można konfrontować wyniki rankingu, tj. uporządkowania liniowego obiektów sporządzonego dla dwóch lub więcej momentów czasowych, lecz tylko przez pryzmat wartości miernika syntetycznego. Wówczas abstrahujemy od analizy zależności pomiędzy zmiennymi diagnostycznymi (częstkowymi), a wynikiem rankingu w czasie. Tego typu analiza jest prowadzona na podstawie miar syntetycznych i ukazuje jedynie wzajemne relacje, tzn. „położenie” rozpatrywanych obiektów w ramach każdego rankingu. Uzyskane wyniki mogą służyć jedynie do oceny zgodności pozycji zajmowanej przez analizowane obiekty w poszczególnych rankingach. W tym celu można wykorzystać metodę Walesiaka opartą na wartościach miernika syntetycznego lub współczynnik korelacji rang (kolejności rang)  $\tau$ -Kendalla.

Pierwszy z mierników, zaproponowany przez Walesiaka ( $W^2$ ), dla którego  $\mu_i^{(1)}$  i  $\mu_i^{(2)}$  oznaczają wartości porównywanych zmiennych syntetycznych w dwóch momentach czasowych, ocenia nie tylko rząd odchyłeń wartości zmiennych syntetycznych. Można go w sposób addytywny zdekomponować na trzy mierniki cząstkowe, informujące o: różnicy między średnimi wartościami zmiennych syntetycznych (2), różnicy w dyspersji wartości zmiennych syntetycznych (3) i niezgodności kierunków zmian wartości zmiennych syntetycznych (4). Cząstkowe mierniki określone są wzorami<sup>11</sup>:

$$W^2(\mu_i^{(1)}, \mu_i^{(2)}) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (\mu_i^{(1)} - \mu_i^{(2)})^2 \quad (1)$$

$$W_1^2(\mu_i^{(1)}, \mu_i^{(2)}) = (\bar{\mu}_i^{(1)} - \bar{\mu}_i^{(2)})^2 \quad (2)$$

<sup>10</sup> Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej...*, op. cit., s. 201.

<sup>11</sup> Gatnar E., Walesiak M., *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej...*, op. cit., s. 357-360.

$$W_2^2(\mu_i^{(1)}, \mu_i^{(2)}) = (S(\mu_i^{(1)}) - S(\mu_i^{(2)}))^2 \quad (3)$$

$$W_3^2(\mu_i^{(1)}, \mu_i^{(2)}) = 2S(\mu_i^{(1)})S(\mu_i^{(2)})(1-r) \quad (4)$$

gdzie  $\bar{\mu}_i^{(1)}$ ,  $\bar{\mu}_i^{(2)}$ ,  $S(\mu_i^{(1)})$ ,  $S(\mu_i^{(2)})$  to odpowiednio średnie arytmetyczne i odchylenia standardowe wartości mierników syntetycznych w porównywanych momentach czasowych, a  $r$  jest współczynnikiem korelacji liniowej Pearsona między wartościami syntetycznymi. Miernik Walesiaka ( $W^2$ ) przyjmuje wartość zero, jeśli nie ma żadnych różnic w wartościach zmiennych syntetycznych, natomiast pierwiastek kwadratowy z  $W^2$  informuje, jaki jest przeciętny rząd odchylen wartości zmiennych syntetycznych w porównywalnych okresach.

Gdy wartości zmiennej syntetycznej są mierzone na skali porządkowej lub do oceny podobieństwa wyników rankingów w czasie wykorzystuje się rangi przypisane obiektom w analizie, to można zastosować klasyczny współczynnik korelacji  $\tau$ -Kendalla. Wzór opisujący statystykę Kendalla, która wskazuje na stopień przemieszczenia obiektów w hierarchii w czasie ma postać<sup>12</sup>:

$$\tau = \frac{S}{(k(k-1))/2}, \quad (5)$$

przy czym  $S$  – jest miarą inwersji, tj. odwrócenia kolejności uszeregowania obiektów, inaczej mówiąc jest sumą ocen zgodnych, częściowych uszeregowień każdej pary obiektów w drugim rankingu, względem pierwszego (uszeregowanego rosnąco), a  $k$  – jest całkowitą liczbą badanych obiektów. Statystyka  $S$  jest sumą wszystkich porównań dla obiektów w szeregu, których maksymalna liczba wynosi  $k(k-1)/2$ . Statystyka  $\tau$  przyjmuje wartość  $(-1)$ , gdy rankingi są uporządkowane „odwrotnie” oraz  $(+1)$ , gdy są uszeregowane zgodne. W końcowym etapie analizy zgodności uporządkowania obiektów dla dwóch momentów czasowych dokonuje się oceny istotności wartości statystyki  $\tau$ -Kendalla. Obustronnym testem istotności z poprawką na ciągłość jest statystyka  $z$  o rozkładzie normalnym:

$$z = \frac{S-1}{\sigma_s^2} = \frac{S-1}{\sqrt{(k(k-1)(2k+5))/18}}. \quad (6)$$

Jeżeli  $z \geq z_{\alpha}$  odrzucamy hipotezę  $H_0$  o nieistotności związku między rankingami ( $\tau = 0$ ) na rzecz hipotezy  $H_1$ , że występuje istotne podobieństwo wyników porównywanych rankingów, tzn. kolejności uporządkowania obiektów.

<sup>12</sup> Ferguson G., Takane Y., *Analiza statystyczna w psychologii i pedagogice*, s. 434-441.

### **Dynamiczne metody porządkowania liniowego obiektów**

W zakresie dynamicznych metod porządkowania liniowego obiektów mamy do czynienia z dwójakiego rodzaju analizą. W pierwszym przypadku, wykorzystując tempo zmian w czasie (absolutne, względne) częściowych zmiennych diagnostycznych można konstruować miernik służący do określenia sumarycznego tempa zmian rozwoju w czasie badanych obiektów w stosunku do obiektu wzorcowego. W drugim przypadku, za pomocą indywidualnych, względnych wartości tempa wzrostu zmiennych diagnostycznych lub wartości przyrostów absolutnych zmiennych diagnostycznych można badać zróżnicowanie (podobieństwo) obiektów w czasie z punktu widzenia struktury tempa wzrostu mierników indywidualnych dla poszczególnych zmiennych diagnostycznych. A zatem podejście dynamiczne pozwala nie tylko ocenić kolejność uporządkowania obiektów pod względem ich tempa rozwoju, wielkość i kierunek zachodzących zmian, lecz także określić zróżnicowanie rozwoju analizowanych obiektów w czasie.

Podstawą wielowymiarowej analizy w ujęciu dynamicznym jest trójwymiarowa macierz informacji:

$$X = [x_{ijt}], \quad (7)$$

przy czym  $i = 1, \dots, k$ , to liczba badanych obiektów,  $j = 1, \dots, m$  liczba cech, a  $t = 1, \dots, n$  oznacza liczbę badanych momentów (okresów) czasu.

W tego typu analizach można rozpatrywać zarówno relatywne (względne), jak i absolutne tempo wzrostu rozwoju analizowanego zjawiska. Najczęściej jednak analizę opiera się na procentowych przyrostach względnych, które pozwalają ocenić „postęp” poszczególnych obiektów w porównaniu z postępem już osiągniętym (aktualnym). Natomiast ideę miar absolutnych należy rozumieć, jako średni roczny przyrost danej wielkości w całym badanym okresie.

Jeśli analizujemy szeroko rozumiany „rozwój” badanego zjawiska, to za miarę relatywnego tempa wzrostu można przyjąć wartości estymatorów parametrów, oszacowanych dla wykładniczych modeli trendu<sup>13</sup>:

$$\hat{x}_{ijt} = \beta_{0ij} \beta_{ij}^t \quad (i = 1, \dots, k; j = 1, \dots, m; t = 0, \dots, n - 1). \quad (8)$$

Natomiast miarami absolutnego tempa wzrostu mogą być wartości estymatorów współczynników trendu liniowego poszczególnych zmiennych:

<sup>13</sup> Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej...*, op. cit., s. 201-208.

$$\hat{x}_{ijt} = \alpha_{0ij} + \alpha_{ij} t \quad (i = 1, \dots, k; j = 1, \dots, m; t = 1, \dots, n). \quad (9)$$

Można także wziąć pod uwagę inne mierniki tempa wzrostu – odpowiednio średnią geometryczną przyrostów względnych, czy średnią arytmetyczną przyrostów absolutnych poszczególnych zmiennych.

Oznaczając przez  $w_{ij}$  indywidualne, średnie mierniki tempa wzrostu dla poszczególnych  $i$  obiektów, ( $i = 1, \dots, k$ ) i  $j$  zmiennych, ( $j = 1, \dots, m$ ) w całym badanym okresie  $t$ , ( $t = 1, \dots, n$ ) zarówno dla miar relatywnych i względnych – macierz dynamiki zmiennych diagnostycznych można zapisać w postaci:

$$W^{(1, \dots, n)} = \begin{bmatrix} W_1 \\ W_2 \\ \dots \\ W_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1m} \\ w_{21} & w_{22} & \dots & w_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_{k1} & w_{k2} & \dots & w_{km} \end{bmatrix} \quad (10)$$

W macierzy  $W^{(1, \dots, n)}$  poszczególne kolumny traktuje się, jako nowe zmienne diagnostyczne i mogą być one podstawą konstruowania taksonomicznych mierników tempa rozwoju badanych obiektów (wiersze – obiekty analizy).

Do analizy tempa zmian rozwoju (wzrostu) w czasie należy zastosować jedną z wzorcowych metod porządkowania liniowego obiektów wielocechowych, np. metodę Hellwiga<sup>14</sup>. Tworzy się wzorzec tempa rozwoju o maksymalnych wartościach  $w_{ij}$  dla zmiennych-stymulant i minimalnych wartościach  $w_{ij}$  dla zmiennych-destymulant, który można zapisać w postaci:

$$W_0^{(1, \dots, n)} = [w_{01} \quad w_{02} \quad \dots \quad w_{0m}]. \quad (11)$$

Za pomocą uśrednionej odległości Euklidesowej wyznacza się odległość każdego obiektu od wzorca  $W_0^{(1, \dots, n)}$ :

$$M_i'' = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \delta_j (w_{ij} - w_{0j})^2}, \quad (12)$$

gdzie  $w_{ij}$  i  $w_{0j}$ , to wartości średnich, indywidualnych mierników tempa wzrostu (standaryzowane dla przyrostów absolutnych), a  $\delta_j$  to wagi nadawane poszczególnym zmiennym. Mierniki syntetyczne  $M_i''$  mogą przyjmować wartości z szerokiego przedziału liczbowego, zatem można dokonać ich transformacji:

$$M_i' = M_i'' - \min\{M''\}, \quad (13)$$

$$M_i = 1 - \frac{M_i'}{2\sigma_M''} + \frac{1}{5}\sigma_M'', \quad (14)$$

<sup>14</sup> Hellwig Z., *Zastosowanie metody taksonomicznej...*, s. 307-327.

gdzie  $\sigma_M''$  jest odchyleniem standardowym pierwotnych wartości zmiennej  $M''$ . Następuje wówczas unormowanie wartości miernika  $M_i$  na przedziale  $(0,1)$ .

Jak wspomniano na wstępie, analiza dynamiki w zakresie metod porządkowania liniowego obiektów może również dotyczyć zróżnicowania obiektów w czasie z punktu widzenia struktury indywidualnych mierników tempa wzrostu badanego zjawiska – nie pozwalają na to wartości mierników  $M_i''$ ,  $M_i'$  i  $M_i$ .

W celu analizy zróżnicowania dynamiki badanych obiektów w czasie z punktu widzenia struktury mierników indywidualnych, opisujących tempo zmian badanego zjawiska wykorzystuje się macierz  $W^{(1,...,n)}$  lub macierz  $Q$ . Należy przy tym zwrócić uwagę, czy wspomniana macierz jest macierzą względnego, czy absolutnego tempa wzrostu częściowych zmiennych. Jeśli zawiera relatywne tempo wzrostu zmiennych diagnostycznych dla poszczególnych obiektów, to są one porównywalne w czasie. Jeśli natomiast  $W^{(1,...,n)}$  została skonstruowana w oparciu o absolutne tempo wzrostu częściowych zmiennych, to obiekty są w czasie nieporównywalne i analiza zróżnicowania obiektów z punktu widzenia zróżnicowania tempa wzrostu częściowych zmiennych jest niemożliwa. Aby wykorzystać miary absolutne, należy uprzednio zestandaryzować zmienne  $x_{ijt} \rightarrow z_{ij}$  w całym badanym okresie – „po czasie”  $t$ , a dopiero na ich podstawie wyznaczyć macierz  $W^{(1,...,n)}$  (i/lub macierz  $Q$ )<sup>15</sup>.

$$z_{ij} = \frac{x_{ijt} - \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^k \sum_{t=1}^n x_{ijt}}{\sqrt{\frac{1}{nk} \sum_{i=1}^k \sum_{t=1}^n \left( x_{ijt} - \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^k \sum_{t=1}^n x_{ijt} \right)^2}}. \quad (15)$$

Następnie macierz  $W^{(1,...,n)}$  (o wartościach  $w_{ij}$  lub  $z_{ij}$ ), średnich, indywidualnych mierników tempa wzrostu dla poszczególnych obiektów przekształca się w macierz  $Q$  za pomocą jednego z dwóch wzorów:

$$q_{ij} = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^m w_{ij}}, q_{ij} = \frac{w_{ij}}{\max_j \{w_{ij}\}}. \quad (16)$$

Poszczególne elementy macierzy  $Q$  zawarte są w przedziale  $\langle 0,1 \rangle$ , a w przypadku przekształceń według wzoru opartego na sumie mierników tem-

<sup>15</sup> Zeliaś A. [red.], *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania...*, s. 98-101.

pa wzrostu w mianowniku  $\left(\sum_{j=1}^m w_{ij}\right)$ ,  $\sum_{j=1}^m q_{ij} = 1$ . Wektory macierzy  $Q$  (wiersze)

w sposób bardziej przejrzysty pokazują zróżnicowanie tempa wzrostu poszczególnych zmiennych obiektów.

Ostatnim krokiem w analizie zróżnicowania obiektów ze względu na tempo rozwoju badanego zjawiska, jest pomiar odległości między obiektami. W tym celu stosuje się odległość wzorowaną na mierze Braya i Curtisa:

$$d_{il} = \frac{\sum_{j=1}^m |w_{ij} - w_{lj}|}{\sum_{j=1}^m (w_{ij} + w_{lj})}, d_{il} = \frac{\sum_{j=1}^m |q_{ij} - q_{lj}|}{\sum_{j=1}^m (q_{ij} + q_{lj})}. \quad (17)$$

Jej interpretacja jest jednoznaczna, tzn. im bliższa zeru jest jej wartość, tym dwa wektory  $W_i$  i  $W_l$  ( $Q_i$  i  $Q_l$ ) są do siebie bardziej podobne. To oznacza zbliżoną strukturę średnich, indywidualnych mierników tempa wzrostu poszczególnych zmiennych diagnostycznych charakteryzujących rozwój każdej pary porównywanych obiektów  $(i, l)$ ,  $(i \neq l)$ .

#### Wyniki statycznej i quasi-dynamicznej analizy OFE

Do analizy rynku OFE w latach 2002-2007 wybrano bezwzorcową formułę agregacji zmiennych (miernik syntetyczny), według średniej arytmetycznej wartości poszczególnych zmiennych (wagi równe), unormowanych za pomocą przekształcenia unitaryzacyjnego. Wykorzystanie tych właśnie cząstkowych procedur do obliczeń wynikało z ich korzystnych własności oraz efektywności w zakresie porządkowania liniowego obiektów<sup>16</sup>.

Rozwój i efektywność rynku funduszy w ujęciu statycznym – po dokonaniu uprzedniej redukcji zmiennych, analizie zmienności i korelacji – mierzono za pomocą trzech czynników: średniej podstawy naliczania składki emerytalnej, od której zależy ilość napływających do funduszy środków pieniężnych, powiększających aktywa OFE; średniej wartości jednostki rozrachunkowej (uczestnictwa) oraz wskaźnika ROA tzn. stopy zwrotu z aktywów funduszy emerytalnych. Do analizy przyjęto wartości poszczególnych zmiennych diagno-

<sup>16</sup> System stałych wag oraz formuła agregacji zmiennych w oparciu o średnią arytmetyczną okazują się być najlepsze z punktu widzenia: skorelowania (liniowego i rangowego) zmiennych pierwotnych ze zmienną syntetyczną oraz ich odległości taksonomicznej. Unitaryzacja jest jedną z bardziej preferowanych metod normalizacji zmiennych (Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., Metody taksonomii numerycznej..., op. cit., s. 110-135).

stycznych obliczone dla lat 2002-2007, na podstawie miesięcznej sprawozdawczości z rynku OFE (biuletyny kwartalne KNF)<sup>17</sup>.

Tabela 1. Statyczny ranking OFE

| OFE        | Rok 2002 | Pozycja | Rok 2003 | Pozycja | Rok 2004 | Pozycja | Rok 2005 | Pozycja | Rok 2006 | Pozycja | Rok 2007 | Pozycja |
|------------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|
| ING NN     | 0,922    | 1       | 0,808    | 1       | 0,846    | 1       | 1,000    | 1       | 0,688    | 1       | 0,782    | 1       |
| CU         | 0,675    | 3       | 0,532    | 7       | 0,691    | 2       | 0,785    | 2       | 0,495    | 3       | 0,748    | 2       |
| AIG        | 0,449    | 9       | 0,489    | 9       | 0,529    | 9       | 0,613    | 3       | 0,312    | 8       | 0,592    | 3       |
| PZU        | 0,546    | 7       | 0,510    | 8       | 0,55     | 7       | 0,468    | 7       | 0,395    | 7       | 0,575    | 4       |
| ALLIANZ    | 0,671    | 4       | 0,595    | 4       | 0,585    | 6       | 0,353    | 12      | 0,308    | 9       | 0,554    | 5       |
| GENERALI   | 0,554    | 6       | 0,588    | 5       | 0,627    | 4       | 0,591    | 4       | 0,463    | 5       | 0,546    | 6       |
| PEKAO      | 0,234    | 14      | 0,274    | 12      | 0,531    | 8       | 0,288    | 15      | 0,491    | 4       | 0,524    | 7       |
| AXA        | 0,429    | 11      | 0,258    | 14      | 0,518    | 10      | 0,414    | 9       | 0,293    | 10      | 0,507    | 8       |
| AEGON      | 0,448    | 10      | 0,259    | 13      | 0,456    | 12      | 0,333    | 13      | 0,249    | 13      | 0,488    | 9       |
| SKARBIEC   | 0,293    | 13      | 0,337    | 11      | 0,380    | 13      | 0,389    | 10      | 0,192    | 15      | 0,453    | 10      |
| NORDEA     | 0,724    | 2       | 0,534    | 6       | 0,504    | 11      | 0,449    | 8       | 0,283    | 11      | 0,442    | 11      |
| DOM        | 0,462    | 8       | 0,612    | 3       | 0,655    | 3       | 0,57     | 5       | 0,416    | 6       | 0,383    | 12      |
| BANKOWY    | 0,645    | 5       | 0,458    | 10      | 0,623    | 5       | 0,388    | 11      | 0,277    | 12      | 0,350    | 13      |
| POLSAT     | 0,387    | 12      | 0,642    | 2       | 0,333    | 14      | 0,511    | 6       | 0,667    | 2       | 0,333    | 14      |
| POCZTYLION | 0,210    | 15      | 0,197    | 15      | 0,324    | 15      | 0,33     | 14      | 0,229    | 14      | 0,226    | 15      |

Źródło: Opracowanie własne (OFE uszeregowane według wyniku za 2007 rok).

Rozwój i efektywność rynku funduszy w ujęciu statycznym – po dokonaniu uprzedniej redukcji zmiennych, analizie zmienności i korelacji – mierzono za pomocą trzech czynników: średniej podstawy naliczania składki emerytalnej, od której zależy ilość napływających do funduszy środków pieniężnych, powiększających aktywa OFE; średniej wartości jednostki rozrachunkowej (uczestnictwa) oraz wskaźnika ROA tzn. stopy zwrotu z aktywów funduszy emerytalnych. Do analizy przyjęto wartości poszczególnych zmiennych diagno-

<sup>17</sup> Wykorzystano średnie miesięczne wartości podstawy naliczania składki emerytalnej (szereg chronologiczny okresów), średnie miesięczne wartości jednostki jednostek uczestnictwa według stanu na koniec miesiąca (szereg chronologiczny momentów) oraz roczny wskaźnik ROA (szereg chronologiczny okresów) funduszy. Obliczeń dokonano na średnich rocznych wartościach szeregów chronologicznych okresów poszczególnych zmiennych. (Timofiejuk I, Pomiar dynamiki mierników..., op. cit., s. 18-20).

stycznych obliczone dla lat 2002-2007, na podstawie miesięcznej sprawozdawczości z rynku OFE (biuletyny kwartalne KNF)<sup>18</sup>.

W analizie statycznej funduszy dla każdego roku oddzielnie zastosowano unitaryzację zerowaną. Wyniki uporządkowania liniowego obiektów (wartości mierników syntetycznych po przemnożeniu przez 100) można interpretować w %, a w dodatku w ramach danego roku można dokonywać porównań dowolnych obiektów między sobą (w pkt. proc.).

Wyniki w tablicy 1 wskazały, że biorąc pod uwagę poziomy wymienionych wyżej zmiennych z poszczególnych lat 2002-2007, niekwestionowanym liderem rynku OFE był fundusz ING NN, a od 2004 roku także CU znalazł się w pierwszej trójce funduszy. Druga i trzecia pozycja w rankingu w całym analizowanym okresie była raczej zmienna. Na miejscach tych plasowały się z reguły takie fundusze, jak: POLSAT, DOM, a w 2007 roku AIG. W całym analizowanym okresie najslabiej prezentował się OFE POCZTYLION.

W zakresie quasi-dynamicznej oceny rankingów (na podstawie wartości miernika syntetycznego), służącej do badania zgodności wyników rankingu dla kolejnych, następujących po sobie lat (okres 2002-2007) oraz dla skrajnych lat tego okresu (2002, 2007) wyznaczono miernik Walesiaka oraz współczynnik korelacji  $\tau$ -Kendalla.

Średnie sumy kwadratów różnic pomiędzy wartościami mierników syntetycznych (miara Walesiaka) dla OFE w poszczególnych latach wskazują na nieistotne różnice pomiędzy rankingami. Wartości  $W^2$  wahały się od 0,018 w latach 2002, 2003, do 0,0378 w latach 2006, 2007. Warto zauważyć, że przeciętny rząd odchyłeń wartości zmiennych syntetycznych funduszy ( $\sqrt{W^2}$ ) w analizowanych latach zmienił się z ponad 13,4% do ponad 19,4%, a zatem „dystans” pomiędzy nimi w miarę upływu czasu zwiększał się. Częstkowe wartości miary Walesiaka wskazują, że w całym badanym okresie największy wpływ na zróżnicowanie wyników rankingów miały „niezgodności kierunków zmian

<sup>18</sup> Wykorzystano średnie miesięczne wartości podstawy naliczania składki emerytalnej (szereg chronologiczny okresów), średnie miesięczne wartości jednostki jednostek uczestnictwa według stanu na koniec miesiąca (szereg chronologiczny momentów) oraz roczny wskaźnik ROA (szereg chronologiczny okresów) funduszy. Obliczeń dokonano na średnich rocznych wartościach szeregów chronologicznych okresów poszczególnych zmiennych. (Timofiejuk I, Pomiar dynamiki mierników..., op. cit., s. 18-20).



wartości zmiennych syntetycznych” ( $W_3^2$ ), tzn. wahania odchyłeń standardowych miar syntetycznych i zmiany ich skorelowania.

Tabela 2. Quasi-dynamiczne porównanie rankingów OFE

| Miara              | Lata<br>2001,<br>2002 | Lata<br>2002,<br>2003 | Lata<br>2003,<br>2004 | Lata<br>2004,<br>2005 | Lata<br>2005,<br>2006 | Lata<br>2006,<br>2007 | Okres<br>od 2002<br>do 2007 |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------------|
| $W^2$              | 0,0250                | 0,0180                | 0,0232                | 0,0189                | 0,0330                | 0,0378                | 0,0236                      |
| $\sqrt{W^2}$ (w %) | 15,80                 | 13,43                 | 15,22                 | 13,75                 | 18,18                 | 19,43                 | 15,35                       |
| $W_1^2$            | 0,0011                | 0,0014                | 0,0049                | 0,0019                | 0,0132                | 0,0135                | 0,0001                      |
| $W_2^2$            | 0,0007                | 0,0004                | 0,0011                | 0,0026                | 0,0015                | 0,0000                | 0,0021                      |
| $W_3^2$            | 0,0232                | 0,0162                | 0,0170                | 0,0143                | 0,0183                | 0,0242                | 0,0213                      |
| $r$                | 0,6221                | 0,7443                | 0,6224                | 0,7133                | 0,6636                | 0,4227                | 0,6043                      |
| $\tau$ – Kendalla  | 0,4476                | 0,4857                | 0,4286                | 0,4286                | 0,5048                | 0,3905                | 0,3714                      |
| Podobieństwo       | istotne               | istotne               | istotne               | istotne               | istotne               | istotne               | istotne                     |

Źródło: Opracowanie własne.

Wyniki miary Walesiaka za okres 2002-2007 (ostatnia kolumna tabeli 2) także wskazują na brak istotnych różnic między rankingami i prawie 15,4% przeciętny rząd odchyłeń wartości zmiennych syntetycznych. Reasumując, porównania mierników syntetycznych poszczególnych funduszy wskazują, że są one stabilne w czasie pod względem korelacji rang. Statystyka testowa  $\tau$ -Kendalla w każdym z analizowanych przypadków wskazywała na istotne podobieństwo porównywanych w czasie rankingów, powodując odrzucenie hipotezy zerowej ( $H_0: \tau = 0$ ) na rzecz alternatywnej ( $H_0: \tau \neq 0$ ).

#### Dynamiczna analiza OFE

Analizując wyniki funduszy, dokonano rankingu OFE w ujęciu dynamicznym, tj. z punktu widzenia tempa zmian ich rozwoju w czasie, w stosunku do obiektu wzorcowego (o maksymalnych wartościach tempa wzrostu zmiennych), jak również oceny zróżnicowania (podobieństwa) badanych obiektów w czasie z punktu widzenia struktury tempa wzrostu mierników indywidualnych w latach 2002-2007, tj. średniej podstawy naliczania składki emerytalnej, wartości jednostki uczestnictwa oraz rentowności aktywów OFE.

Ze względu na to, że nie wszystkie analizowane zmienne charakteryzowały się stałym, dodatnim tempem wzrostu (za wyjątkiem zmiennej: wartość jed-

nostki uczestnictwa), jako miarę względną do oceny tempa zmian rozwoju funduszy w czasie zgodnie ze wzorami (11) - (13), wykorzystano średnią geometryczną łańcuchowych indeksów dynamiki tych zmiennych, które „co do znaku są zawsze dodatnie”. Obliczeń dokonano na podstawie macierzy  $W^{(1,...,n)}$  nadając równe wagi poszczególnym zmiennym – wzór (13).

Wyniki obliczeń zamieszczone w tablicy 3 wskazują, że biorąc pod uwagę dynamikę zmian cząstkowych zmiennych diagnostycznych w całym badanym okresie 2002-2007 najbardziej dynamicznie rozwijającym się funduszem był POLSAT – najmniejszy wśród podmiotów rynku OFE, BANKOWY oraz NORDEA. Na czwartej pozycji w rankingu znalazł się ING NN, uznany za najlepszy fundusz w statycznej analizie porządkowania liniowego obiektów. Wyniki rankingów w ujęciu dynamicznym wskazują, że w długim okresie następuje poprawa dynamiki rozwoju ING NN. Na podstawie analizy pozostałych rankingów, które zamieszczono w tablicy 3 można stwierdzić, iż zarówno „w krótkim, jak i długim okresie” w sposób systematyczny i dynamiczny rozwijały się NORDEA oraz PZU. W grupie funduszy o najsłabszej dynamice rozwoju znalazło się 6 funduszy: ALLIANZ, GENERALI, DOM, POCZTYLION, AEGON, AIG i SKARBIEC.

Rozszerzeniem analizy dynamiki jest ocena zróżnicowania (podobieństwa) badanych obiektów w czasie z punktu widzenia struktury tempa wzrostu mierników indywidualnych. Także w tym przypadku zastosowanie do oceny zmian w czasie średniej geometrycznej łańcuchowych indeksów dynamiki poszczególnych zmiennych, nie wpłynęło na zmianę idei metody i analizę zróżnicowania zmian w czasie. Ponadto zapewniło „dodatnie wartości do obliczeń”, tj. poprawne wartości miary odległości podanej wzorem (18). Obliczenia dokonano na podstawie macierzy  $W^{(1,...,n)}$ , a ich wynikiem była macierz odległości między funduszami o wymiarach (15x15), która kompleksowo oceniła „bliskość” poszczególnych OFE z punktu widzenia struktury dynamiki poszczególnych zmiennych przyjętych do analizy.

Uzyskane wyniki wskazuje, że największa odległość – a więc największa różnica, pomiędzy dynamiką rozwoju i efektywności funkcjonowania funduszy w latach 2002-2007 z punktu widzenia średniej dynamiki poszczególnych zmiennych diagnostycznych przyjętych do analizy – występowała pomiędzy funduszem POLSAT i SKARBIEC (0,0828). Wśród podmiotów o najmniejszej różnicy w zakresie dynamiki poszczególnych zmiennych diagnostycznych zna-

laży się CU i AXA (0,0016). Oceniając zróżnicowanie dynamiki pomiędzy ING NN i pozostałymi funduszami można jednoznacznie wskazać, że największa różnica występowała w porównaniu z funduszem SKARBIEC (0,055), jak również POLSAT (0,034), a najmniejsza wobec PZU (0,003). Najbardziej dyskryminującą zmienna okazała się rentowność aktywów (ROA).

Tabela 3. Ranking OFE w ujęciu dynamicznym – tempo rozwoju

| OFE        | Okres <sup>a</sup><br>2002<br>-2003<br>M " | Pozycja | Okres<br>2002<br>-2004<br>M " | Pozycja | Okres<br>2002<br>-2005<br>M " | Pozycja | Okres<br>2002<br>-2006<br>M " | Pozycja | Okres<br>2002<br>-2007<br>M " | Pozycja |
|------------|--------------------------------------------|---------|-------------------------------|---------|-------------------------------|---------|-------------------------------|---------|-------------------------------|---------|
| POLSAT     | 0,5887                                     | 9       | 0,5195                        | 1       | 0,2709                        | 8       | 0,1639                        | 10      | 0,2767                        | 1       |
| BANKOWY    | 0,6261                                     | 8       | 0,3644                        | 9       | 0,2882                        | 5       | 0,2031                        | 6       | 0,2036                        | 2       |
| NORDEA     | 0,7079                                     | 2       | 0,4628                        | 2       | 0,3149                        | 2       | 0,2324                        | 1       | 0,1848                        | 3       |
| ING NN     | 0,6338                                     | 6       | 0,4022                        | 7       | 0,2561                        | 9       | 0,2018                        | 7       | 0,1746                        | 4       |
| PEKAO      | 0,7240                                     | 1       | 0,4115                        | 6       | 0,329                         | 1       | 0,2045                        | 5       | 0,1692                        | 5       |
| PZU        | 0,6853                                     | 4       | 0,4324                        | 4       | 0,3114                        | 3       | 0,2211                        | 3       | 0,1649                        | 6       |
| AXA        | 0,6791                                     | 5       | 0,3861                        | 8       | 0,2879                        | 6       | 0,2075                        | 4       | 0,1590                        | 7       |
| CU         | 0,7063                                     | 3       | 0,4328                        | 3       | 0,2851                        | 7       | 0,2245                        | 2       | 0,1568                        | 8       |
| ALLIANZ    | 0,6300                                     | 7       | 0,4206                        | 5       | 0,3005                        | 4       | 0,1980                        | 8       | 0,1485                        | 9       |
| GENERALI   | 0,5472                                     | 10      | 0,3329                        | 10      | 0,2381                        | 10      | 0,1669                        | 9       | 0,1482                        | 10      |
| DOM        | 0,3048                                     | 14      | 0,1730                        | 14      | 0,1403                        | 14      | 0,0927                        | 14      | 0,1295                        | 11      |
| POCZTYLION | 0,4061                                     | 12      | 0,2256                        | 13      | 0,1482                        | 13      | 0,1023                        | 13      | 0,1268                        | 12      |
| AEGON      | 0,4970                                     | 11      | 0,2599                        | 11      | 0,1987                        | 11      | 0,1313                        | 11      | 0,0994                        | 13      |
| AIG        | 0,3860                                     | 13      | 0,2320                        | 12      | 0,1495                        | 12      | 0,1208                        | 12      | 0,0838                        | 14      |
| SKARBIEC   | 0,0403                                     | 15      | 0,0313                        | 15      | 0,0218                        | 15      | 0,0149                        | 15      | 0,0156                        | 15      |

<sup>a</sup> Zapis „2002-2003” wskazuje, że badano dynamikę lat 2002/2001 i 2003/2002, w pozostałych przypadkach analogicznie.

Źródło: Opracowanie własne, (OFE uszeregowane wyniku za okres 2002-2007).

Jest jeszcze jeden sposób porównań „dynamicznie skonstruowanych rankingów”, według miernika syntetycznego. Takie podejście jest jednak zbyt dużym uproszczeniem i odróżnieniu od przedstawionego powyżej (tempa zmian rozwoju w czasie) daje możliwość jedynie wzajemnego porównania obiektów w czasie (miernik syntetyczny), bez analizy poszczególnych zmiennych.

### Wnioski

Dynamiczne metody porządkowania liniowego obiektów pod względem tempa rozwoju zmian w czasie – w stosunku do obiektu wzorcowego, czy Możliwości zróżnicowania (podobieństwa) badanych obiektów w czasie z punktu widzenia struktury tempa wzrostu indywidualnych zmiennych stanowią rozszerzenie statycznego i quasi-dynamicznego podejścia do analizy rankingów.

Tak jak w przypadku analiz o charakterze opisowym, oprócz badania struktury dokonuje się oceny dynamiki zmian w czasie badanego zjawiska, tak też na gruncie metod porządkowania liniowego obiektów wielocechowych możliwe i wskazane jest tego typu podejście. Uzyskuje się wówczas kompleksową ocenę badanego zjawiska, a wyniki ujęcia dynamicznego pozwalają zidentyfikować potencjalne czynniki zmian w czasie badanego zjawiska.

### Literatura

1. Domański Cz., Pruska K., Wagner W., *Wnioskowanie statystyczne przy nieklasycznych założeniach*. Wydawnictwo UŁ, Łódź 1998.
2. Ferguson G., Takane Y., *Analiza statystyczna w psychologii i pedagogice*. Wydawnictwo PWN, Warszawa 2007.
3. Gatnar E., Walesiak M., *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*. Wydawnictwo AE im. O. Langego, Wrocław 2004.
4. Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno gospodarczych*. Wydawnictwo PWN, Warszawa 1989.
5. Hellwig Z., *Zastosowanie metody taksonomicznej do topologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju i strukturę wykwalifikowanych kadr*, Przegląd Statystyczny, 1968, nr 4.
6. Kolenda M., *Taksonomia numeryczna. Klasyfikacje, porządkowanie i analiza obiektów wielocechowych*. Wydawnictwo AE im. O. Langego, Wrocław 2006.
7. Mikulec A., *Ocena metod porządkowania liniowego w analizie starości demograficznej*, Wiadomości Statystyczne, 2008, nr 6.
8. Młodak A., *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Wydawnictwo Difin, Warszawa 2006.
9. Pluta W., *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*. Wydawnictwo PWE, Warszawa 1977.

10. Pocięcha J., *Rozwój metod taksonomicznych i ich zastosowań w badaniach społeczno-ekonomicznych*, Konferencja Naukowa inaugurująca obchody 90-lecia Głównego Urzędu Statystycznego „Statystyka społeczna. Dokonania – szanse – perspektywy”, (<http://www.stat.gov.pl>), Kraków 2008.
11. Strahl D. [red.], *Metody oceny rozwoju regionalnego*. Wydawnictwo AE im. O. Langego, Wrocław 2006.
12. Tarczyński W, Łuniewska M., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*. Wydawnictwo PWN, Warszawa 2006.
13. Timofiejuk I., *Pomiar dynamiki mierników ekonomicznych*, Wydawnictwo WSE-I, Warszawa 2006.
14. Zeliaś A. [red.], *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*. Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków 2000.
15. Zeliaś A. [red.], *Poziom życia w Polsce i krajach Unii Europejskiej*. Wydawnictwo PWN, Warszawa 2004.

## STRESZCZENIE

Metody porządkowania liniowego obiektów, ze względu na swoją uniwersalność są często i chętnie stosowane do budowy różnego rodzaju rankingów, porównań, także dla podmiotów rynku finansowego i kapitałowego.

Głównym celem referatu jest przypomnienie metod dynamicznej budowy i oceny rankingów, mających lepsze własności oraz dających szersze możliwości analityczne i interpretacyjne, niż samo statyczne uporządkowanie obiektów.

Dla zilustrowania omawianych metod dokonano analizy rynku OFE z wykorzystaniem wybranych metod porządkowania liniowego obiektów, zarówno w ujęciu statycznym i dynamicznym (lata 2002-2007). W artykule poświęcono także uwagę zagadnieniu oceny efektywności uzyskanego wyniku porządkowania liniowego obiektów.

## **METHODS OF OFE MARKET ANALYSIS FROM A DYNAMIC PERSPECTIVE**

### **SUMMARY**

Linear ordering methods, for the reason of their versatility, are often and gladly used for preparing any type of rankings and comparisons of entities on both financial and capital markets.

The main aim of the paper is to present dynamic methods of making and evaluation rankings as having better properties and providing wider analytical and interpretation possibilities than only static ordering objects.

To provide an example to illustrate discussed methods, the analysis of OFE market is made, using selected linear ordering methods from both static and dynamic perspectives (years 2002-2007). The additional attention is paid to the issue concerning effectiveness evaluation of the obtained results of linear ordering objects.

*Translated by A. Mikulec*

*Mgr Artur Mikulec*  
Uniwersytet Łódzki  
amikulec@uni.lodz.pl



MACIEJ NOWICKI

**DIAGNOSTYKA KONDYCJI FINANSOWEJ PRZEDSIĘBIORSTW W  
OPARCIU O METODY WIELOWYMIAROWEJ ANALIZY  
PORÓWNAWCZEJ ORAZ KLASYFIKACJI DANYCH**

**Wstęp**

W poniższym artykule zostały zaprezentowane wyniki statystycznej analizy sektora budowlanego w Polsce. Badanie to miało na celu zdiagnozowanie kondycji finansowej spółek budowlanych notowanych na giełdzie papierów wartościowych w oparciu o metody wielowymiarowej analizy porównawczej oraz klasyfikacji danych, wykorzystujących zestaw zmiennych o charakterze ekonomiczno-finansowym<sup>1</sup>. Uzasadnieniem doboru powyższej tematyki opracowania była zaobserwowana w ostatnich latach intensywna dynamika rozwoju w omawianym segmencie gospodarki. W dużej mierze wzrost ten spowodowany był akcesją Polski do struktur Unii Europejskiej oraz związanym z tym faktem pozyskaniem przez nasz kraj funduszy na rozwój infrastruktury. Innym czynnikiem determinującym korzystną sytuację w budownictwie stał się z pewnością znaczny napływ inwestycji zagranicznych (poprzez rozrost specjalnych stref ekonomicznych) oraz zwiększenie ilości zamówień od rodzimych przedsiębiorców. Rosnący popyt na tego typu usługi wymusił konieczność utrzymywania przez firmy wysokiej jakości wykonywanych zleceń oraz dywersyfikację specyfiki działalności na inne obszary. Notowania większości budowlanych spółek giełdowych w 2006 roku charakteryzowały się silnie rosnącymi stopami zwrotu. Sprzyjająca koniunktura sprawiła, że poziom wynagrodzeń pracowników tej branży również uległ znacznemu polepszeniu<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> M. Łuniewska, W. Tarczyński, *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006, s. 7

<sup>2</sup> [www.egospodarka.pl](http://www.egospodarka.pl), 14.11.2007

### Prezentacja danych i narzędzi

W badaniu wzięto pod uwagę 28 spółek giełdowych sektora budowlanego, które opublikowały nieskonsolidowane sprawozdania finansowe za II kwartał 2007 roku oraz były w tym czasie notowane na giełdzie<sup>3</sup>. Opisu wyżej wymienionych obiektów dokonano z wykorzystaniem 15 wskaźników analizy finansowej (płynności, zadłużenia, rentowności, sprawności zarządzania, rynkowych)<sup>5</sup>. W oszacowaniu metod klasyfikacji danych oraz wielowymiarowej analizy porównawczej (pozwalających zdiagnozować kondycję finansową przedsiębiorstw budowlanych) okazały się pomocne programy informatyczne jak: MS EXCEL, GDM oraz SPSS. Poniższa analiza może posłużyć jako skuteczne narzędzie wspomagające decyzje dotyczące inwestowania w sektor budowlany na rynku kapitałowym.

### Metody porządkowania liniowego

W pierwszej części artykułu dokonano klasyfikacji obiektów polegająca na wyodrębnieniu podobieństw oraz różnic między spółkami, a także uszeregowaniu ich od „najlepszej” do „najgorszej”. Do tego celu wykorzystano trzy metody porządkowania liniowego, pozwalające wygenerować syntetyczną miarę, której wartości agregują informacje zawarte we wskaźnikach opisujących kondycję finansową przedsiębiorstw wykorzystanych w badaniu. Pierwszy z zaproponowanych sposobów klasyfikacji (syntetyczny miernik rozwoju) ma charakter bezwzorcowy. Polega on na uśrednieniu znormalizowanych wartości zmiennych, z udziałem wag. Z kolei pozostałe dwa (Metoda Hellwiga i Metoda Walesiaka) określane są mianem wzorcowych, czyli zakładających istnienie pewnego hipotetycznego obiektu wzorcowego, względem którego porządkowane są pozostałe obiekty<sup>6</sup>.

Wszystkie zmienne wzięte pod uwagę w klasyfikacji odznaczały się wysoką zmiennością (powyżej 10%) pozwalającą różnicować spółki oraz niskim poziomem skorelowania, co świadczy o nie powielaniu zawartych w nich informacji. Wśród wspomnianych wyżej wskaźników znalazły się zarówno sty-

<sup>3</sup> [www.parkiet.com](http://www.parkiet.com), 14.11.2007

<sup>4</sup> [www.bossa.pl](http://www.bossa.pl), 14.11.2007

<sup>5</sup> W. Tarczyński, *Rynki kapitałowe: metody ilościowe Vol. I*, Placet, Warszawa 1997, s.240

<sup>6</sup> M. Walesiak, *Metody analizy danych marketingowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1996, ss. 125-129



mulanty, destymulanty, jak i nominanty. Dokładny wykaz użytych mierników wraz z ich statusem został zamieszczony poniżej<sup>7 8 9</sup>:

- X1: Wskaźnik bieżącej płynności - nominanta
- X2: Wskaźnik szybkiej płynności - nominanta
- X3: Wskaźnik ogólnego poziomu zadłużenia - nominanta
- X4: Wskaźnik zadłużenia kapitału własnego - nominanta
- X5: Wskaźnik rotacji zapasów - destymulanta
- X6: Okres spływu należności - destymulanta
- X7: Wskaźnik rotacji aktywów ogółem - stymulanta
- X8: Wskaźnik rotacji zobowiązań – destymulanta
- X9: Wskaźnik zyskowności netto - stymulanta
- X10: Wskaźnik rentowności aktywów - stymulanta
- X11: Wskaźnik rentowności kapitału własnego – stymulanta
- X12: Zysk na jedną akcję -stymulanta
- X13: Wskaźnik P/E - destymulanta
- X14: Wskaźnik P/BV - stymulanta
- X15: Wskaźnik zysku hipotecznego - stymulanta

W badaniach ekonomicznych zazwyczaj prezentuje się zmienne w postaci stymulant, dlatego też konieczna okazała się transformacja zmiennych o charakterze destymulant oraz nominant.

W kolejnym kroku dokonano standaryzacji poszczególnych cech w celu zapewnienia porównywalności ich wartości.

Syntetyczny miernik rozwoju został oszacowany dla każdego z obiektów na podstawie średniej arytmetycznej<sup>10</sup>:

$$SMR = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \alpha_j z_{ij}, \quad (1)$$

gdzie:

$$\alpha_j \in (0, m) \quad \sum_{j=1}^m \alpha_j = m \quad (j=1, \dots, m)$$

Wyższa wartość SMR kwalifikuje spółkę jako atrakcyjniejszą.

<sup>7</sup> J. Czekaj, Z. Dreszer, *Zarządzanie finansami przedsiębiorstw: podstawy teorii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005, ss. 210-221

<sup>8</sup> W. Bień, *Zarządzanie finansami przedsiębiorstwa*, Difin, Warszawa 2005, ss. 98-120

<sup>9</sup> M. Łuniewska, W. Tarczyński, op. cit., ss. 47-53

<sup>10</sup> M. Walesiak, op. cit., s. 127

W przypadku metody Hellwiga współrzędne wzorca wyznaczono dla stymulant w następujący sposób<sup>11</sup>:

$$z_{0k} = \max\{z_{ij}\} \quad (2)$$

Następnie obliczono miarę Hellwiga<sup>12</sup>:

$$d_i = 1 - \frac{d_{i0}}{d_0}, \quad (3)$$

gdzie<sup>13</sup>:

$$d_{i0} = \sqrt{\sum (z_{ij} - z_{0j})^2}, \quad (4)$$

$$d_0 = \bar{d}_0 + 2S_0, \quad (5)$$

oraz:

$d_{i0}$  – jest odległością euklidesową poszczególnych spółek od wzorca

$\bar{d}_0$ ,  $S_0$  – to odpowiednio średnia arytmetyczna oraz odchylenie standardowe wartości odległości euklidesowej

Zmienna syntetyczna utworzona za pomocą tego sposobu przyporządkowuje wyższe wartości obiektom znajdującym się bliżej wzorca.

Kolejnym zastosowanym podejściem umożliwiającym wyznaczenie miary syntetycznej była metoda GDM (*Generalised Distance Measure*) zaproponowana przez Walesiaka, która dana jest wzorem<sup>14</sup>:

$$d_{ik} = \frac{1}{2} - \frac{\sum_{j=1}^m w_j a_{ikj} b_{kij} + \sum_{j=1}^m \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq i, k}}^n w_l a_{ilj} b_{klj}}{2 \left[ \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^n w_j a_{ilj}^2 \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^n w_j b_{klj}^2 \right]^{\frac{1}{2}}}, \quad (6)$$

gdzie:

$$w_j \in (0, m) \quad \sum_{j=1}^m w_j = m$$

$$a_{ipj} = x_{ij} - x_{pj} \quad b_{krj} = x_{kj} - x_{rj} \quad (\text{dla zmiennych mierzonych na skali ilorazowej})$$

Miara Walesiaka przyjmuje wartości z przedziału  $[0;1]$ . Im wskaźnik ten jest niższy tym dany obiekt sklasyfikowany zostaje jako lepszy.

Na podstawie rezultatów oszacowań poszczególnych syntetycznych agregatów widać, iż poszczególne metody dały zbliżone wyniki. Jedynie wyniki

<sup>11</sup> M. Łuniewska, W. Tarczyński, op. cit., s. 43

<sup>12</sup> Ibidem, s. 43

<sup>13</sup> Ibidem, ss. 44-45

<sup>14</sup> M. Walesiak, op. cit., s. 129

według uogólnionej miary odległości Walesiaka okazały się nieco odmienne. Za najlepsze spółki pod względem sytuacji finansowej uznano POLNORD, MOSTOSTAL EXPORT, ENERGOPOL, PANOVA. Natomiast przedsiębiorstwami z sektora budowlanego charakteryzującymi się najgorszą kondycją finansową okazały się m.in.: ELEKTROTIM, ELKOP, STORMM, ELEKTROMOTAŻ EXP oraz ENERGOAPARATURA. W tabeli 1 zawarte zostały wyniki estymacji poszczególnych miar syntetycznych.

### Klasyfikacja iteracyjno- optymalizacyjna

W następnym etapie analizy pogrupowano spółki w klasy obiektów charakteryzujących się największym stopniem podobieństwa. Do tego celu wykorzystana została metoda  $k$ - średnich.

Klasyfikacja wykorzystująca to podejście ma charakter iteracyjno- optymalizacyjny. W początkowym etapie tejże procedury badacz określa wstępną przynależność obiektów do  $k$  skupień. Zadaniem wspomnianej metody jest poprawienie wstępnie zdefiniowanego podziału, co dokonywane jest w oparciu o następujący algorytm<sup>15</sup>:

- Dla zaproponowanych w pierwszym etapie  $k$  skupień szacowane są ich środki ciężkości oraz odległości poszczególnych obserwacji od środków ciężkości tych klas
- Następnie dokonywane są przesunięcia obiektów pomiędzy klasami mającymi najbliższej położone środki ciężkości, po czym obliczane są nowe środki ciężkości dla każdej grupy
- Powyższą procedurę powtarza się do momentu, w którym nie występują zmiany przyporządkowania obiektów do skupień.

Kryterium „stopu” podlegające minimalizacji, formułowane jest jako suma kwadratów odległości obserwacji od środków ciężkości klas, do których należą<sup>16</sup>:

$$f = \sum_{i=1}^s \sum_{k=1}^k (x_{ik} - \bar{x}_k)^2. \quad (7)$$

<sup>15</sup> E. Gatnar, *Symboliczne metody klasyfikacji danych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1998, ss.79-81

<sup>16</sup> M. Łuniewska, W. Tarczyński, op. cit., s. 55

Optymalna ilość klas to taka, dla której iloraz wariancji wewnątrzgrupowej i międzygrupowej daje najmniejszą wartość w porównaniu do innych oszacowanych dla pozostałych podziałów.

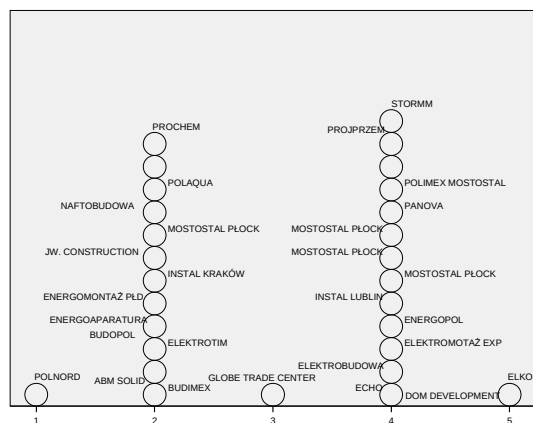
Tabela 1. Wyniki porządkowania liniowego.

| SPÓŁKA             | SMR    | MIARA<br>HELLWIGA | GDM   |
|--------------------|--------|-------------------|-------|
| ABM SOLID          | 0,067  | 0,135             | 0,498 |
| BUDIMEX            | -0,191 | 0,131             | 0,367 |
| BUDOPOL            | 0,084  | 0,159             | 0,438 |
| DOM DEVELOPMENT    | -0,009 | 0,177             | 0,559 |
| ECHO               | 0,170  | 0,207             | 0,521 |
| ELEKTROBUDOWA      | 0,371  | 0,196             | 0,523 |
| ELEKTROMOTAŻ EXP   | -0,687 | 0,062             | 0,597 |
| ELEKTROTIM         | -0,405 | 0,106             | 0,504 |
| ELKOP              | -0,476 | 0,047             | 0,925 |
| ENERGOAPARATURA    | -0,649 | 0,008             | 0,485 |
| ENERGOMONTAŻ PŁD   | -0,092 | 0,112             | 0,492 |
| ENERGOPOL          | 0,486  | 0,225             | 0,603 |
| GLOBE TRADE CENTER | 0,061  | 0,192             | 0,000 |
| INSTAL KRAKÓW      | -0,049 | 0,128             | 0,366 |
| INSTAL LUBLIN      | 0,098  | 0,151             | 0,578 |
| JW. CONSTRUCTION   | -0,020 | 0,127             | 0,346 |
| MOSTOSTAL EXPORT   | 0,526  | 0,242             | 0,590 |
| MOSTOSTAL PŁOCK    | -0,053 | 0,160             | 0,569 |
| MOSTOSTAL WARSZAWA | 0,284  | 0,202             | 0,590 |
| MOSTOSTAL ZABRZE   | 0,227  | 0,168             | 0,313 |
| NAFTOBUDOWA        | 0,002  | 0,149             | 0,476 |
| PANOVA             | 0,366  | 0,215             | 0,576 |
| POLAQUA            | -0,052 | 0,129             | 0,368 |
| POLIMEX MOSTOSTAL  | -0,172 | 0,116             | 0,599 |
| POLNORD            | 0,948  | 0,340             | 0,009 |
| PROCHEM            | 0,014  | 0,143             | 0,478 |
| PROJPRZEM          | -0,320 | 0,122             | 0,544 |
| STORMM             | -0,530 | -0,035            | 0,672 |

Źródło: opracowanie własne przy wykorzystaniu MS EXCEL I GDM.

W rezultacie zastosowania metody *k*- średnich do grupowania spółek budowlanych charakteryzujących się największym podobieństwem pod względem

sytuacji finansowej otrzymano 5 skupień minimalizujących wartość funkcji kryterium w stosunku do propozycji dla 2, 3 oraz 4 skupień. Wśród wspomnianych wcześniej 5 klas, 3 z nich zawierały pojedyncze obserwacje. Były to spółki, które w klasyfikacjach oszacowanych za pomocą metod porządkowania liniowego znajdowały się na czołowych miejscach oraz w dole hierarchii. Pozostałe dwa skupienia zawierały 12 oraz 13 przedsiębiorstw. We wszystkich grupach wystąpiła statystycznie istotna różnica pomiędzy średnimi (oszacowana na podstawie jednoczynnikowej analizy wariancji) czterech z sześciu cech odznaczających się największą mocą rozróżniania obiektów według analizy funkcji dyskryminacyjnych wyznaczonych w dalszej części pracy.



Rys. 2. Mapa diagnostyczna przynależności obiektów do klas oszacowana według metody *k*-średnich.

Źródło: opracowanie własne przy wykorzystaniu SPSS.

### Analiza dyskryminacyjna

Głównym zadaniem analizy dyskryminacyjnej jest rozstrzygnięcie, które ze zmiennych pozwalają w najlepszy sposób dzielić dany zbiór przypadków na występujące w naturalny sposób grupy. Z rachunkowego punktu widzenia analiza funkcji dyskryminacyjnej jest bardzo podobna do analizy wariancji (ANOVA). Fisher zaproponował dyskryminacyjne równanie regresji liniowej o postaci<sup>17</sup>:

$$Z(x) = a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_kx_k, \quad (8)$$

<sup>17</sup> M. Łuniewska, W. Tarczyński, op. cit., s. 57

gdzie:  $a_1, a_2, \dots, a_k$  to współczynniki dyskryminacyjne natomiast  $x_1, x_2, \dots, x_k$  są zmiennymi egzogenicznymi modelu.

W podejściu tym klasy są separowane za pomocą hiperpłaszczyzn maksymalizujących wyrażenie:

$$\phi = \frac{\alpha^T S_B \alpha}{\alpha^T S_W \alpha}. \quad (9)$$

Wspomniane kryterium osiąga optymalną wartość gdy:

$$\alpha = S_W^{-1}(\bar{x}_1 - \bar{x}_2). \quad (10)$$

Krokowa analiza dyskryminacyjna minimalizująca współczynnik lambda Wilksa z wykorzystaniem liniowych funkcji Fishera pozwoliła na zweryfikowanie, które ze zmiennych wykorzystanych przy estymacji w najlepszy sposób różnicują obserwacje ze względu na zadany z góry podział zdefiniowany przez przynależność spółek do klas w metodzie  $k$ -średnich. Największą mocą dyskryminacji obiektów sklasyfikowanych według tego podejścia odznaczały się zmienne: wskaźnik rotacji zobowiązań, cena do zysku, okres spływu należności, wskaźnik zyskowności netto, rentowność kapitału własnego oraz wskaźnik rotacji zapasów, pozostałe cechy nie zostały uwzględnione w obliczeniach. Metoda regresji dyskryminacyjnej pozwoliła na wyodrębnienie czterech funkcji, które wyjaśniały kolejno 94,9%; 4,0%; 1,1% oraz 0% całkowitej wariancji. Pierwsze trzy funkcje bardzo dobrze separowały obserwacje w skupienia ze względu na wysoką wartość współczynnika korelacji kanonicznej ze zmiennymi odpowiednio na poziomie 1,0; 0,99 i 0,964. Ostatnie równanie skorelowane było ze wskaźnikami w bardzo niskim stopniu odpowiadającym 0,267.

W oparciu o macierz struktury czynnikowej podjęto próbę scharakteryzowania poszczególnych funkcji. Najlepiej skorelowanymi zmiennymi w sensie wartości bezwzględnych z pierwszym równaniem okazały się wskaźnik rotacji zobowiązań, ogólnego zadłużenia oraz szybkiej płynności. Druga funkcja opisana była przez charakterystyki mówiące o bieżącej płynności, rotacji zapasów i zadłużeniu kapitału własnego. Cena do zysku tłumaczyła kolejne równanie. Natomiast pozostałe wskaźniki najsilniej skorelowane były z czwartą funkcją dyskryminacyjną. Macierz struktury czynnikowej przedstawia tabela 2.

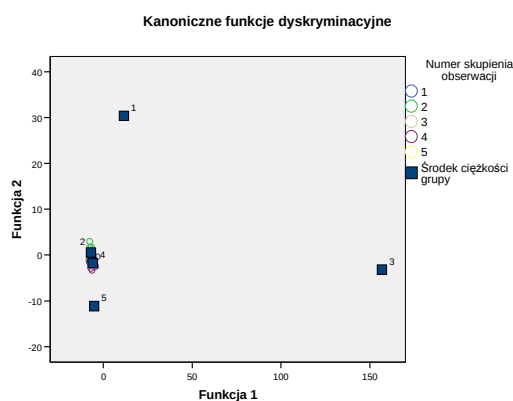
100% pierwotnie pogrupowanych obiektów zostało sklasyfikowanych poprawnie. Na rys. 2. przedstawiono wizualną dyskryminację przypadków za po-

mocą kanonicznych funkcji dyskryminacyjnych z zaznaczeniem środków ciężkości grup.

Tabela 2. Macierz struktury.

| Macierz struktury | Funkcja  |          |          |          |
|-------------------|----------|----------|----------|----------|
|                   | 1        | 2        | 3        | 4        |
| X8                | 0,563836 | 0,087718 | 0,060434 | -0,11057 |
| X3                | 0,357235 | 0,257843 | -0,01617 | -0,21856 |
| X2                | 0,31672  | 0,311642 | -0,0977  | -0,05999 |
| X1                | 0,060296 | 0,396264 | 0,053763 | 0,04045  |
| X5                | 0,246936 | 0,331742 | 0,084064 | -0,09755 |
| X4                | -0,13679 | 0,18048  | 0,028468 | 0,178391 |
| X13               | 0,177901 | 0,636154 | -0,64708 | 0,2349   |
| X9                | 0,012304 | 0,008751 | 0,01076  | 0,907291 |
| X15               | -0,01222 | -0,17591 | 0,037001 | 0,86837  |
| X10               | -0,03086 | -0,18651 | 0,043193 | 0,86822  |
| X11               | -0,00202 | -0,00943 | 0,004454 | 0,834205 |
| X6                | 0,038519 | 0,535158 | 0,427424 | 0,539128 |
| X12               | -0,14459 | -0,2972  | 0,020401 | 0,41095  |
| X14               | 0,049153 | 0,0525   | -0,02868 | -0,39705 |
| X7                | -0,01163 | -0,03032 | -0,08589 | -0,18438 |

Źródło: opracowanie własne przy wykorzystaniu SPSS.



Rys. 2. Mapa dyskryminacji obiektów za pomocą kanonicznych funkcji dyskryminacyjnych.

Źródło: opracowanie własne przy wykorzystaniu SPSS.

### Podsumowanie

Zaprezentowane powyżej metody wielowymiarowej analizy statystycznej oraz klasyfikacji danych mogą się okazać cennym narzędziem dla inwestorów giełdowych np. przy doborze spółek do portfela akcji. Podobne zestawienia, aktualizowane co kwartał po opublikowaniu sprawozdań finansowych, posłużyć również mogą do oceny potencjału a także sytuacji panującej na rynku.

Na tej podstawie możliwe jest uzyskanie informacji o pojawiających się nowych spółkach budowlanych oraz o stopniu wykorzystania przez nie sprzyjającej koniunktury a także jak wypadają one na tle doświadczonych konkurentów należących do omawianego sektora gospodarki. Zdaniem analityków „boom w budownictwie” potrwa jeszcze przynajmniej kilka lat. Doskonale zatem widać, że wykorzystanie wyżej wymienionych analiz pozwala na racjonalizację procesu decyzyjnego związanego z przedstawionym aspektem ekonomicznym.

### Literatura

1. Bień W., *Zarządzanie finansami przedsiębiorstwa*, Difin, Warszawa 2005.
2. Czekaj J., Dreszer Z., *Zarządzanie finansami przedsiębiorstw: podstawy teorii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005.
3. Gatnar E., *Symboliczne metody klasyfikacji danych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1998.
4. Gatnar E., Walesiak M., *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2004.
5. Łuniewska M., Tarczyński W., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
6. Tarczyński W., *Rynki kapitałowe: metody ilościowe* Vol. I, Placet, Warszawa 1997.
7. Walesiak M., *Metody analizy danych marketingowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1996.
8. <http://www.statsoft.pl/textbook/stathome.html>
9. [www.bossa.pl](http://www.bossa.pl)
10. [www.egospodarka.pl](http://www.egospodarka.pl)
11. [www.parkiet.com](http://www.parkiet.com)



**STRESZCZENIE**

Autor artykułu spróbował dokonać oceny kondycji finansowej przedsiębiorstw sektora budowlanego w Polsce z wykorzystaniem metod wielowymiarowej analizy porównawczej i klasyfikacji danych. Dokonał on również pomiaru mocy dyskryminacyjnej zmiennych determinujących z góry zadany podział obiektów.

**THE DIAGNOSIS OF COMPANIES' FINANCIAL STANDING BASED  
ON MULTIDIMENSIONAL COMPARATIVE ANALYSIS AND DATA  
CLASSIFICATION METHODS****SUMMARY**

Author of the article attempted to assess financial standing of polish building sector companies' using multidimensional comparative analysis and data classification methods. He also measured a discriminating power of variables determining preconceived objects' classification.

*Translated by M. Nowicki*

*Mgr Maciej Nowicki*  
doktorant – AE w Katowicach  
Bank ING w Katowicach  
maciejnowicki83@gmail.com



PIOTR OBIDZIŃSKI

## **STATYSTYCZNA OCENA FUNKCJONOWANIA RYNKU OFE NA PODSTAWIE DANYCH KOMISJI NADZORU FINANSOWEGO**

### **Podstawy funkcjonowania OFE**

Otwarte Fundusze Emerytalne („OFE” lub „Fundusze”) stanowią tzw. II filar – jeden z trzech komponentów zreformowanego systemu emerytalnego. Fundusze, mające osobowość prawną, są tworzone, zarządzane i reprezentowane w stosunkach z osobami trzecimi przez prywatne podmioty działające w formie spółek akcyjnych – Powszechne Towarzystwa Emerytalne (PTE). Działalność OFE i PTE podlega nadzorowi państwa. Organem nadzorującym – chroniącym interesy członków Funduszy – jest Komisja Nadzoru Finansowego (KNF). Funkcjonowanie otwartych funduszy emerytalnych i powszechnych towarzystw emerytalnych oraz zakres nadzoru państwa w obszarze ich działania określa Ustawa o organizacji i funkcjonowaniu funduszy emerytalnych z dnia 28 sierpnia 1997 roku [5].

Zadaniem otwartych funduszy emerytalnych jest gromadzenie i inwestowanie środków pieniężnych członków Funduszy (przy zapewnieniu maksymalnego stopnia bezpieczeństwa i rentowności dokonywanych lokat), które w formie świadczeń emerytalnych zostaną wypłacone członkom OFE po osiągnięciu przez nich wieku emerytalnego. Jako, że środki pieniężne przekazywane są do Funduszy przez ZUS w formie części składek na ubezpieczenie emerytalne, wysokość przyszłego świadczenia ściśle zależy od wysokości zarobków świadczeniobiorcy. Na rynku (na dzień 30.06.2008) funkcjonuje 15 Funduszy.

### Członkowie OFE

Rozwój rynku Otwartych Funduszy Emerytalnych w warstwie ilościowej jest zdeterminowany ustawą o systemie ubezpieczeń społecznych. Od momentu wprowadzenia OFE w 1999 roku liczba ich członków systematycznie rośnie, co wynika z wchodzenia w wiek produkcyjny kolejnych roczników Polaków, od ok. 9,6 mln w 1999 roku do ok. 13,5 mln w 2007 roku (por. rys. 1).

Tabela 1. Liczba rachunków prowadzonych przez Otwarte Fundusze Emerytalne funkcjonujące na rynku Polskim na koniec 2007 roku

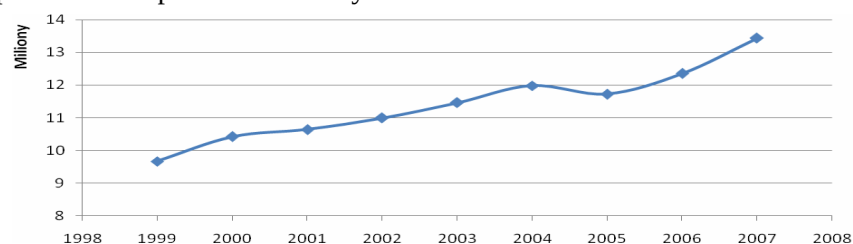
| L.p.  | Otwarty Fundusz Emerytalny      | Liczba prowadzonych rachunków ogółem |
|-------|---------------------------------|--------------------------------------|
| 1     | AEGON OFE                       | 351 622                              |
| 2     | AIG OFE                         | 1 124 811                            |
| 3     | Allianz Polska OFE              | 353 159                              |
| 4     | AXA OFE                         | 731 165                              |
| 5     | Bankowy OFE                     | 472 765                              |
| 6     | Commercial Union OFE BPH CU WBK | 2 851 430                            |
| 7     | Generali OFE                    | 614 953                              |
| 8     | ING OFE*)                       | 2 766 192                            |
| 9     | Nordea OFE                      | 798 663                              |
| 10    | Pekao OFE                       | 332 881                              |
| 11    | OFE Pocztylion                  | 504 462                              |
| 12    | OFE Polsat                      | 323 327                              |
| 13    | OFE PZU „Złota Jesień”          | 2 041 639                            |
| 14    | OFE Skarbiec-Emerytura          | 470 705                              |
| 15    | OFE WARTA*)                     | 336 872                              |
| Razem |                                 | 14 047 253                           |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie informacji Urzędu Nadzoru Finansowego

Ustawa o systemie ubezpieczeń społecznych określa uczestnictwo w II filarze w sposób następujący:

- obowiązkowe – dla osób urodzonych po 31 grudnia 1968 roku,
- fakultatywne – dla osób urodzonych w okresie pomiędzy 1 stycznia 1949 roku a 31 grudnia 1968 roku,
- osoby urodzone przed 1 stycznia 1949 roku nie uczestniczą w II filarze.

Takie określenie warunków uczestnictwa w II filarze wpływa na kształtowanie się struktury klientów zarówno całego rynku OFE jak i poszczególnych Funduszy. Pomimo, że dla osób w wieku powyżej 40 roku życia (czyli urodzonych do 31.12.1968 r.) przynależność do Funduszu nie jest obowiązkowa, to grupa ta stanowi prawie 40% wszystkich klientów OFE.

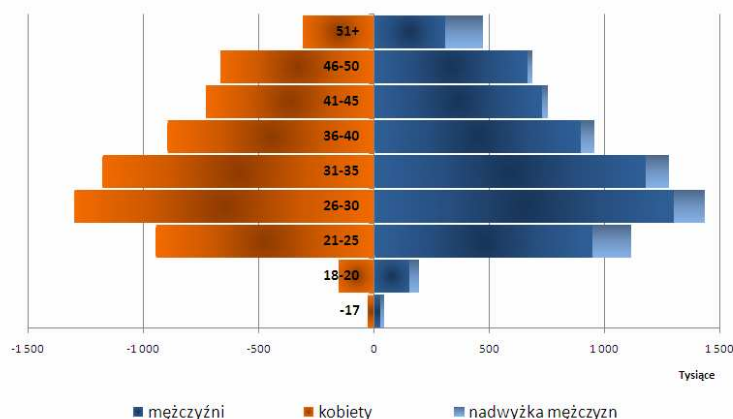


Rys. 1. Liczba członków OFE ogółem w latach 1999-2007. Stan na 31 grudnia  
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Komisji Nadzoru Finansowego

Jak można domniemywać wynika to ze skutecznych akcji marketingowych poszczególnych Funduszy przeprowadzonych zaraz po rozpoczęciu ich funkcjonowania. Wynika to również z potrzeby świadczeniobiorców w zakresie dywersyfikacji źródeł wypłaty przyszłych świadczeń emerytalnych. Niewielki odsetek klientów OFE ze skrajnych przedziałów wieku wynika przede wszystkim:

- w odniesieniu do najmłodszych grup wieku – z ich małego udziału w rynku pracy,
- w odniesieniu do najstarszych grup wieku – ze struktury ludności według wieku oraz braku możliwości członkostwa osób urodzonych przed 1 stycznia 1949 roku (tj. osób, które w 2008 roku osiągnęły wiek 59 lat lub więcej)

Rys. 2. przedstawia strukturę uczestników OFE według wieku i płci. Na koniec 2007 roku największą grupę wśród członków OFE stanowiły osoby w wieku 26–30 lat (21%). Niewiele mniejszy udział miały osoby z następnego przedziału wiekowego 31-35 lat (19%). Udział mężczyzn w rynku OFE jest wyższy we wszystkich grupach wieku (ogółem 53%). Prawidłowość tą notuje się także w najstarszych grupach wieku, w których występuje przewaga liczebna kobiet. Wynika to przede wszystkim ze struktury uczestników rynku pracy według płci, gdzie przeważają mężczyźni (współczynnik aktywności zawodowej jest w tych grupach wieku wyższy dla mężczyzn).



Rys. 2. Piramida wieku członków OFE ogółem. Stan w dniu 31.12.2007

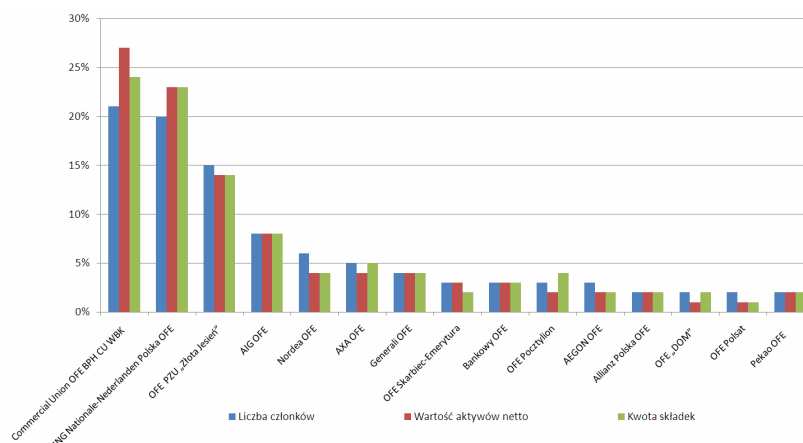
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Komisji Nadzoru Finansowego

Wraz ze wzrostem liczby członków rosną wysokości przekazywanych składek oraz aktywa Funduszy. Jednak rozkład tych wielkości jest nierównomierny. Ponad połowa rynku należy do trzech największych Funduszy: *Commercial Union OFE BPH CU WBK*, *ING Nationale-Nederlanden Polska OFE* oraz *OFE PZU „Złota Jesień”*. Udział w rynku pozostałych jest niewielki, a większości poniżej 5%.

Różnica między udziałem w liczbie członków a udziałem w kwocie składek zauważalna przy niektórych Funduszach (rys. 3) wskazuje na wyższą (lub niższą) od średniej przeciętnej składkę w danym OFE. Najwyższą średnią składką charakteryzują się zatem dwa największe Fundusze a najmniejszą - małe Fundusze nie przekraczające 5% udziału w rynku. Ponadto dwa największe OFE oraz OFE Pocztylion jako jedyne charakteryzują się udziałem wartości aktywów netto przewyższającym udział liczby członków.

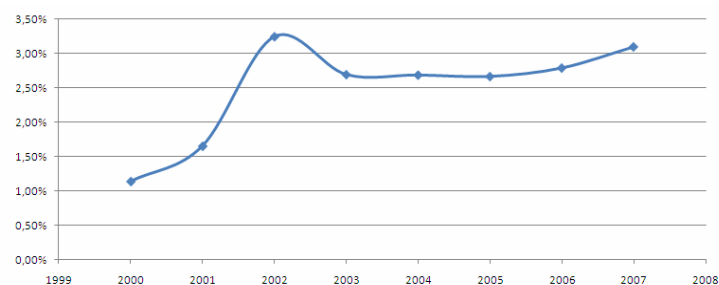
### Transfery OFE

Tendencja zakresie zmian OFE od uruchomienia tego rynku utrzymuje się na zbliżonym ustabilizowanym poziomie nie przekraczającym 3,5% (rys. 4). To przy jednoczesnym stałym wzroście liczby członków OFE pozwala wnioskować o względnej stabilizacji w zakresie zmian członkostwa.



Rys. 3. Procentowy udział w ogółem: liczby członków, składki oraz aktywów netto poszczególnych OFE

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Komisji Nadzoru Finansowego



Rys. 4. Udział zmian członkostwa w ogólnej liczbie członków OFE w latach 2000-2007

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Komisji Nadzoru Finansowego

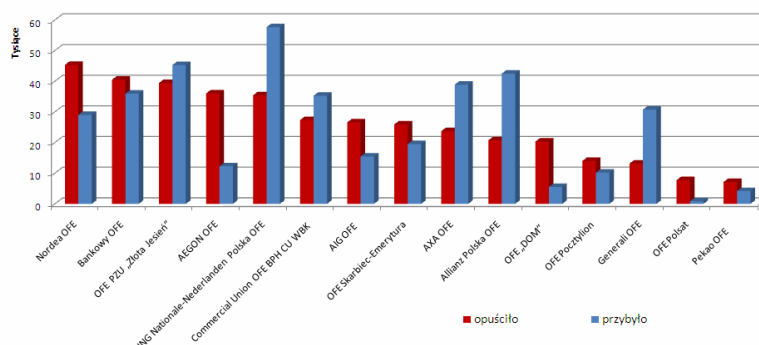
W 2007 roku ponad 380tys. osób zmieniło Fundusz. W wyniku tych transferów najwięcej członków zyskał ING Nationale-Nederlanden Polska OFE (22.257 osób, co i tak stanowiło niewielki odsetek, bo ok 0,86% ogółu jego członków) a najwięcej stracił AEGON OFE (23.734 osób, co w przypadku tej wielkości Funduszu stanowiło poważny odsetek, bo ok. 6,76% ogółu jego członków). Największe transfery brutto (suma opuszczeń i przystąpień w danym OFE) zanotowały dwa z największych Funduszy (ING oraz PZU) oraz wśród małych Funduszy: Bankowy i Nordea (rys. 5 i rys. 6).

W przyszłości Komisja Nadzoru Finansowego zamierza wprowadzić scentralizowany model, w którym zapisy do Funduszu i jego zmiany odbywałyby

się drogą elektroniczną (Internet, telefon czy korespondencyjnie). Wizyta w placówce Funduszu byłaby wówczas ostatecznością. Taki model miałby zapobiegać szkodliwej dla rynku działalności akwizytorów (np. przenoszenie przez akwizytorów większych grup klientów, namawianie przyszłych emerytów do zmiany Funduszu) oraz przyczynić się do zmniejszenia kosztów systemu (generowanych przez konkurencję opartą na sztuczkach marketingowych).

### Efektywność inwestycyjna OFE

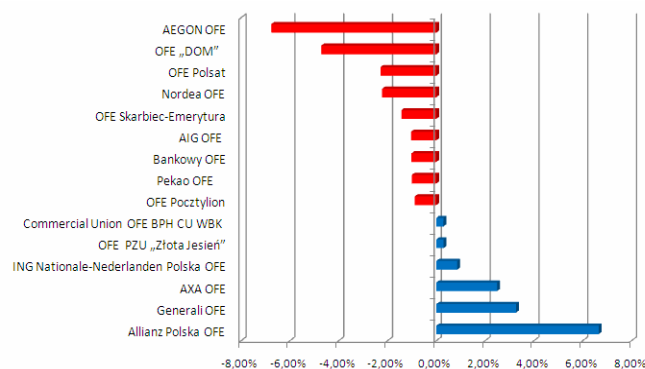
Charakterystyczną cechą rynku OFE w zakresie pomnażania kapitału jest dualny charakter kierunku inwestycyjnego. W portfelach wszystkich Funduszy przeważają bowiem od dłuższego czasu dwa rodzaje aktywów: skarbowe instrumenty dłużne oraz akcje spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (Tabela 2). Jest to efekt, z jednej strony ograniczeń ustawowych w zakresie inwestowania przez OFE, z drugiej zaś wzajemnego naśladownictwa polityki inwestycyjnej przez Fundusze.



Rys. 5. Transfery OFE w 2007 roku według malejącej kolejności liczby opuszczeń

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Komisji Nadzoru Finansowego.

Dokładniej chodzi o naśladowanie trzech największych OFE przez pozostałe. Wiadomo bowiem, że to zaangażowanie na rynku akcji największych funduszy (CU WBK, NN ING oraz PZU „Złota Jesień”) i ich wyniki inwestycyjne przesądzą o wyliczanej co kwartał średniej, a co za tym idzie, także minimalnej stopie zwrotu z inwestycji dla ogółu OFE. Poszczególne Fundusze chcąc uniknąć sytuacji, w której musiałyby dopłacać do wartości jednostek, stosują podobną politykę lokacyjną.



Rys. 6. Udział transferów netto w 2007 roku w liczbie członków OFE na koniec 2007 roku.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Komisji Nadzoru Finansowego

Tabela 2. Struktura portfela inwestycyjnego OFE ogółem.

| AKTYWA                                                 | UDZIAŁ     |            |            |
|--------------------------------------------------------|------------|------------|------------|
|                                                        | 30.06.2006 | 29.06.2007 | 30.06.2008 |
| Akcje NFI                                              | 0,01%      | 0,22%      | 0,29%      |
| Akcje spółek notowanych na regulowanym rynku giełdowym | 33,12%     | 38,27%     | 28,64%     |
| Bony skarbowe                                          | 0,48%      | 0,75%      | 2,82%      |
| Depozyty bankowe i bankowe papiery wartościowe         | 3,15%      | 3,47%      | 4,28%      |
| Obligacje                                              | 62,72%     | 56,75%     | 63,28%     |
| Inne lokaty                                            | 0,51%      | 0,54%      | 0,69%      |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Komisji Nadzoru Finansowego

Z badań nad efektywnością inwestycyjną OFE [Dybał 2007] wynika, że:

- efektywność inwestycyjna w funduszach emerytalnych jest w głównej mierze wynikiem narzuconych funduszom regulacji prawnych oraz interakcji z rynkiem finansowym;
- narzucone funduszom emerytalnym ograniczenia prawne, mające w zamyśle Ustawodawcy prowadzić do bezpiecznych inwestycji, paradoksalnie mogą wywołać skutek przeciwny od zamierzonego.

Analizując strukturę portfeli inwestycyjnych OFE, zwrócono uwagę na stopniowe zacieranie się różnic między funduszami (wskazujące na występowanie efektu naśladownictwa struktury portfeli między funduszami). Porównu-



jąc różnice między funduszami, które ulokowały najmniej i najwięcej w daną kategorię instrumentów finansowych, stwierdzono, że rozpiętości między inwestycjami są z roku na rok coraz mniejsze. Inwestycje badano w latach 1999-2005, w oparciu o następujące kategorie: obligacje, akcje, bony skarbowe, depozyty bankowe. Na koniec 1999 r. rozpiętość inwestycji w kategorii instrumentów finansowych wynosiła odpowiednio: 76,57%, 35,89%, 76,98%, 15,79%. Na koniec 2005 r. rozpiętość inwestycji w kategorii instrumentów finansowych wynosiła już odpowiednio: 6,55%, 8,53%, 2,10%, 6,16%.

#### **Zastosowanie analizy wielowymiarowej do oceny rozrzutu atrakcyjności poszczególnych OFE**

W dyskusjach nad rynkiem OFE często pojawia się zarzut unifikacji całego rynku w wyniku wzajemnego naśladownictwa polityki inwestycyjnej przez poszczególne fundusze, przez co nie ma na tym rynku prawdziwej konkurencji. W badaniu podjęto próbę oceny, czy taki zarzut jest zasadny i czy w wyniku unifikacji mamy do czynienia z brakiem należytej konkurencyjności, a co za tym idzie dla uczestników, brakiem jasnych, merytorycznych podstaw wyboru odpowiedniego funduszu. Zbadano zatem jak bardzo różni się atrakcyjność poszczególnych OFE z punktu widzenia uczestników rynku. Wybrano te wskaźniki (*zmienne*), które z punktu widzenia członka każdego z OFE (*obiekty*) korespondują z trzema głównymi kryteriami:

- efektywność inwestowania (Var1: 36-miesięczna stopa zwrotu OFE za okres od 30-09-2004 do 28-09-2007),
- koszty uczestnictwa (Var2: wskaźnik obciążenia aktywów członków OFE kosztami opłat w 2007r.),
- bezpieczeństwo środków (Var3: wskaźnik pokrycia punktu procentowego stopy zwrotu OFE płynnymi aktywami PTE w 2007r.).

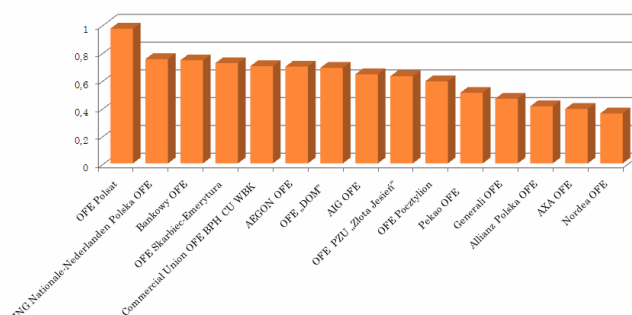
Zastosowano metodę wielowymiarowej analizy porównawczej, przy wykorzystaniu wskaźników przedstawionych przez Departament Nadzoru Inwestycji Emerytalnych KNF za 2007 rok<sup>1</sup>. Oparto się na uogólnionej mierze odległości – GDM (szczegółowo procedurę tą opisano w: Walesiak 2006) jako syntetycznym mierniku rozwoju w metodzie porządkowania liniowego. Konstrukcja

<sup>1</sup> Por. *Sytuacja Finansowa Powszechnych Towarzystw Emerytalnych w 2007 roku*, DNIE KNF, Warszawa 2008

jednego syntetycznego miernika, będącego wypadkową wielu zmiennych, pozwala poklasyfikować Otwarte Fundusze Emerytalne i wybrać najlepsze. W pracy zaproponowano oparcie tego miernika na uogólnionym współczynniku korelacji obejmującym współczynnik korelacji liniowej Pearsona oraz współczynnik korelacji tau Kendalla (Kendall 1955).

### Ocena wyników zastosowanej miary

W wyniku zastosowania wspomnianej procedury uzyskano klasyfikację Otwartych Funduszy Emerytalnych ze względu na stopień spełnienia założonych kryteriów. Wyniki potwierdziły wysoką pozycję lidera i jednocześnie jednego z najmniejszych Funduszy na polskim rynku - OFE Polsat (wartość miary  $d_{i0}^*$  bliska 1). Następne Fundusze plasują się już niżej (w przedziale 0,6-0,8), a najslabsze nie przekraczają poziomu 0,4.



Rys. 7. Klasyfikacja OFE przy użyciu miary GDM

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Komisji Nadzoru Finansowego

Widoczny rozrzut wartości miary wskazuje na rzeczywiste zróżnicowanie Funduszy i nie potwierdza tezy o unifikacji rynku OFE. Nasuwa się natomiast wniosek, że wybór funduszu powinien być zawsze poprzedzony dogłębną analizą całego rynku.

### Literatura

1. Kendall M.G., *Rank correlation methods*, Griffin, London 1955.
2. Dybała M., *Analiza uwarunkowań efektywności inwestycyjnej w funduszach emerytalnych*, praca doktorska, Szczecin 2007.

3. Obidziński P., Kamińska M., *Demograficzne uwarunkowania funkcjonowania rynku Otwartych Funduszy Emerytalnych*, Interdyscyplinarne Wykorzystanie Metod Ilościowych, Szczecin, 2006.
4. Obidziński P., Putek-Szeląg E., *Znaczenie Otwartych Funduszy Emerytalnych w świadczeniach przyszłych emerytów*, Rynek Kapitałowy – skuteczne inwestowanie, Część II, Szczecin 2004.
5. Walesiak M., *Uogólniona miara odległości w statystycznej analizie wielowymiarowej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 2006.
6. *Sytuacja finansowa Powszechnych Towarzystw Emerytalnych w 2007 roku*. Komisja Nadzoru Finansowego, Departament Nadzoru Inwestycji Emerytalnych, Warszawa 2008.
7. Ustawa z dnia 13 października 1998 r. o systemie ubezpieczeń społecznych (Dz.U. 1998 nr 137 poz. 887, z późniejszymi zmianami).
8. Ustawa z dnia 28 sierpnia 1997 roku o organizacji i funkcjonowaniu funduszy emerytalnych (Dz. U. Nr 139, poz. 934, z późniejszymi zmianami).
9. Komisja Nadzoru Finansowego, Główny Urząd Statystyczny

### STRESZCZENIE

Przedmiotem pracy jest analiza trendów na rynku OFE oraz klasyfikacja Funduszy. Celem badania jest dostarczenie wiedzy potrzebnej do rzetelnego wyboru Funduszu.

### STATISTICAL ANALYSIS OF THE OPEN PENSION FUND MARKET

#### SUMMARY

The goal of this paper is an Open Pension Fund market analysis.

*Translated by P. Obidziński*

*Mgr Piotr Obidziński*  
Uniwersytet Szczeciński  
piotrobi@uoo.univ.szczecin.pl

PIOTR PŁUCIENNIK

**SKOKI W PROCESACH GENERUJĄCYCH DANE NA POLSKIM  
RYNKU FINANSOWYM<sup>1</sup>****Wstęp**

Modele finansowych procesów stochastycznych z czasem ciągłym zakładają, że logarymiczne ceny instrumentów finansowych są opisane za pomocą następującego modelu dyfuzji

$$\begin{cases} dX(t) = \mu(X(t), t)dt + \sigma(X(t), t)dB(t) \\ X(0) = X_0 \end{cases},$$

gdzie proces  $\mu(X(t), t)$  ma lokalnie ograniczoną wariancję,  $\sigma(X(t), t)$  jest procesem ściśle dodatnim i prawostronnie ciągłym z lewostronnymi granicami,  $B(t)$  jest ruchem Browna. Podejście to znacznie zyskało na znaczeniu w latach siedemdziesiątych dwudziestego wieku, gdy Black i Scholes (1973, 1976) oraz Merton (1974) wykorzystali je do wyceny opcji oraz konstrukcji strategii zabezpieczających. Występująca w większości szeregów czasowych leptokurtoza stała się motywacją do dyskusji nad modyfikacją szeroko stosowanych w ostatnich latach ciągłych modeli dyfuzji. Właściwym rozwiązaniem problemu wydają się być modele dyfuzji ze skokami. Zakładają one, że proces cen logarymicznych są procesami prawostronnie ciągłymi z lewostronnymi granicami (càdlàg) opisanymi następującym stochastycznym równaniem różniczkowym

$$\begin{cases} dX(t) = \mu(X(t), t)dt + \sigma(X(t), t)dB(t) + c(t)dq(t) \\ X(0) = X_0 \end{cases}, \quad (1)$$

gdzie  $dq(t)$  jest skokowym procesem przyjmujący wartość 1 w sytuacji, gdy w momencie  $t$  wystąpi skok, i 0, w przeciwnym wypadku, natomiast  $c(t)$  jest sko-

<sup>1</sup> Praca finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2010 w ramach projektu NN 111 1256  
33

kiem, który definiujemy jako różnicę prawostronnej i lewostronnej granicy procesu  $X(t)$ . Występowanie skoków opiszemy rozkładem Poissona będącym dyskretnym procesem z czasem ciągłym. Celem pracy jest weryfikacja występowania skoków w procesach generujących dane na polskim rynku finansowym. Częstość ich obecności może stać się motywacją do modelowania tych procesów za pomocą modeli dyfuzji ze skokami, a w konsekwencji ich bardziej precyzyjnego opisu. Jednocześnie duży nacisk został położony na zminimalizowanie wpływu zaburzeń mikrostruktury rynku na wyniki przeprowadzonych badań.

#### Testy na występowanie skoków Barndorff-Nielsen i Shepharda (2006)

W tym rozdziale zostaną opisane wprowadzone przez Barndorff-Nielsen i Shepharda (2006) metody testowania występowania skoków. Koncepcja konstrukcji testów opiera wprowadzonej przez Barndorff-Nielsen i Shepharda (2004, 2006) teorii wariacji wielopotęgowej. Szczególne znaczenie ma tutaj wariacja dwupotęgowa. Wariacją dwupotęgową procesu  $X$  dla  $r \geq 0$  i  $s \geq 0$  nazywamy wyrażenie

$$\{X\}_t^{[r,s]} = \text{plim}_{\delta \rightarrow 0} \delta^{1-(r+s)/2} \sum_{j=1}^{[t/\delta]-1} |y_{j,\delta}|^r |y_{j+1,\delta}|^s,$$

o ile istnieje. W praktyce w sytuacji dostępności dyskretnego zbioru notowań proces wariacji dwupotęgowej może być estymowany przez zrealizowany proces wariacji dwupotęgowej wyrażony wzorem

$$\{X_\delta\}_t^{[r,s]} = \sum_{j=1}^{[t/\delta]-1} |y_{j,\delta}|^r |y_{j+1,\delta}|^s. \quad (2)$$

Barndorff-Nielsen i Shephard (2004) wykazali, że w sytuacji gdy w procesie występują skoki wariacja zrealizowana będąca sumą podniesionych do kwadratów zwrotów w pewnym przedziale czasowym jest estymatorem sumy zmienności scałkowanej oraz podniesionych do kwadratów skoków, natomiast zrealizowana wariacja dwupotęgowa będąca sumą iloczynów następujących po sobie bezwzględnych zwrotów przybliża zmienność scałkowaną bez skoków. Wobec tego mamy

$$\{X\}_t^{[1,1]} = \mu_1^2 \int_0^t \sigma^2(s) ds \text{ i } [X]_t = \int_0^t \sigma^2(s) ds + \sum_{j=1}^{N(t)} c_j,$$

gdzie

$$\mu_r = E |u|^r = \frac{2^{r/2}}{\sqrt{\pi}} \Gamma\left(\frac{1}{2}(r+1)\right), \text{ dla } r > 0, \text{ przy czym } u \sim N(0,1).$$

Jak łatwo zauważyć, różnica pomiędzy wprowadzoną przez Andersena i Bollersleva (1998) wariancją zrealizowaną i zrealizowaną wariacją dwupotęgową estymuje sumę kwadratów skoków. Wobec tego naturalnym wydaje się wprowadzenie statystyki testowej opartej właśnie na tej różnicy. Ponadto Barndorff-Nielsen i Shephard (2006) zaproponowali również statystykę bazującą na ilorazie zrealizowanej wariacji dwupotęgowej i wariancji zrealizowanej. Autorzy wykazali, że jeśli w procesie  $X$  nie występują skoki oraz spełnione są pewne warunki regularności, wówczas przy  $\delta \rightarrow 0$  zachodzą wzory:

$$G = \delta^{-1/2} (\mu_1^{-2} \{X_\delta\}_t^{[1,1]} - \{X_\delta\}_t) / \sqrt{\int_0^t \sigma^4(s) ds} \xrightarrow{L} N(0, \nu) \quad (3)$$

oraz

$$H = \delta^{-1/2} \left( \frac{\mu_1^{-2} \{X_\delta\}_t^{[1,1]}}{\{X_\delta\}_t} - 1 \right) / \sqrt{\int_0^t \sigma^4(s) ds / \left\{ \int_0^t \sigma^2(s) ds \right\}^2} \xrightarrow{L} N(0, \nu) \quad (4)$$

gdzie  $\nu = \frac{\pi^2}{4} + \pi - 5$ .

Z uwagi na nieobserwowalność kwartyczności statystyki (3) i (4) nie mogłyby być stosowane w praktyce. W takiej sytuacji pomocne są własności wariacji trójpotęgowej. Huang i Tauchen (2005) zaproponował by kwartyczność estymować za pomocą wariacji trójpotęgowej, wykorzystując następującą zależność

$$\{X_\delta\}_t^{[4/3, 4/3, 4/3]} = \delta^{-1} \sum_{j=1}^{\lfloor t/\delta \rfloor - 2} |y_{j,i}|^{4/3} |y_{j+1,i}|^{4/3} |y_{j+2,i}|^{4/3} \xrightarrow{P} \mu_{4/3}^3 \int_0^t \sigma^4(s) ds. \quad (5)$$

Barndorff-Nielsen i Shephard (2006) oraz Andersen Bollerslev i Diebold (2003) zastosowali w tym celu wariację czteropotęgową korzystając z relacji

$$\{X_\delta\}_t^{[1,1,1,1]} = \delta^{-1} \sum_{j=1}^{\lfloor t/\delta \rfloor - 3} |y_{j,i}|^1 |y_{j+1,i}|^1 |y_{j+2,i}|^1 |y_{j+3,i}|^1 \xrightarrow{P} \mu_1^4 \int_0^t \sigma^4(s) ds. \quad (6)$$

W niniejszej pracy będziemy estymować kwartyczność za pomocą wariacji trójpotęgowej. Wobec tego możliwe jest wyznaczenie przybliżonych wartości statystyk testowych (3) i (4), które przyjmą teraz postać

$$\hat{G} = \frac{(\mu_1^{-2} \{X_\delta\}_t^{[1,1]} - \{X_\delta\}_t)}{\sqrt{\delta \mu_1^{-4} \{X_\delta\}_t^{[4/3, 4/3, 4/3]}}} \xrightarrow{L} N(0, \nu) \quad (2)$$

i

$$\hat{H} = \frac{1}{\sqrt{\delta \{X_\delta\}_t^{[4/3, 4/3, 4/3]} / \{\{X_\delta\}_t^{[1,1]}\}^2}} \left( \frac{\mu_1^{-2} \{X_\delta\}_t^{[1,1]}}{\{X_\delta\}_t} - 1 \right) \xrightarrow{L} N(0, \nu). \quad (8)$$

W pracy Huang i Tauchena (2005) znajdujemy pewną modyfikację stosowanych w powyższych statystykach estymatorów zrealizowanych wariacji wielopotęgowych. Autorzy zaproponowali by w celu uniknięcia niedoszacowania zrealizowane wariacje dwu-, trój-, i czteropotęgową mnożyć odpowiednio przez czynniki skalujące  $[t/\delta]/[(t/\delta)-1]$ ,  $[t/\delta]/[(t/\delta)-2]$  i  $[t/\delta]/[(t/\delta)-1]$ .

Statystyki (7) i (8) odrzucają hipotezę zerową o niewystępowaniu skoków, jeżeli przyjmują wartość istotnie ujemną. Huang i Tauchen (2005) przedstawili znormalizowaną wersję statystyki (7). Przyjmuje on postać

$$\frac{(\mu_1^{-2}\{X_\delta\}_t^{[1,1]} - \{X_\delta\}_t)}{\sqrt{\delta\nu\mu_1^{-4}\{X_\delta\}_t^{[4/3,4/3,4/3]}}} \xrightarrow{L} N(0,1).$$

Logarytmiczna wersja powyższej statystyki została wyznaczona za pomocą metody delta przez Barndorff-Nielsen i Shepharda (2004). Po znormalizowaniu można zapisać ją w następujący sposób

$$\frac{\log(\mu_1^{-2}\{X_\delta\}_t^{[1,1]}) - \log(\{X_\delta\}_t)}{\sqrt{\delta\nu\{X_\delta\}_t^{[4/3,4/3,4/3]}/\{\{X_\delta\}_t^{[1,1]}\}^2}} \xrightarrow{L} N(0,1).$$

Barndorff-Nielsen i Shephard (2006) oraz Huang i Tauchen (2005) sugerują, że logarytmiczna wersja statystyki lepiej sprawdzają się w praktyce. W szczególności przy ich stosowaniu znika problem zbyt częstego odrzucenia hipotezy zerowej o niewystępowaniu skoków. Znormalizowana wersja statystyki (7) dana jest wzorem

$$\frac{c_j^R}{\sqrt{\delta\nu\max[1, \{X_\delta\}_t^{[4/3,4/3,4/3]}/\{\{X_\delta\}_t^{[1,1]}\}^2]}} \xrightarrow{L} N(0,1),$$

gdzie  $c_j^R = [\mu_1^{-2}\{X_\delta\}_t^{[1,1]} - \{X_\delta\}_t]/\{X_\delta\}_t$  jest tzw. skokiem relatywnym.

### Wpływ zaburzeń mikrostruktury rynku na wariacje wielopotęgowe

Jak wiadomo, rzeczywisty logarytmiczny proces ceny, a więc w konsekwencji także rzeczywiste zwroty tego procesu, są zaburzone takimi czynnikami jak dostępność notowań w dyskretnych odstępach czasowych, czy różnice w cenach oferowanych przez nabywcę i sprzedającego. Na skalę zaburzeń wpływ ma dobór odpowiedniej częstotliwości notowań. Z jednej strony mogłoby się wydawać, że należałoby wykorzystać dane o możliwie wysokiej częstotliwości, z drugiej okazuje się jednak, że takie dane są zanieczyszczone dużym szumem, wynikającym z silnej autokorelacji zwrotów wysokiej częstotliwości. W pra-

cach Aït-Sahalii, Mykland i Zhanga (2005), Bandiego i Russella (2004) oraz Zhang Aït-Sahalii i Mykland (2005) założono, proces cen logarytmicznych wyraża się wzorem

$$S_t = S_t^* + v_t,$$

gdzie  $S_t^*$  jest rzeczywistym nieobserwowalnym procesem cen logarytmicznych, natomiast  $v$  białym szumem. Wobec powyższego zwrot na przedziale można zapisać w następujący sposób

$$r_{t,\delta} = S_t^* - S_{t-\delta}^* + v_t - v_{t-\delta} = r_{t,\delta}^* + \eta_{t,\delta},$$

gdzie  $r_{t,\delta}^*$  jest rzeczywistym nieobserwowalnym zwrotem, natomiast  $\eta_{t,\delta}$  jest procesem MA(1). Zbyt mała wartość  $\delta$  generuje przewartościowanie wartości oczekiwanych z zwrotów.

$$E|r_{t,\delta}| = E|r_{t,\delta}^* + \eta_{t,\delta}|.$$

Ponadto silna autokorelacja szeregu  $\eta_{t,\delta}$  zwiększa dodatkowo powiązanie dowolnych kolejnych zwrotów  $r_{t+\delta,\delta}$  i  $r_{t+\delta(j-1),\delta}$ . Staje się to kolejnym źródłem obciążenia estymatorów wariacji wielopotęgowych.

Aby uniknąć niepożądanych autokorelacji pomiędzy sąsiednimi zwrotami intraday Andersen, Bollerslev i Diebold (2005) wprowadził tzw. przesunięte wariacje wielopotęgowe. Przy ich konstrukcji stosuje się zamiast iloczynów kolejnych zwrotów, iloczyny zwrotów przesuniętych względem siebie o dwie pozycje. Dodatkowo w celu uniknięcia niedoszacowania estymatorów wariacji wielopotęgowych zostają one przeskalowane w ten sam sposób co w pracy Huang i Tauchena (2005). Wówczas odpowiednio wariacje dwu-, trój-, i czteropotęgowe wyrażają się odpowiednio wzorami

$$\{X_\delta\}_t^{[1,1]} = \delta^{-1} \frac{t/\delta}{(t/\delta)-2} \sum_{j=1}^{[t/\delta]-2} |y_{j,i}|^1 |y_{j+2,i}|^1,$$

$$\{X_\delta\}_t^{[4/3,4/3,4/3]} = \delta^{-1} \frac{t/\delta}{(t/\delta)-4} \sum_{j=1}^{[t/\delta]-4} |y_{j,i}|^{4/3} |y_{j+2,i}|^{4/3} |y_{j+4,i}|^{4/3}$$

oraz

$$\{X_\delta\}_t^{[1,1,1,1]} = \delta^{-1} \frac{t/\delta}{(t/\delta)-6} \sum_{j=1}^{[t/\delta]-6} |y_{j,i}|^1 |y_{j+2,i}|^1 |y_{j+4,i}|^1 |y_{j+6,i}|^1.$$

Jak wykazali Barndorff-Nielsen i Shephard (2004) statystyka testowa (8) z zastosowanymi przesuniętymi wariacjami wielopotęgowymi jako estymatorami zmienności skalkowanej i kwartyczności zachowuje asymptotyczny rozkład normalny, dlatego w części empirycznej pracy wykorzystamy również ilorazo-



wą statystykę testową z przesuniętymi wariacjami wielopotęgowymi. Ponadto przeprowadzone przez Huanga i Tauchena (2005) symulacje Monte Carlo dowodzą, że daje ona zaskakująco dobre rezultaty.

### Dane

W pracy badamy występowanie skoków w procesach cen logarytmicznych z polskiego rynku kapitałowego. Bierzemy pod uwagę szereg logarytmicznych notowań indeksu WIG20 z okresu 02.01.2004 – 29.12.2006 (757 notowań dziennych) oraz logarytmicznych kursów walutowych EURPLN i USDPLN z okresu 02.01.2004 – 29.12.2006 (odpowiednio 772 i 768 notowań dziennych). Skoki testowane są w okresach dziennych. Do wyznaczenia dziennych zmienności zrealizowanej i wariacji wielopotęgowych wykorzystano odpowiednio w przypadku indeksu WIG20 zwroty pięcio-, dziesięcio-, dwudziesto- i czterdziesto minutowe natomiast dla kursów walutowych zwroty dziesięciominutowe, półgodzinne i godzinne. Podstawowe charakterystyki badanych szeregów zwrotów logarytmicznych oraz dane przedstawione są w poniższych tabelach 1 i 2.

Tabela 1. Podstawowe charakterystyki szeregów logarytmicznych notowań indeksu WIG20 oraz kursów EURPLN

| Szereg notowań | liczba obs. | średnia | odch. std. | skośność | kurtoza | min.   | maks.  |
|----------------|-------------|---------|------------|----------|---------|--------|--------|
| WIG20 5 min.   | 57010       | 7,7233  | 0,2360     | 0,1767   | 1,4785  | 7,3633 | 8,1404 |
| WIG20 10 min.  | 28506       | 7,7233  | 0,2360     | 0,1767   | 1,4785  | 7,3635 | 8,1375 |
| WIG20 20 min.  | 14252       | 7,7233  | 0,2360     | 0,1766   | 1,4786  | 7,3650 | 8,1403 |
| WIG20 40 min.  | 7126        | 7,7233  | 0,2360     | 0,1765   | 1,4783  | 7,3673 | 8,1403 |
| EURPLN 10 min. | 45324       | 1,4318  | 0,0803     | 0,6103   | 1,9500  | 1,3219 | 1,5967 |
| EURPLN 30 min. | 15108       | 1,4318  | 0,0803     | 0,6105   | 1,9504  | 1,3223 | 1,5944 |
| EURPLN 60 min. | 7054        | 1,4381  | 0,0795     | 0,5378   | 1,8601  | 1,3223 | 1,5943 |
| USDPLN 10 min. | 41472       | 1,1988  | 0,0850     | 0,6752   | 2,4777  | 1,0481 | 1,4021 |
| USDPLN 30 min. | 13824       | 1,1988  | 0,0849     | 0,6755   | 2,4783  | 1,0481 | 1,4017 |
| USDPLN 60 min. | 6912        | 1,1988  | 0,0849     | 0,6756   | 2,4786  | 1,0490 | 1,4002 |

### Badania empiryczne

W tabeli 3 przedstawione są podstawowe charakterystyki dla szeregu dziennych wariancji zrealizowanych (RV), przemnożonych przez  $\mu_1^{-2}$  dziennych wariacji dwupotęgowych (BV), przeskalowanych wariacji dwupotęgowych (BV\*), przesuniętych wariacji dwupotęgowych (BV\*\*), przemnożonych przez

$\mu_{4/3}^{-3}$  wariacji trójpotęgowych (TQ), przeskalowanych wariacji trójpotęgowych (TQ\*) oraz przesuniętych wariacji trójpotęgowych (TQ\*\*) indeksu WIG20 i kursów EURPLN i USDPLN wyznaczonych na bazie notowań śróddziennych różnych częstotliwości.

Tabela 2. Podstawowe charakterystyki szeregów logarytmicznych zwrotów indeksu WIG20 oraz kursów EURPLN

| Szereg zwrotów | liczba obs. | średnia | odch. std. | sko-śność | kurtoza | min.    | maks.  |
|----------------|-------------|---------|------------|-----------|---------|---------|--------|
| WIG20 5 min.   | 57009       | 0,0007  | 0,1301     | -0,0770   | 8,9422  | -1,6520 | 1,3182 |
| WIG20 10 min.  | 28505       | 0,0009  | 0,1813     | -0,1262   | 7,9641  | -1,7970 | 1,6185 |
| WIG20 20 min.  | 14251       | 0,0046  | 0,2930     | -0,1824   | 23,570  | -5,1875 | 4,6604 |
| WIG20 40 min.  | 7125        | 0,0044  | 0,3254     | -0,3173   | 7,9470  | -2,6670 | 2,4845 |
| EURPLN 10 min. | 45323       | -0,0005 | 0,0796     | 0,4231    | 20,3282 | -1,2877 | 1,4939 |
| EURPLN 30 min. | 15107       | -0,0042 | 0,1682     | 0,0763    | 6,1152  | -1,2446 | 1,0276 |
| EURPLN 60 min. | 7053        | -0,0004 | 0,1301     | 0,4796    | 12,0013 | -1,2027 | 1,5873 |
| USDPLN 10 min. | 41471       | -0,0004 | 0,0908     | -0,0405   | 11,3162 | -1,1092 | 1,0199 |
| USDPLN 30 min. | 13823       | -0,0042 | 0,1682     | 0,0763    | 6,1152  | -1,2446 | 1,0276 |
| USDPLN 60 min. | 6911        | -0,0012 | 0,1570     | 0,0522    | 7,9877  | -1,4873 | 1,2129 |

W tabeli 4 przedstawiona jest liczba wykrytych skoków w szeregach czasowych dla poszczególnej częstotliwości danych w zależności od zastosowanego estymatora zmienności scałkowanej i kwartyczności dla poziomów ufności 95% i 99%.

We wszystkich przypadkach liczba wykrytych skoków jest znacznie większa w sytuacji zastosowania statystyki liniowej. Jest to empiryczne potwierdzenie wniosku postawionego przez Barndorff-Nielsen i Shepharda (2006) oraz Huanga Tauchena (2005), mówiącego o zbyt częstym odrzuceniu hipotezy zerowej dla statystyki liniowej. Jednocześnie można zauważyć, że statystyka ilorazowa odrzuca hipotezę zerową znacznie rzadziej niż dwie pozostałe statystyki, niemniej liczba wykrytych skoków jest nieco większa jeśli jako estymatory zmienności scałkowanej i kwartyczności zastosujemy przesunięte wariacje wielopotęgowy. Również stosowanie nieprzeskalowanych wariacji wielopotęgowych jako estymatorów zmienności scałkowanej i kwartyczności, powoduje przeszacowanie liczby wykrytych skoków.

Jest to następstwem sztucznego zaniżenia estymacji tych wielkości, czego konsekwencją jest zawyżenie różnicy pomiędzy wariancją zrealizowaną, a estymacją zmienności scałkowanej lub logarytmami tych wielkości, na których

oparte są statystyki testowe. Porównując zamieszczone w tabeli 3 charakterystyki zrealizowanych przeskalowanych i przesuniętych wariacji dwu- oraz trójpotęgowych wyznaczonych dla różnych częstotliwości danych można zauważyć obciążenie estymacji szumem wynikającym z autokorelacji sąsiednich zwrotów. Efekt ten uwidacznia się najsilniej w okresach dużej zmienności. Jego występowanie jest uzasadnieniem stosowania ilorazowej statystyki z przesuniętymi wariacjami wielopotęgowymi.

Tabela 3. Średnie ( $\mu$ ) i wariancje ( $\sigma^2$ ) wariacji zrealizowanej i zrealizowanych wariacji wielopotęgowych dla szeregów notowań intraday indeksu WIG20 oraz dla kursów EURPLN i USDPLN różnych częstotliwości

| Szereg notowań    |            | RV     | BV     | BV*    | BV**   | TQ     | TQ*    | TQ**   |
|-------------------|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| WIG20<br>5 min.   | $\mu$      | 1,2752 | 1,1457 | 1,1609 | 1,1067 | 3,0644 | 3,1454 | 1,1067 |
|                   | $\sigma^2$ | 1,0817 | 0,8882 | 0,9108 | 0,8260 | 104,84 | 110,29 | 0,8260 |
| WIG20<br>10 min.  | $\mu$      | 1,2380 | 1,0888 | 1,1181 | 1,0477 | 2,7487 | 2,8972 | 1,0477 |
|                   | $\sigma^2$ | 1,2607 | 1,0831 | 1,1394 | 1,1087 | 172,79 | 191,47 | 1,1087 |
| WIG20<br>20 min.  | $\mu$      | 1,1494 | 0,9622 | 1,0155 | 0,9352 | 1,7996 | 2,0055 | 0,9352 |
|                   | $\sigma^2$ | 1,1710 | 0,9411 | 1,0435 | 0,8906 | 44,957 | 55,570 | 0,8906 |
| WIG20<br>40 min.  | $\mu$      | 0,9951 | 0,7198 | 0,8041 | 0,7561 | 0,7861 | 0,9899 | 0,7561 |
|                   | $\sigma^2$ | 1,0940 | 0,5731 | 0,7097 | 0,6773 | 7,1329 | 11,181 | 0,6773 |
| EURPLN<br>10 min. | $\mu$      | 0,3321 | 0,2896 | 0,2946 | 0,2784 | 0,2098 | 0,2160 | 0,1766 |
|                   | $\sigma^2$ | 0,0757 | 0,0479 | 0,0492 | 0,0449 | 0,3467 | 0,3625 | 0,2491 |
| EURPLN<br>30 min. | $\mu$      | 0,3317 | 0,2581 | 0,2720 | 0,2527 | 0,1274 | 0,1404 | 0,1066 |
|                   | $\sigma^2$ | 0,1056 | 0,0503 | 0,0553 | 0,0546 | 0,1729 | 0,2087 | 0,1157 |
| EURPLN<br>60 min. | $\mu$      | 0,2772 | 0,2182 | 0,2428 | 0,2237 | 0,0874 | 0,1046 | 0,0776 |
|                   | $\sigma^2$ | 0,0743 | 0,0567 | 0,0673 | 0,0543 | 0,1489 | 0,1899 | 0,1054 |
| USDPLN<br>10 min. | $\mu$      | 0,4449 | 0,3828 | 0,3901 | 0,3723 | 0,2599 | 0,2699 | 0,2440 |
|                   | $\sigma^2$ | 0,0765 | 0,0512 | 0,0532 | 0,0506 | 0,2128 | 0,2295 | 0,2686 |
| USDPLN<br>30 min. | $\mu$      | 0,4437 | 0,3722 | 0,3941 | 0,3733 | 0,2152 | 0,2421 | 0,1876 |
|                   | $\sigma^2$ | 0,1104 | 0,0745 | 0,0835 | 0,0766 | 0,2070 | 0,2620 | 0,2212 |
| USDPLN<br>60 min. | $\mu$      | 0,4457 | 0,3438 | 0,3867 | 0,3619 | 0,1492 | 0,1918 | 0,1565 |
|                   | $\sigma^2$ | 0,1441 | 0,0881 | 0,1115 | 0,1042 | 0,1284 | 0,2122 | 0,1500 |

## Wnioski

Przeprowadzone badania empiryczne mogą sugerować, że w procesach generujących dane na polskim rynku finansowym skoki są dość częstym zjawiskiem. Hipoteza zerowa o niewystępowaniu skoków w badanych procesach cen została odrzucona nawet w 40% przypadków. Sugeruje to zasadność stosowania

do modelowania logarytmicznych cen instrumentów z polskiego rynku finansowego skokowych modeli dyfuzji.

Tabela 4. Liczba wykrytych skoków w szeregach notowań intraday indeksu WIG20, oraz kursów EURPLN i USDPLN różnych częstotliwości w zależności od poziomu ufności i zastosowanych estymatorów zmienności scałkowanej i kwartyczności

| Szereg notowań    | Estymatory zm. scałk. i kwartyczności | Statystyka liniowa |      | Statystyka logarytmiczna |      | Statystyka ilorazowa |      |
|-------------------|---------------------------------------|--------------------|------|--------------------------|------|----------------------|------|
|                   |                                       | 0,95               | 0,99 | 0,95                     | 0,99 | 0,95                 | 0,99 |
| WIG20<br>5 min.   | BV, TQ                                | 265                | 171  | 242                      | 140  | 208                  | 99   |
|                   | BV*, TQ*                              | 232                | 149  | 218                      | 128  | 190                  | 89   |
|                   | BV**, TQ**                            | -                  | -    | -                        | -    | 253                  | 189  |
| WIG20<br>10 min.  | BV, TQ                                | 256                | 166  | 234                      | 131  | 173                  | 80   |
|                   | BV*, TQ*                              | 225                | 137  | 190                      | 112  | 146                  | 69   |
|                   | BV**, TQ**                            | -                  | -    | -                        | -    | 188                  | 146  |
| WIG20<br>20 min.  | BV, TQ                                | 269                | 203  | 244                      | 165  | 169                  | 83   |
|                   | BV*, TQ*                              | 217                | 169  | 200                      | 143  | 138                  | 65   |
|                   | BV**, TQ**                            | -                  | -    | -                        | -    | 113                  | 108  |
| WIG20<br>40 min.  | BV, TQ                                | 351                | 290  | 317                      | 243  | 185                  | 69   |
|                   | BV*, TQ*                              | 274                | 225  | 246                      | 178  | 140                  | 52   |
|                   | BV**, TQ**                            | -                  | -    | -                        | -    | 52                   | 80   |
| EURPLN<br>10 min. | BV, TQ                                | 259                | 174  | 235                      | 143  | 201                  | 105  |
|                   | BV*, TQ*                              | 235                | 150  | 219                      | 129  | 174                  | 92   |
|                   | BV**, TQ**                            | -                  | -    | -                        | -    | 247                  | 199  |
| EURPLN<br>30 min. | BV, TQ                                | 317                | 242  | 292                      | 196  | 200                  | 89   |
|                   | BV*, TQ*                              | 259                | 200  | 239                      | 158  | 167                  | 75   |
|                   | BV**, TQ**                            | -                  | -    | -                        | -    | 227                  | 230  |
| EURPLN<br>60 min. | BV, TQ                                | 324                | 271  | 299                      | 208  | 152                  | 51   |
|                   | BV*, TQ*                              | 254                | 189  | 216                      | 148  | 104                  | 28   |
|                   | BV**, TQ**                            | -                  | -    | -                        | -    | 155                  | 57   |
| USDPLN<br>10 min. | BV, TQ                                | 277                | 197  | 253                      | 171  | 177                  | 83   |
|                   | BV*, TQ*                              | 249                | 170  | 207                      | 149  | 146                  | 73   |
|                   | BV**, TQ**                            | -                  | -    | -                        | -    | 196                  | 198  |
| USDPLN<br>30 min. | BV, TQ                                | 257                | 191  | 230                      | 156  | 161                  | 69   |
|                   | BV*, TQ*                              | 206                | 156  | 184                      | 124  | 126                  | 54   |
|                   | BV**, TQ**                            | -                  | -    | -                        | -    | 149                  | 152  |
| USDPLN<br>60 min. | BV, TQ                                | 303                | 234  | 265                      | 200  | 138                  | 39   |
|                   | BV*, TQ*                              | 219                | 178  | 202                      | 141  | 99                   | 30   |
|                   | BV**, TQ**                            | -                  | -    | -                        | -    | 147                  | 202  |

Dodatkowo przemawia za tym silna leptokurtoza w szeregach zwrotów logarytmicznych. Częstotliwość danych nie ma zasadniczego wpływu na otrzymane wyniki. Rozbieżności w liczbie wykrytych skoków oscylują w granicach 10-20% i są uzależnione jedynie od precyzji estymacji wariancji zrealizowanej oraz zrealizowanych wariacji wielopotęgowych. Jedynie dla szeregów 20 i 40 minutowych logarytmicznych notowań indeksu WIG20 i 60 minutowych logarytmicznych kursów EURPLN da się obserwować niedoszacowanie tych wielkości wynikające ze zbyt małej częstotliwości danych.

### Literatura

1. Aït-Sahalia Y., Mykland P.A., Zhang L., *How Often to Sample a Continuous-Time Process in the Presence of Market Microstructure Noise*, Review of Financial Studies, 2005, 18, 351-416.
2. Andersen T.G., Bollerslev T., *Answering the skeptics: yes, standard volatility models do provide accurate forecasts*, International Economic Review, 1998, 39.
3. Andersen T.G., Bollerslev T., Diebold F.X., *Some Like It Smooth, and Some Like It Rough: Untangling Continuous and Jump Components in Measuring, Modeling and Forecasting Asset Return Volatility*, Manuscript University of Pennsylvania, 2003.
4. Andersen T.G., Bollerslev T., Diebold F.X., *Roughing It Up Including Jumps Components in Measurement, Modeling and Forecasting of Return Volatility*, NBER Working Paper 11775, 2005.
5. Bandi F.M., Russell J.R., *Separating Microstructure Noise from Volatility* Manuscript, 2004, University of Chicago.
6. Barndorff-Nielsen O.E., Shephard N., *Power and Bipower Variation with Stochastic Volatility and Jumps*, Journal of Financial Econometrics, 2004, Vol. 2, No. 1. Barndorff-Nielsen O.E., Shephard N., *Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics Using Bipower Variation*, Journal of Financial Econometrics, 2006, 4, 1-30.
7. Black F., *The Pricing of Commodity Contracts*, Journal of Financial Economics, 1976, Vol. 3, 167-179.
8. Black F., Scholes M., *The pricing of option and corporate liabilities*, Journal of Political Economy, 1973, 81, 637-659.
9. Huang X., Tauchen G., *The Relative Contribution of Jumps to Total Price Variation*, Journal of Financial Econometrics, 2005, 3, 456-499.

10. Merton R.C., *Theory of Rational Option Pricing*, Bell Journal of Economics and Management Science, 1973, Vol. 4 Issue 1, 141-183.
11. Zhang L., Aït-Sahalia Y., Mykland P.A., *A Tale of Two Time Scales: Determining Integrated Volatility with Noisy High-Frequency Data*, Journal of the American Statistical Association, 2005, 100, 1394-1411.

### STRESZCZENIE

Modele finansowych procesów stochastycznych z czasem ciągłym zyskały na znaczeniu w latach siedemdziesiątych dwudziestego wieku, gdy Black, Scholes oraz Merton wykorzystali je do wyceny opcji oraz konstrukcji strategii zabezpieczających. Badania empiryczne pokazują jednak, że powszechnie stosowane ciągłe modele dyfuzji mogą nie uwzględniać pewnych cech charakterystycznych szeregów czasowych, jakim są skoki. W niniejszej pracy zajmujemy się weryfikowaniem występowania skoków w procesach generujących szeregi czasowe z polskiego rynku finansowego, za pomocą statystyk wprowadzonych przez Barndorff-Nielsen i Shepharda.

### JUMPS IN POLISH FINANCIAL MARKET DATA-GENERATING PROCESSES

### SUMMARY

Models of financial processes with continuous time gained in significance in 1970s when Black, Scholes, and Merton used them to option pricing and hedging strategies constructing. Empirical researches show that commonly applied diffusion models do not take into account some characteristic features of time series. In the present paper we test jump occurrence in stochastic processes generating time series from the Polish financial market by using test statistics introduced by Barndorff-Nielsen and Shephard.

*Translated by P. Płuciennik*

*Mgr Piotr Płuciennik*  
Uniwersytet im. Adama Mickiewicza  
pplucien@amu.edu.pl



JUDYTA PRZYŁUSKA

## SPEKULACJA CZY INWESTOWANIE?

### WSTĘP

Spekulowanie jest zjawiskiem powszechnym, chociaż na co dzień przez wielu ludzi niezauważalnym. Ludzie nie zdają sobie sprawy z tego, że każda decyzja wyboru to pewien rodzaj spekulacji, albo wstydzą się do tego przyznać, że spekulują. Powodem tego drugiego jest ogólnie panujące przekonanie, o pejoratywnym znaczeniu terminu „spekulowanie”, który kojarzy się z czymś negatywnym, nieuczciwym, czy też z jakąś metodą manipulacji.

Tymczasem w warunkach gospodarki rynkowej, w obliczu licznych unormowań prawnych, zjawisko to jest pozytywne, a nawet pożądane, gdyż jest to rodzaj aktywności ekonomicznej sprzyjającej z jednej strony osiągnięciu zysków, a z drugiej niestety, ponoszeniu strat.

Podejmowaniu decyzji towarzyszy ryzyko zmienności zdarzeń, a narażenie się na ryzyko powstaje wszędzie tam, gdzie aktywność powoduje powstawanie potencjalnych korzyści lub strat, których nie można przewidzieć<sup>1</sup>. Wiążąc ryzyko raczej z wyborem, a nie z przeznaczeniem, potwierdzamy jego nierozzerwalny związek z czasem. Można nawet stawiać tezę, że naturę ryzyka kształtuje horyzont czasu<sup>2</sup>.

Celem artykułu jest wskazanie aktywności polskich inwestorów na rynku kapitałowym, wyjaśnienie pojęcia spekulacji i zachowań spekulacyjnych oraz przybliżenie wybranych strategii inwestycyjnych na rynku instrumentów pochodnych.

---

<sup>1</sup> C. Artur Williams Jr., Michale Michale. Smith, Peter C. Young, *Zarządzanie ryzykiem a ubezpieczenia*, Warszawa 2002, s. 28

<sup>2</sup> W. Tarczyński, M. Mojsiewicz, *Zarządzanie ryzykiem*, Warszawa 2001, s. 12

Znajomość metod nie zawsze daje pożądany rezultat, dlatego obok wiedzy teoretycznej podkreślono znaczenie uporczywości, dyscypliny i doświadczenia. Biorąc pod uwagę, że nie każda spekulacja przynosi zysk i z tym należy się umieć pogodzić.

### Definicja spekulacji i inwestowania

Wielu autorów różnie definiuje pojęcie spekulacji, ale tak naprawdę to istota spekulacji wiąże się z pojęciem ryzyka. Słownik ekonomiczny podaje, że „spekulacja to technika wykupu, przetrzymywania i odsprzedaży dóbr lub walorów w celu wyciągnięcia korzyści z fluktuacji ich ceny”<sup>3</sup>.

W słowniku W. Kopalińskiego znajdziemy informacje, że: „spekulacja to (ryzykowne) transakcje handlowe obliczone na (wysoki) zysk ze spodziewanych zmian w cenach, w zaopatrzeniu rynku, metodach produkcji itp.; abstrakcyjne teoretyczne dociekanie (zwłaszcza w przeciwieństwie do rozważań praktycznych życiowych albo do działania)”<sup>4</sup>.

Natomiast inwestowanie jest procesem udostępniania kapitału finansowego. Podmiot podejmujący decyzję o inwestowaniu decyduje uprzednio jaką część kapitału przeznaczy na cele konsumpcyjne, a jaka stanowić będzie oszczędności, z których część może zainwestować. A zatem, inwestycja to wyzrenienie się bieżącej konsumpcji na rzecz przyszłych (kryterium czasu) i niepewnych (kryterium ryzyka) korzyści<sup>5</sup>.

Z definicji wynika, że inwestycja jest zaangażowaniem określonej kwoty pieniędzy na pewien okres tak, aby w przyszłości otrzymać jej zwrot kompensujący inwestorowi czas, w którym pieniądze były zaangażowane, przewidywany współczynnik inflacji oraz ryzyko inwestycji. Analogicznie, definicja inwestycji obejmuje wszystkie jej typy. We wszystkich przypadkach inwestor angażuje znaną dziś sumę pieniędzy w inwestycję o oczekiwanym w przyszłości zwrocie, który podwyższy dzisiejszą kwotę<sup>6</sup>.

W gospodarce rynkowej spekulacja nie ma pejoratywnego znaczenia, jest racjonalnym zachowaniem ekonomicznym. Jest ważnym i w większości przy-

<sup>3</sup> Bernard & Colli, *Słownik ekonomiczny i finansowy*, Książnica, Katowice 1994, s. 153

<sup>4</sup> W. Kopaliński, *Słownik wyrazów obcych i zwrotów obcojęzycznych*, Wydawnictwo Muza S.A., Warszawa 2000, s. 468-469

<sup>5</sup> K. Jajuga, *Elementy nauki o finansach*, PWN, Warszawa 2007, s. 12-13.

<sup>6</sup> F. K. Reilly, K.C. Brown, *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem*, PWE, Warszawa 2001, s. 29.



padków użytecznym elementem układu samoregulacji gospodarki.<sup>7</sup> Jest elementem gry rynkowej i każdy inwestor wykorzystuje możliwości danego rynku, aby zwiększyć dochody z zainwestowanego kapitału.

Tradycyjne określenie spekulacji, pojmowane jako osiąganie korzyści wyłącznie z różnicy cen, jest jednak zbyt rozległe, gdyż praktycznie objęłoby wszystkie transakcje tego rynku. Instrumenty finansowe nie mają wartości użytkowej, ich wartość wzrasta jedynie za sprawą ceny kształtowanej przez rynek. Pośrednio instrumenty finansowe odpowiadają pewnym zjawiskom i wielkościom fizycznym. Wzrostowi kursu akcji spółki powinny towarzyszyć lepsze wyniki produkcyjne i efektywność, wzrost ceny instrumentów dłużnych powinien być związany z poziomem wiarygodności wierzyciela. Pewne operacje na papierach wartościowych uzasadniane są wzrostem wartości odpowiadających im dóbr, więc nie byłyby spekulacyjne. W krótkim okresie związek sfery fizycznej ze zmianami cen instrumentów finansowych jest niedostrzegalny. Za spekulację na rynku finansowym można więc przyjąć zajmowanie krótkookresowych, obarczonych ryzykiem, otwartych pozycji na instrumentach, bez związku z powiązanymi procesami fizycznymi<sup>8</sup>.

### **Zachowania spekulacyjne i inwestycyjne**

Źródłem zachowań ludzkich jest ich zróżnicowane nastawienie do podejmowania ryzyka. Biorąc pod uwagę te skłonności można dokonać podziału na:

- unikających ryzyka,
- neutralnych wobec ryzyka,
- lubiących ryzyko.

Osoby unikające ryzyka są skłonne poświęcić część swoich zasobów, aby to ryzyko zmniejszyć. Osoby neutralne wobec ryzyka nie zwracają uwagi na stopień rozproszenia możliwych do osiągnięcia wyników, a decyzję o rozpoczęciu gry podejmą jedynie wtedy, kiedy szanse na osiągnięcie zysków przeważają. Z kolei osoby, biorące na siebie ryzyko, oczekują w zamian osiągnięcia ponadprzeciętnych korzyści.

Niepewność może mieć istotny wpływ na ludzkie zachowania, a w skrajnych przypadkach może prowadzić do pewnego rodzaju blokady lub zaniecha-

---

<sup>7</sup> A. Sopoćko, *Rynkowe instrumenty finansowe*, PWN, Warszawa 2005 s. 17.

<sup>8</sup> A. Sopoćko, *Spekulacja. Skala zagrożeń globalnej i lokalnej równowagi monetarnej*, Studia Ekonomiczne, nr 3/2006.

nia działań. Jest to istotne zwłaszcza, gdy gry na giełdzie podejmuje się początkujący inwestor. Podejmowanie decyzji w warunkach niepewności jest zatem, niewątpliwie pierwszym nieodzownym krokiem w kierunku kontrolowania ryzyka. Zależność tę obrazuje tabela 1.

Zakres i rodzaj informacji na temat cech ryzykownego posunięcia mają istotny wpływ na zdolność prognozowania skutków podejmowanych działań.

Inwestorami przyjęło się nazywać tych, którzy kupują typowe dobra kapitałowe, takie jak udziały w przedsiębiorstwach, nieruchomości czy obligacje. W tej grupie można wyróżnić osoby, które dokonują transakcji licząc na wynikające z niej długookresowe korzyści<sup>9</sup>.

Tabela 1. Poziomy niepewności

| Poziom niepewności                | Rezultaty                                                       | Wnioski                                                                                                                                          |
|-----------------------------------|-----------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Brak niepewności, czyli pewność   | mogą być przewidziane z bardzo dużą dokładnością                | Oznacza to przekonanie, co do poprawności przewidywania, czyli rezultaty działań nie pozostawiają wątpliwości                                    |
| Poziom 1 (niepewność obiektywna)  | są przewidywalne, a prawdopodobieństwa są znane                 | Dotyczy sytuacji, dla których przewidziane zostały scenariusze możliwych zdarzeń i znany prawdopodobieństwo ich wystąpienia                      |
| Poziom 2 (niepewność subiektywna) | są przewidywalne, lecz prawdopodobieństwa nie są znane          | Dotyczy sytuacji, w której pomimo rozpoznania możliwych do zaistnienia sytuacji lub zdarzeń nie ma pewności co do prawdopodobieństwa ich zajścia |
| Poziom 3 (ryzyko)                 | nie są w pełni przewidywalne, a prawdopodobieństwa nie są znane | Nie ma pewności co do cech potencjalnych zdarzeń, które nie zostały w pełni określone                                                            |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Williams, Smith, Young, "Zarządzanie ryzykiem a ubezpieczenia" Warszawa 2002, s.35

Poza nimi istnieją także ci, którzy obracają walorami kapitałowymi wyłącznie dla wykorzystania krótkookresowych zmian tych dóbr, w celu osiągnięcia szybkiego zysku. Tych, nazywa się graczami giełdowymi lub spekulantami<sup>10</sup>. Zachowania spekulacyjne wymagają połączenia instynktu i pomiaru, gdyż

<sup>9</sup> A. Sopoćko, *Rynkowe instrumenty finansowe*, PWN, Warszawa 2005, s. 57.

<sup>10</sup> A. Sopoćko, *Rynkowe instrumenty finansowe*, Wyższa Szkoła Przedsiębiorczości i Zarządzania im. Leona Koźmińskiego, Warszawa 2003, s. 53.

trudne i obarczone dużym ryzykiem są decyzje podejmowane w warunkach niepewności<sup>11</sup>.

Na rynku kapitałowym spekulacją jest zakup aktywów finansowych w celu ich odsprzedaży tak, aby uzyskać przychody wyższe niż z innej lokaty. Przedmiotem spekulacji może być obrót walutami (wtedy jest ona obliczona na zmiany kursów walutowych) i obrót papierami wartościowymi (akcjami). W ostatnich latach szczególnie popularne stały się instrumenty pochodne; kontrakty terminowe, opcje, czy produkty strukturyzowane<sup>12</sup>.

Inwestorzy koncentrujący się na inwestycjach krótkoterminowych opierają się na strategiach bieżącej analizy koniunktury rynku i wykorzystaniu każdej, nawet niewielkiej zmiany cen do podejmowania decyzji kupna-sprzedaży papierów wartościowych z zyskiem.

Spekulanci operują głównie na rynku instrumentów pochodnych, bardziej ryzykownych, lecz umożliwiających uzyskanie w krótkim czasie wysokich dochodów, albo przynoszących ogromne straty. Przeprowadzający transakcje spekulacyjne na rynku instrumentów pochodnych spełniają funkcje:

- przejmowania od przeprowadzających transakcje zabezpieczające ryzyka, którego pragną pozbyć się zabezpieczający;
- przeprowadzając transakcje spekulacyjne uwidacznia się efektywność tworzenia ceny, ponieważ poprzez sprzedaż i kupno spekulanci powodują, że ceny odzwierciedlają sytuację ekonomiczną instrumentu bazowego, (jeśli bieżąca cena terminowa dobrze przewiduje przyszłą cenę gotówkową instrumentu bazowego, pozwala to rynkowi na efektywną alokację instrumentu bazowego);
- transakcje spekulacyjne pozwalają na tworzenie płynności tego rynku, pozwalają jednocześnie na zmniejszenie kosztów przeprowadzanych transakcji, łącząc rynek transakcji terminowych z rynkiem gotówkowym<sup>13</sup>.

Przy czym, operujący na rynku instrumentów pochodnych musi być świadomy istnienia czynników ryzyka związanych z operacjami na tym rynku.

---

<sup>11</sup> C. Artur Williams Jr., Michael Michael. Smith, Peter C. Young, *Zarządzanie...*, op.cit. s.61

<sup>12</sup> B. Kulas, P. Zakrzewski, *Ryzyko z profilem oczekiwanego zwrotu*, Nasz Rynek kapitałowy, 2008, nr 4/207 s. 30.

<sup>13</sup> K. Jajuga, T. Jajuga, *Inwestycje*, Wydanie III PWN, Warszawa 2007, s. 217.

### Strategie inwestycyjne

Rodzaj przyjętej strategii inwestycyjnej zależy od planowanego celu. Kontrakty terminowe i opcje, mają bardzo wszechstronne zastosowanie. Mogą być wykorzystane między innymi w celach spekulacyjnych, ale też i zabezpieczających oraz w strategiach arbitrażowych. Pozycja krótka, zabezpieczenie pozycji i arbitraż są pozycjami finansowymi, które różnią się od typowej pozycji, polegającej na dokonywaniu zakupu instrumentu finansowego na określony czas w oczekiwaniu na wzrost jego ceny i/lub innego dochodu. Niektóre z nich generują zyski, gdy ceny rosną, inne generują zyski, gdy ceny spadają. Pozycja może mieć charakter spekulacyjny lub inwestycyjny, przy czym zależy to od okresu jej trwania i powodu, dla którego została zajęta<sup>14</sup>.

Wyróżniamy trzy podstawowe strategie inwestycyjne wykorzystujące instrumenty pochodne:

- spekulację,
- hedging,
- arbitraż.

Inwestycje o charakterze spekulacyjnym pozwalają (dzięki wykorzystaniu dźwigni finansowej) na osiągnięcie większej stopy zwrotu z inwestycji, co jest efektem przyjęcia większego poziomu akceptowanego ryzyka<sup>15</sup>.

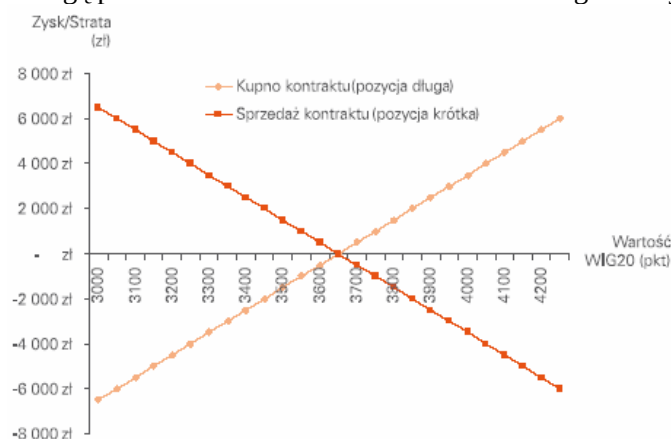
Przykładowo: inwestor zamiast wykorzystywać kontrakty futures do zabezpieczenia pozycji (hedging), może wykorzystać je do spekulacji (kupowania ryzyka). W tym przypadku akceptuje ryzyko zmiany cen, dzięki któremu zwiększa się szansa osiągnięcia dużego zysku. Natomiast zyski lub straty mogą być powiększone przez zastosowanie depozytu (wykorzystanie dźwigni). Jeśli kontrakty na WIG20 i indeks WIG20 spadną w ciągu jednej sesji np. o 3% nie wpłynie to znacząco na sytuację inwestorów posiadających w swoim portfelu akcje. Ale dla inwestora zajmującego długą pozycję w kontrakcie może się to skończyć bardzo dużymi stratami (nawet kilkudziesięcioprocentowymi). Z tego względu już przy otwieraniu pozycji w kontrakcie należy określić tzw. limity obrony. Są to poziomy cenowe, przy których, mimo poniesienia straty, inwestor może zdecydować się na zamknięcie pozycji. Dalsze oczekiwanie zmiany nie-

<sup>14</sup> J.C. Francis, R.W. Taylor, *Podstawy inwestowania*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2001, s. 227.

<sup>15</sup> W. Tarczyński, *Instrumenty pochodne na rynku kapitałowym*, PWE, Warszawa 2003, s. 109.

korzystnej tendencji może skończyć się spadkiem środków na rachunku inwestycyjnym poniżej minimalnej wartości wymaganego depozytu zabezpieczającego.

Przy inwestowaniu w kontrakty terminowe kluczowe znaczenie w ustalaniu stref, przy których inwestor otwiera i zamyka pozycje, ma analiza techniczna. Bardzo istotne jest bowiem dokładne ustalenie momentu zawierania transakcji, co jest prawie niemożliwe do ustalenia, gdy śledzimy tylko dane fundamentalne<sup>16</sup> (nie oznacza to jednak, że należy je zupełnie ignorować). Niektóre bowiem czynniki, takie jak np. zmiany stóp procentowych, kryzysy finansowe czy zmiany polityczne, mogą być bardzo istotnymi sygnałami dla rynków finansowych i mogą powodować znaczne wahania indeksów giełdowych.



Rys. 1. Funkcje wypłat nabywcy i wystawcy kontraktów terminowych na przykładzie kontraktów na WIG20.

Źródło: [www.gpw.pl](http://www.gpw.pl)

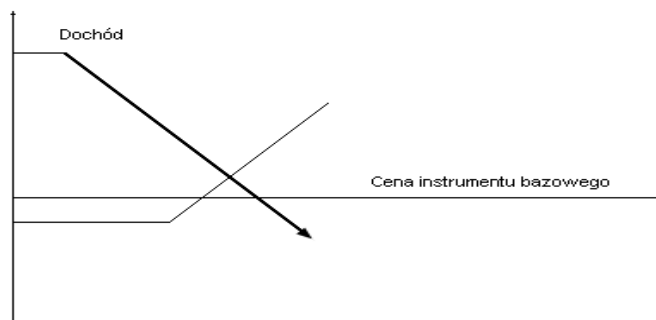
W analizie notowań na rynku kontraktów terminowych zasadnicze znaczenie mają: baza, wolumen obrotu, liczba otwartych pozycji. Ich wielkości świadczą o oczekiwaniach inwestorów odnośnie dalszego rozwoju wydarzeń na rynku kasowym, a właściwa interpretacja może się okazać bardzo pomocna.

Zwiększanie się wartości wolumenu obrotu i otwartych pozycji wraz z wyraźnąwyżką lub niżką kursów potwierdza znaczenie siły byków (rynku rosnącego) lub niedźwiedzi (rynku spadającego). Podczas trendu wzrostowego,

<sup>16</sup> K. Mejszutowicz, *Podstawy inwestowania w kontrakty terminowe i opcje*, GPW w Warszawie S.A. Warszawa 2008, s. 41.

posiadacze krótkich pozycji niechętnie zamykają swoje pozycje, wyczekując zniżki. Inwestorzy są mało aktywni, czego efektem są niewielkie obroty i nieznaczna zmiana liczby otwartych pozycji. Jeżeli rynek zmieni trend na spadkowy, posiadacze długich pozycji będą chcieli zamknąć swoje pozycje (ponieważ zaczynają przynosić im straty), co doprowadzi do wzrostu obrotów. Jeżeli duży procent inwestorów będzie przekonany o dalszych spadkach, na rynku pojawią się nowi inwestorzy, którzy będą otwierać krótkie pozycje, co z kolei pogłębi zniżki i doprowadzi do wzrostu liczby otwartych pozycji.

Najczęstszym błędem popełnianym przez inwestorów działających na rynku kontraktów terminowych jest chęć „pokonania rynku”. W chwili, gdy rynek znajduje się w wyraźnym trendzie, zajmowanie pozycji przeciwnych do niego może się bardzo źle skończyć. Równie ryzykowna, jak gra przeciw trendowi, może być gra zgodnie z kierunkiem rynku po dużych wzrostach (lub spadkach). W dniach lokalnych szczytów (lub dołków), kiedy optymizm grających osiąga apogeum, otwieranie nowych pozycji może również doprowadzić do dużych strat. Zajęcie pozycji w czasie trwania trendu, nawet jeżeli okaże się słuszne z punktu widzenia średnioterminowego, może w krótkim terminie obniżyć wartość depozytu poniżej wymaganej wartości i zmusić inwestora do zamknięcia pozycji.

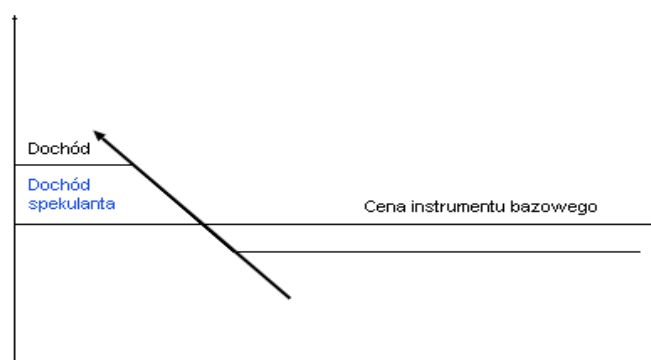


Rys. 2. Dochody spekulanta oczekującego spadku ceny instrumentu bazowego  
Źródło: opracowanie własne

Opcje, podobnie jak kontrakty, mogą być wykorzystane w celach spekulacyjnych. Najprostszym sposobem inwestowania w opcje jest kupowanie opcji z zamiarem ich zatrzymania do terminu wygaśnięcia. Zdecydowana większość transakcji na opcjach jest jednak zamykana przed upływem terminu wygaśnięcia. W ten sposób inwestorzy zarabiają na zmianie kursu opcji, a zyski mogą

być bardzo duże ze względu na bardzo dużą zmienność ceny tego instrumentu. Jeżeli kupujemy opcje (opcje kupna lub sprzedaży), wówczas zarabiamy na wzroście kursu opcji, jeżeli natomiast opcje sprzedajemy, wówczas zarabiamy, jeżeli kurs tych opcji spada. Oczywiście należy wiedzieć, jakie czynniki powodują dany kierunek zmiany ceny opcji.

Przykładem strategii spekulacyjnej może być przyjęcie krótkiej pozycji w opcji kupna przez inwestora oczekującego niżki ceny instrumentu bazowego, lub w opcji sprzedaży, gdy oczekuje wzrostu wartości instrumentu bazowego. Jeśli ceny instrumentu bazowego ulegną korzystnym zmianom czyli w przypadku oczekiwanego spadku cen i wystawieniu opcji kupna lub też w przypadku oczekiwanego wzrostu cen i wystawieniu opcji sprzedaży spekulant uzyska dochód, w przeciwnym wypadku poniesie on straty.



Rys. 3. Dochody spekulanta oczekującego wzrostu ceny instrumentu bazowego.  
Źródło: opracowanie własne

Jeśli chodzi o skalę inwestycji dokonywanych przez polskich inwestorów, to dane z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie wskazują, że z roku na rok udział polskich inwestorów zarówno indywidualnych jak i instytucjonalnych w aktywnym inwestowaniu w instrumenty pochodne ciągle się zwiększa. W 2007 r. największy udział w obrotach na rynku kontraktów terminowych i opcji przypadł krajowym inwestorom indywidualnym i wyniósł odpowiednio 56 i 53 procent, natomiast największy udział na rynku akcji przypadł inwestorom instytucjonalnym i wyniósł 37 procent<sup>17</sup>.

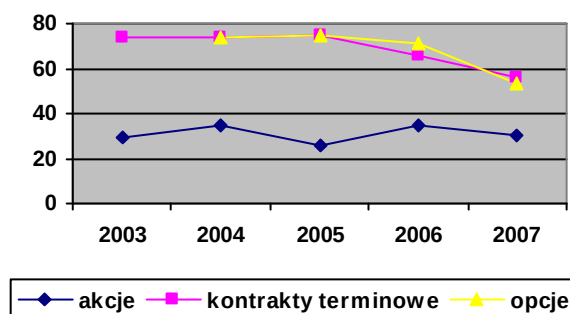
<sup>17</sup> GPW w Warszawie, Raport Roczny 2008, s. 15.

Z analizy danych statystycznych wynika, że polscy inwestorzy indywidualni z każdym rokiem chętniej podejmują ryzyko wynikające z inwestowania w instrumenty pochodne. Na przestrzeni ostatnich pięciu lat najbardziej instrumenty pochodne stały się dominującymi narzędziami służącymi pomnażaniu zysków.

Tabela 2. Udział inwestorów krajowych i zagranicznych w obrotach giełdowych (%)

| Inwestorzy                | Instrumenty         | 2007      | 2006 | 2005 | 2004 | 2003 |
|---------------------------|---------------------|-----------|------|------|------|------|
| Indywidualni (krajowi)    | Akcje               | <b>30</b> | 35   | 26   | 35   | 29   |
|                           | Kontrakty terminowe | <b>56</b> | 66   | 75   | 74   | 74   |
|                           | Opcje               | <b>53</b> | 71   | 75   | 74   | -    |
| Instytucjonalni (krajowi) | Akcje               | <b>37</b> | 34   | 33   | 32   | 39   |
|                           | Kontrakty terminowe | <b>34</b> | 25   | 25   | 22   | 24   |
|                           | Opcje               | <b>35</b> | 26   | 26   | 20   | -    |
| Zagraniczni               | Akcje               | <b>33</b> | 31   | 41   | 33   | 32   |
|                           | Kontrakty terminowe | <b>10</b> | 9    | 5    | 4    | 2    |
|                           | Opcje               | <b>12</b> | 3    | 1    | 6    | -    |

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Rocznika Giełdowego 2008



Rys. 4. Udział krajowych inwestorów indywidualnych w obrotach giełdowych w latach 2003-2007 (%)

Źródło: opracowanie własne.

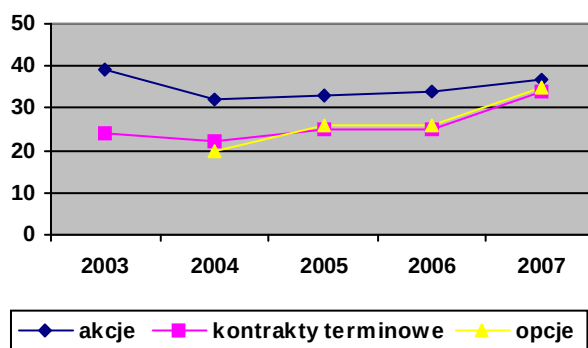
Można powiedzieć, że od początku pojawienia się instrumentów pochodnych zyskały one natychmiastową popularność tej grupy inwestorów, choć 2007 rok wskazuje na spadek obrotów.

Na rynku kapitałowym stosowane są bardzo różne strategie inwestowania. Zmienna koniunktura, kształtowana pod wpływem wielu trudno przewidywalnych czynników, nie daje możliwości jednoznacznego wskazania strategii nie-



zawodnych i efektywnych. Wszystko zależy tu od konkretnych warunków danego rynku, relacji ekonomicznych, okresu inwestycji, oczekiwanego dochodu, skłonności do ryzyka i wielu innych uwarunkowań obiektywnych oraz subiektywnych.

Rys. 5. Udział krajowych inwestorów instytucjonalnych w obrotach giełdowych w



latach 2003-2007 (%)

Źródło: opracowanie własne

Tabela 3. Struktura obrotów w latach 2003-2007 (w ujęciu wartościowym)

| Inwestorzy krajowi |           | 2003    | 2004    | 2005    | 2006    | 2007    |
|--------------------|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|
| indywidualni       | Akcje     | 19,05   | 38,42   | 46,19   | 111,28  | 135,36  |
|                    | Kontrakty | 3131,64 | 2670,75 | 4022,90 | 4175,68 | 5255,32 |
|                    | Opcje     | 15,07   | 57,49   | 190,83  | 232,62  | 209,94  |
| instytucjonalni    | Akcje     | 26,01   | 35,13   | 57,42   | 108,1   | 167,85  |
|                    | Kontrakty | 1015,67 | 794,01  | 1054,73 | 1581,70 | 3165,21 |
|                    | opcje     | 2,23    | 16,54   | 61,64   | 85,18   | 139,53  |

Źródło: opracowanie własne

### Podsumowanie

Spekulacji, zarówno w obrocie towarowym, jak i kapitałowym, nie można osądzać jednostronnie. Jest to działanie mające wiele pozytywnych cech. Problem tkwi nie w samym fakcie spekulowania, lecz w jego skali. Bez motywu spekulacji nie byłoby handlu hurtowego ani ciągłości notowań giełdowych. Określenie linii czy obszaru granicznego, w którym spekulacja jeszcze jest korzystna, a poza którym już nie, jest niewykonalne. Można pokusić się o określenie, w jakich warunkach działa ona szkodliwie. Sama wielkość obrotów speku-

lacyjnych nie stanowi problemu, niebezpieczne są krótkotrwałe koncentracje obrotów w niektórych rejonach świata<sup>18</sup>. Spekulację można przyjąć za dopuszczalną, jeśli jej rozmiary i parametry są kontrolowane przez rynek.

Współcześnie większość spekulacyjnych operacji, które spowodowały załamanie giełdowe końca lat trzydziestych nie występuje. Jest to w znacznym stopniu spowodowane wprowadzeniem licznych ograniczeń i zakazów szczególnie niebezpiecznych dla rynku transakcji, a także ogromnym wzrostem samego rynku kapitałowego.

### Literatura

1. Francis J. C., Taylor R.W., *Podstawy inwestowania*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2001.
2. Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje*, PWN wydanie III uaktualnione, Warszawa 2007.
3. Jajuga K., *Elementy nauki o finansach*, PWE, Warszawa 2007.
4. Kopaliński W., *Słownik wyrazów obcych i zwrotów obcojęzycznych*, Wydawnictwo Muza S.A., Warszawa 2000.
5. Kulas B., Zakrzewski P., *Ryzyko z profilem oczekiwanego zwrotu*, Nasz Rynek kapitałowy, nr 4/207, 2008.
6. Mejszutowicz K., *Podstawy inwestowania w kontrakty terminowe i opcje*, GPW w Warszawie S.A. Warszawa 2008
7. Reilly F. K., Brown K.C., *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem*, PWE, Warszawa 2001.
8. Sopoćko A., *Rynkowe instrumenty finansowe*, PWN, Warszawa 2005.
9. Sopoćko A., *Spekulacja. Skala zagrożeń globalnej i lokalnej równowagi monetarnej*, Studia Ekonomiczne, nr 3/2006
10. Tarczyński W., Mojsiewicz M., *Zarządzanie ryzykiem*, Warszawa 2001.
11. Tarczyński W., *Instrumenty pochodne na rynku kapitałowym*, PWE, Warszawa 2003.
12. Williams C.A. Jr., Smith M. M., Young P.C., *Zarządzanie ryzykiem a ubezpieczenia*, Warszawa 2002.
13. [www.inwestor.wyprawy.webd.pl/wycena-dcf.html](http://www.inwestor.wyprawy.webd.pl/wycena-dcf.html)
14. [www.fool.com/etf/etf.htm?source=InvAg](http://www.fool.com/etf/etf.htm?source=InvAg)
15. [www.gpw.pl](http://www.gpw.pl)

<sup>18</sup> A. Sopoćko, Sopoćko A., *Spekulacja. Skala zagrożeń globalnej i lokalnej równowagi monetarnej*, Studia Ekonomiczne, nr 3/2006.

## STRESZCZENIE

Artykuł: Spekulacja czy inwestowanie, opisuje strategie inwestycyjne z wykorzystaniem instrumentów pochodnych, które stały się istotnym narzędziem inwestycyjnym polskich inwestorów, o czym świadczą obroty na Giełdzie. Podejmując decyzje inwestycyjne, inwestor musi zdecydować, jaka inwestycja jest dla niego odpowiednia. Musi wiedzieć jakie ryzyko może i chce podjąć, by osiągnąć swoje cele inwestycyjne, pamiętając przy tym, że rynek jest tylko areną możliwości, a nie gwarancji.

## THE SPECULATION OR INVESTING?

### SUMMARY

Article: The speculation or investing describing investment strategies with Using derivative securities, which became the Essentials investment tool of Polish investors what rotations are attesting on the stock Exchange. Taking investment decisions the investor must decide what investment is right for him. He must know what risk can and he wants to take and play out one's investment cells remembering in addition the market is only arena of the possibility rather than guarantee.

*Translated by J. Przyłuska*

*Mgr Judyta Przyłuska*  
Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II  
judytaprzyluska@wp.pl



ANNA SROCZYŃSKA-BARON

## **ZASTOSOWANIE TEORII GIER W MODELU ROZŁOŻENIA W CZASIE PROCESU KUPNA AKCJI NA GPW**

### **Wstęp**

W celu przeprowadzania właściwych inwestycji inwestor giełdowy korzysta z wielu metod analizy technicznej i analizy fundamentalnej. Dzięki nim prognozuje wzrost lub spadek cen akcji w przyszłości. Inwestor dąży do tego, aby kupić akcje po najniższej możliwej cenie i sprzedać po najwyższej. Zasadniczym elementem zarządzania akcjami jest określenie właściwego momentu ich kupna i sprzedaży. Nie jest jednak możliwe dokładne określenie punktów zwrotnych cen akcji. Proces podejmowania decyzji inwestycyjnych związany jest więc z problemem optymalnego rozplanowania procesu sprzedaży lub kupna akcji w okresie spodziewanych największych zysków.

W poprzednich pracach<sup>1,2,3</sup> rozważany był przypadek sprzedaży akcji. W analogiczny sposób do procesu sprzedaży akcji sformułowany i rozwiązany został problem kupna akcji<sup>4</sup>. W poniższej pracy teoriogrowy model kupna akcji zostanie zastosowany do rzeczywistych danych pochodzących z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie.

<sup>1</sup> Kałuski J., Sroczyńska A., *Game – theoretical portfolio model*. Vychislitel'naja Prikladnaja Matematika, Kijów 2005.

<sup>2</sup> Sroczyńska A., *Some consideration about management of shares*, Mekon, Ostrawa 2004, s.40.

<sup>3</sup> Sroczyńska – Baron A., *Zastosowanie teorii gier w modelu rozłożenia w czasie procesu sprzedaży akcji na GPW*, wygłoszony na konferencji „Innowacje w finansach i ubezpieczeniach. Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne, Ustroń 2005 (w druku).

<sup>4</sup> Sroczyńska – Baron A., *Teoriogrowa strategia kupna akcji*, wygłoszony na konferencji „Innowacje w finansach i ubezpieczeniach. Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne, Ustroń 2007 (w druku).

### Optymalna strategia inwestora giełdowego

Uściślając problem w przypadku kupna akcji zakłada się, iż:

- w pewnym skończonym okresie czasu  $[0, t]$  jakim może być dowolna jednostka czasowa inwestor prognozuje wystąpienie punktu zwrotnego ceny pewnych akcji utrzymującej trend spadkowy korzystając z dowolnej metody analizy fundamentalnej czy technicznej zajmującej się prognozowaniem cen akcji,
- inwestor zamierza nabyć  $\bar{m}$  akcji danej spółki do końca okresu  $[0, t]$ ,
- inwestor nie jest w stanie dokładnie określić momentu wystąpienia punktu zwrotnego dającego mu najmniejszy wydatek za zakup akcji w przypadku zakupu wszystkich  $\bar{m}$  akcji w tym momencie.

W pracy tej wykorzystano rozwiązanie postawionego problemu uzyskane w oparciu o teorię gier nieskończonych z wyborem momentu czasu działania, gdzie przeciwnikiem inwestora giełdowego jest natura. Problem optymalnego wyboru momentu działania szeroko omawiany był w pracach m. in. Karlina<sup>5</sup> czy Shiffmana<sup>6</sup>. Optymalna strategia inwestora giełdowego będąca oczekiwaną ilością akcji sprzedanych do momentu  $t$  jest następującej postaci<sup>7</sup>:

$$W(t) = \begin{cases} 0, & 0 \leq t \leq \frac{1}{4} \\ 2\bar{m} - \frac{\bar{m}}{\sqrt{t}}, & \frac{1}{4} \leq t \leq 1, \end{cases} \quad (1)$$

gdzie

$\bar{m}$  to liczba akcji, jakie zamierza kupić inwestor giełdowy,

okres  $[0, 1]$  – znormalizowany odcinek czasu  $[0, t]$ , w którym inwestor zamierza kupić akcje.

<sup>5</sup> Karlin S., *Mathematical methods and theory in games, programming, and economics*, Pergamon Press London – Paris 1959.

<sup>6</sup> Shiffman M., *Games of timing*, Contributions to the theory of games, II, Ann. Of Math. Studies 28, Princeton 1953, s. 97 – 123 (Nieskończone gry antagonistyczne pod red. N. Worobiewa, Fizyczo – Matematyczna Literatura, seria: Teoria Gier, Moskwa 1963, s. 218).

<sup>7</sup> Sroczyńska – Baron A., *Teoriogrowa strategia kupna akcji, ..., op.cit.*

### Zastosowanie modelu dla wybranych akcji Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie

W celu zastosowania wyprowadzonej na bazie teorii gier optymalnej strategii inwestowania na giełdzie opartej na rozłożeniu procesu zakupu akcji w czasie w sytuacji realnej wykorzystane zostaną dane pochodzące z okresu od 1999 do 2004 roku dla 50 spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie wybranych losowo. Jako podstawę prognozowania wybrano jeden ze wskaźników analizy technicznej – oscylator stochastyczny. Za pomocą sygnałów przez niego generowanych szukano prognoz dotyczących zmiany trendu. Analiza dotyczyła poszukiwania punktów, w których ceny akcji malały, ale oscylator stochastyczny przestawał podążać w kierunku cen zmieniając swój zwrot na przeciwny wskazując na osłabienie trendu spadkowego i stanowiąc sygnał informujący o zmianie tego trendu w niedalekiej przyszłości. Dodatkowo większość sygnałów kupna była generowana poniżej linii wysprzedażania, co również wzmacniało odpowiednie sygnały (dokładne okresy, w których oscylator wygenerował sygnał kupna dla analizowanych danych zawiera tabela 2). Ze względu na to, iż badany oscylator był tygodniowy, można spodziewać się było jego zwrotu na około tydzień przed powstawaniem niżów cenowych na rynku. Jako okres, w którym wystąpi niż cenowy przyjęto okres 10 dni notowań od momentu zauważenia zmiany kierunku oscylatora. Poszczególne przypadki błędnego generowania sygnału przez oscylator w przypadku trendu spadkowego generującego zbyt wczesne sygnały kupna przyjęto przyjmując, iż niż cenowy wystąpił w ostatnim dniu badanego okresu. W celu znalezienia postaci optymalnej strategii kupna akcji założono dodatkowo, że inwestor giełdowy planował w badanym okresie zakup 50 akcji danej spółki. Zadaniem jego było optymalne rozplanowanie ich kupna w momencie spodziewanych największych korzyści.

Stosując przedstawioną wcześniej teoriogrową strategię optymalną proces kupna akcji powinien przebiegać zgodnie z funkcją:

$$W(t) = \begin{cases} 0, & 0 \leq t \leq 2,5 \\ 100 - \frac{50}{\sqrt{t}} & 2,5 \leq t \leq 10. \end{cases} \quad (2)$$

Oznacza to, iż zgodnie z przyjętą strategią zakup akcji należałoby rozpocząć po upływie 2 dni i kupować w kolejnych dniach ilości wg zestawienia w tabeli 1.

W celu pokazania skuteczności przyjętej strategii proces zakupu akcji przeprowadzono zgodnie z dwoma innymi strategiami polecanymi w literaturze przez m. in. Eldera<sup>8</sup> czy Kocha<sup>9</sup>. Pierwsza z nich to natychmiastowy zakup wszystkich akcji w pierwszym dniu notowań. Funkcja kupna akcji jest więc postaci  $W^*(t) = \bar{m}$  dla  $0 \leq t \leq 1$ . Po przyjęciu przedstawionych założeń, iż inwestor planuje zakup 50 akcji danej spółki funkcja przybiera postać  $W^*(t) = 50$  dla  $0 \leq t \leq 10$ .

Tabela 1. Kupno akcji według strategii  $W(t)$

| dzień | czas znormalizowany | $W(t)$   | Ilość akcji kupowanych w danym dniu |
|-------|---------------------|----------|-------------------------------------|
| 1,2   | 0,2                 | 0        | 0                                   |
| 3     | 0,3                 | 8,712907 | 9                                   |
| 4     | 0,4                 | 20,94306 | 12                                  |
| 5     | 0,5                 | 29,28932 | 8                                   |
| 6     | 0,6                 | 35,45028 | 6                                   |
| 7     | 0,7                 | 40,23857 | 5                                   |
| 8     | 0,8                 | 44,0983  | 4                                   |
| 9     | 0,9                 | 47,29537 | 3                                   |
| 10    | 1                   | 50       | 3                                   |

Źródło: Opracowanie własne.

Druga rozważana strategia w celu porównania to strategia podziału portfela na trzy możliwie równe części i zakup jednej części na początku okresu spodziewanych największych zysków, drugiej części w środku rozważanego okresu, a trzeciej na końcu. Funkcja kupna akcji jest więc postaci:

$$W(t)^{**} = \begin{cases} \frac{1}{3}\bar{m}, & 0 \leq t < 0,5 \\ \frac{2}{3}\bar{m}, & 0,5 \leq t < 1 \\ \bar{m}, & t = 1 \end{cases} \quad (3)$$

Po przyjęciu założeń funkcja ta przyjmuje postać:

<sup>8</sup> Elder A., *Zawód inwestor giełdowy – psychologia rynków, taktyka inwestycyjna, zarządzanie portfelem*, ABC Kraków 2001

<sup>9</sup> Koch R., *Sztuka wyboru akcji*, Liber Poznań 2002

$$W(t)^{**} = \begin{cases} 17, & 0 \leq t < 5 \\ 33, & 5 \leq t < 10 \\ 50, & t = 10 \end{cases} \quad (4)$$

Wyniki obliczeń przedstawione są w postaci kwoty pieniędzy, jaką inwestor musiałby przeznaczyć na zakup wszystkich akcji wchodzących w skład planowanego portfela zgodnie z poszczególnymi strategiami:

$\bar{u}_1 = 9c_3 + 12c_4 + 8c_5 + 6c_6 + 5c_7 + 4c_8 + 3c_9 + 3c_{10}$  dla funkcji  $W(t)$ ,

$\bar{u}_2 = 50c_1$  dla funkcji  $W^*(t)$ ,

$\bar{u}_3 = 17c_1 + 16c_5 + 17c_{10}$  dla funkcji  $W^{**}(t)$ ,

gdzie  $c_i$  to cena akcji w  $i$  – tym dniu badanego okresu. Zestawienie uzyskanych wyników zawiera tabela 2.

Strategia oparta na modelu przedstawionym w pracy okazała się najkorzystniejsza, pozwoliła osiągnąć najlepsze rezultaty. Zastosowanie podanej w pracy strategii optymalnej  $W(t)$  dotyczącej rozłożenia procesu zakupu w czasie pozwoliło inwestorowi na osiągnięcie zysku poprzez ograniczenie wydatków na zbudowanie portfela.

Strategia oparta na modelu przedstawionym w pracy okazała się najkorzystniejsza, pozwoliła osiągnąć najlepsze rezultaty. Zastosowanie podanej w pracy strategii optymalnej  $W(t)$  dotyczącej rozłożenia procesu zakupu w czasie pozwoliło inwestorowi na osiągnięcie zysku poprzez ograniczenie wydatków na zbudowanie portfela.

Należy jednak podkreślić, iż jest to strategia mieszana, więc sens użycia jej w rzeczywistości polega na wielokrotnym jej stosowaniu. W pojedynczej próbie wyniki mogą być różne. Zostaną one prześledzone na przykładzie wybranych spółek (zob. tabela 3).

W pewnych przypadkach strategia  $W(t)$  przynosiła wyraźny zysk, na przykład w przypadku akcji spółki Computerland SA z okresu od 17 września 2001 do 28 września 2001. Na kupno 50 akcji tej spółki zgodnie z nią inwestor musiałby przeznaczyć 3478,9. Przy stosowaniu strategii natychmiastowego kupna wszystkich akcji, czyli zgodnie z funkcją  $W^*(t)$ , koszty zakupu wyniosłyby 3700. Również często polecana strategia podziału zakupu akcji na trzy równe części spowodowałaby w tym wypadku większy koszt, gdyż inwestor, postępując zgodnie z funkcją  $W^{**}(t)$ , wydałby 3534.



Tabela 2. Koszt zakupu akcji wg strategii  $W(t)$ ,  $W^*(t)$ ,  $W^{**}(t)$

|             | BPH <sup>(1)</sup><br>6-20. 8.01      | BREBANK<br>16-27. 7.01                | BPH <sup>(2)</sup><br>22. 7-2.8.02   | MOST.Z<br>22.7-2.8.02              | BUDIMEX<br>25.3-9.4.02                 | COMARCH <sup>(1)</sup><br>19-30.3.01 |
|-------------|---------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|------------------------------------|----------------------------------------|--------------------------------------|
| $\bar{u}_1$ | 7527                                  | 4197,2                                | 9936                                 | 48,63                              | 1443,1                                 | 2151,8                               |
| $\bar{u}_2$ | 8550                                  | 4160                                  | 10000                                | 54,5                               | 1415                                   | 2155                                 |
| $\bar{u}_3$ | 7857                                  | 4303,6                                | 10089,5                              | 50,68                              | 1440                                   | 2175,1                               |
|             | ROLIMPEX<br><sup>(1)</sup> 6-17.10.03 | ECHO<br>3-18.4.01                     | MPECW.<br>9-23.4.02                  | JUPITER<br>8-19.7.02               | ROLIMPEX <sup>(2)</sup><br>22.4-7.5.02 | ŻYWIEC <sup>(1)</sup><br>29.7-9.8.02 |
| $\bar{u}_1$ | 570,05                                | 4525,1                                | 297,05                               | 196,33                             | 145,09                                 | 15407                                |
| $\bar{u}_2$ | 530                                   | 4500                                  | 295                                  | 197,5                              | 144                                    | 15150                                |
| $\bar{u}_3$ | 565,1                                 | 4612,5                                | 300,8                                | 197,06                             | 146,37                                 | 15301                                |
|             | ELDORADO<br>19.11-2.12.02             | ELEKTROM. <sup>(2)</sup><br>5-16.3.01 | KRUK<br>1-12.12.03                   | ŻYWIEC <sup>(2)</sup><br>6-20.8.01 | JELFA <sup>(1)</sup><br>2-13.10.00     | SOKOŁÓW<br>3-14.3.03                 |
| $\bar{u}_1$ | 662,5                                 | 78,24                                 | 611,95                               | 8677,5                             | 1509,9                                 | 112,24                               |
| $\bar{u}_2$ | 650                                   | 82,5                                  | 635                                  | 8425                               | 1575                                   | 113,5                                |
| $\bar{u}_3$ | 666,2                                 | 79,15                                 | 625,95                               | 8626,5                             | 1506,1                                 | 113,07                               |
|             | FARMACOL<br>27.7-9.8.01               | ŻYWIEC <sup>(3)</sup><br>12-23.3.01   | KGHM<br>26.8-6.9.02                  | POLI<br>GRAFIA                     | PEPEES<br>10-21.9.01                   | COMARCH <sup>(2)</sup><br>7-21.8.00  |
| $\bar{u}_1$ | 903,15                                | 8896                                  | 540,55                               | 807,75                             | 562,85                                 | 3488                                 |
| $\bar{u}_2$ | 900                                   | 8900                                  | 547,5                                | 847,5                              | 577,5                                  | 3537,5                               |
| $\bar{u}_3$ | 905                                   | 9019                                  | 542,35                               | 798,35                             | 565,9                                  | 3434,25                              |
|             | PKN<br>5-16.3.01                      | TALEX<br>22.4-8.5.02                  | KOMPAP <sup>(2)</sup><br>16-27.10.00 | KROSNO<br>6-17.3.00                | MIESZKO<br>22.7-2.8.02                 | ROPCZYCE<br>8-22.5.02                |
| $\bar{u}_1$ | 896,1                                 | 488,25                                | 283,15                               | 1629,9                             | 450,9                                  | 434,6                                |
| $\bar{u}_2$ | 905                                   | 460                                   | 280                                  | 1600                               | 455                                    | 445                                  |
| $\bar{u}_3$ | 897,8                                 | 493,5                                 | 284,9                                | 1675,5                             | 452,55                                 | 440,1                                |
|             | COMPUTER<br>LAND<br>17-28.9.01        | MACRO<br>SOFT<br>24.11-5.12.03        | IMPEX<br>METAL<br>5-16.3.01          | STOMIL<br>OLSZTYN<br>11-22.9.00    | ELEKTRO<br>BUDOWA<br>29.9-10.10.03     | IMPEX<br>METAL<br>16-27.10.00        |
| $\bar{u}_1$ | 3478,9                                | 501,75                                | 948,55                               | 1400,9                             | 698,8                                  | 1362,1                               |
| $\bar{u}_2$ | 3700                                  | 515                                   | 1040                                 | 1310                               | 720                                    | 1360                                 |
| $\bar{u}_3$ | 3534                                  | 505,65                                | 974,65                               | 1382,6                             | 717                                    | 1379,8                               |

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 2 (cd). Koszt zakupu akcji wg strategii  $W(t)$ ,  $W^*(t)$ ,  $W^{**}(t)$ 

|             | ELEKTROM.<br>( <sup>1</sup> )4-17.1.01  | MILLENNIUM( <sup>2</sup> )<br>24.11-5.12.03 | ENERGOM.<br>4-17.1.02  | PONAR<br>16-29.1.01                      | JELFA( <sup>2</sup> )<br>1-12.12.03        |
|-------------|-----------------------------------------|---------------------------------------------|------------------------|------------------------------------------|--------------------------------------------|
| $\bar{u}_1$ | 117,13                                  | 123,3                                       | 687,35                 | 696,7                                    | 2259,4                                     |
| $\bar{u}_2$ | 127                                     | 124,5                                       | 702,5                  | 680                                      | 2215                                       |
| $\bar{u}_3$ | 119,32                                  | 124,02                                      | 707,75                 | 708                                      | 2269,7                                     |
|             | MOST.S.<br>21.10-4.11.02                | MOST.W.<br>1-12.10.01                       | JUTRZEN.<br>10-23.5.00 | IRENA<br>12-25.11.02                     | POLIGRAFIA( <sup>2</sup> )<br>30.1-16.2.01 |
| $\bar{u}_1$ | 232,93                                  | 255,25                                      | 1044,4                 | 567,7                                    | 673,5                                      |
| $\bar{u}_2$ | 240                                     | 260                                         | 1045                   | 562,5                                    | 677,5                                      |
| $\bar{u}_3$ | 237,91                                  | 259,3                                       | 1048,5                 | 570,1                                    | 682,7                                      |
|             | POLIGRAFIA( <sup>1</sup> )<br>2-16.7.02 | KOMPAP( <sup>1</sup> )<br>6-17.3.00         | PKN<br>16-27.7.01      | MILLENNIUM( <sup>1</sup> )<br>1-12.10.01 |                                            |
| $\bar{u}_1$ | 855,9                                   | 531,4                                       | 828,65                 | 125,4                                    |                                            |
| $\bar{u}_2$ | 865                                     | 560                                         | 840                    | 134                                      |                                            |
| $\bar{u}_3$ | 875,1                                   | 543,5                                       | 835,3                  | 133,64                                   |                                            |

Źródło: Opracowanie własne.

Zaobserwowano również odwrotną sytuację, w której podana strategia w pracy przynosiła gorsze rezultaty niż pozostałe metody w przypadku jednokrotnego stosowania. Przykładem mogą być akcje spółki Rolimpex SA z okresu od 3 października 2003 do 17 października 2003.

Tabela 3. Ceny akcji wybranych spółek

| Computerland |       |            |      |            |       |            |      |            |      |
|--------------|-------|------------|------|------------|-------|------------|------|------------|------|
| data         | cena  | data       | cena | data       | cena  | data       | cena | data       | cena |
| 17/09/2001   | 74    | 18/09/2001 | 72,1 | 1/709/2001 | 72,9  | 20/09/2001 | 71,4 | 21/09/2001 | 70   |
| 24/09/2001   | 68    | 25/09/2001 | 66,4 | 26/09/2001 | 66    | 27/09/2001 | 66   | 28/09/2001 | 68   |
| Rolimpex     |       |            |      |            |       |            |      |            |      |
| 06/10/2003   | 10,6  | 07/10/2003 | 10,7 | 08/10/2003 | 10,95 | 09/10/2003 | 11   | 10/10/2003 | 11,2 |
| 13/10/2003   | 11,45 | 14/10/2003 | 12   | 15/10/2003 | 12,15 | 16/10/2003 | 12,1 | 17/10/2003 | 12,1 |
| Jelfa        |       |            |      |            |       |            |      |            |      |
| 02/10/2000   | 31,5  | 03/10/2000 | 31,5 | 04/10/2000 | 31,4  | 05/10/2000 | 31,3 | 06/10/2000 | 30,7 |
| 09/10/2000   | 29,5  | 10/10/2000 | 29   | 11/10/2000 | 28,5  | 12/10/2000 | 28,5 | 13/10/2000 | 28,2 |

Źródło: Opracowanie własne

Na kupno wszystkich 50 akcji, zgodnie z funkcją  $W(t)$ , inwestor przeznaczyłby 570,05. Przy stosowaniu strategii natychmiastowego kupna akcji, czyli zgodnie z funkcją  $W^*(t)$ , inwestor przeznaczyłby mniej, bo 530. Również polecana strategia podziału planowanej liczby akcji na trzy równe części przyniosłaby w tym wypadku mniejszy koszt, gdyż inwestor, postępując zgodnie z funkcją  $W^{**}(t)$ , wydałby 565,1.

Zdarzały się również przypadki, w których metoda rozłożenia procesu kupna akcji przyniosła lepsze rezultaty niż metoda natychmiastowego kupna, a gorsze niż metoda podziału portfela na trzy równe części. Przykładem mogą być akcje spółki Jelfa SA z okresu od 2 października 2000 do 13 października 2000. Po zakupie wszystkich 50 akcji, zgodnie z funkcją  $W(t)$ , inwestor wydałby 1509,9. Przy stosowaniu strategii natychmiastowego kupna akcji, czyli, zgodnie z funkcją  $W^*(t)$ , inwestor wydałby więcej, bo 1575. Natomiast strategia podziału akcji na trzy równe części byłaby w tym wypadku najkorzystniejsza, gdyż inwestor, postępując zgodnie z funkcją  $W^{**}(t)$ , wydałby 1506,1.

Powyższe przykłady pokazały, iż grając jeden raz na giełdzie każda z podanych metod może okazać się najskuteczniejsza. Jednak grając wielokrotnie i stojąc często przed problemem o podobnym charakterze najbardziej opłacalne jest stałe stosowanie strategii rozłożenia procesu zakupu akcji w czasie w oparciu o funkcję  $W(t)$ .

Jednak trudno jest porównywać zyski jakie daje omawiana metoda dla różnych spółek jeżeli nie uwzględnimy różnicy cen akcji. Przykład bowiem zakłada jedynie stałą liczbę planowanych do zakupu akcji czyli 50. Aby uodpornić model na różnicę cen poszczególnych akcji wprowadzono przyrosty kosztu zakupu  $\bar{u}_1$  względem poszczególnych kosztów  $\bar{u}_i$  ( $i = 2, 3$ ). Rezultaty przedstawia tabela 4.

Analizując dane zebrane w tabeli 4 i na rys. 1 i 2 od razu widoczne jest, iż zdecydowanie częściej podana w pracy metoda przynosiła lepsze niż pozostałe metody. Większość otrzymanych przyrostów cechuje się ujemnym znakiem co równoważne jest osiągnięciu lepszych rezultatów przy stosowaniu badanej metody.

Aby wykazać przy wykorzystaniu przyrostów, iż podczas wielokrotnego stosowania metody opartej na teorii gier osiąga się lepsze rezultaty niż w przypadku innych metod przeprowadzania transakcji zakupu akcji przeprowadzono test weryfikujący następujące hipotezy:

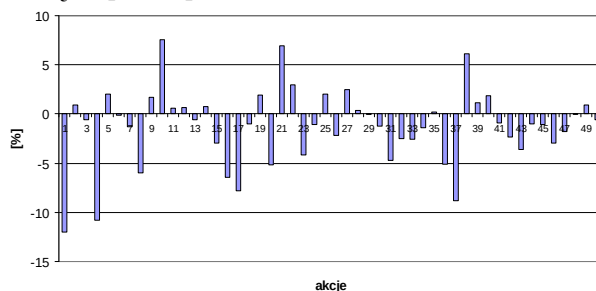
$H_0$ : strategia oparta na teorii gier nie jest lepsza od strategii natychmiastowego kupna [ $m = 0$ ],

$H_1$ : strategia oparta na teorii gier jest lepsza od strategii natychmiastowego kupna: [ $m < 0$ ]

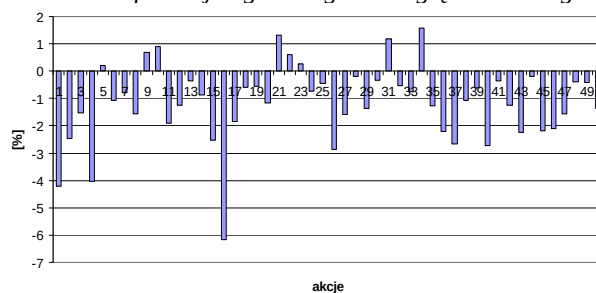
oraz

$H_0$ : strategia oparta na teorii gier nie jest lepsza od strategii podziału portfela na trzy równe części [ $m = 0$ ],

$H_1$ : strategia oparta na teorii gier jest lepsza od strategii podziału portfela na trzy równe części [ $m < 0$ ].



Rys.1 Przyrosty kosztu zakupu akcji wg strategii W względem strategii  $W^*$



Rys.2 Przyrosty kosztu zakupu akcji wg strategii W względem strategii  $W^{**}$

W przypadku analizy przyrostów związanych ze stosowaniem metody rozłożenia procesu sprzedaży akcji w czasie oraz strategii natychmiastowej sprzedaży na podstawie zebranych danych obliczono średnią oraz odchylenie standardowe przyrostów równe odpowiednio -1,26 oraz 3,84. Statystyka  $u$  wyniosła -2,32. Dla przyjętego poziomu istotności  $\alpha = 0,05$  wartość  $u_\alpha = -1,64$ . Ze względu na nierówność  $u < u_\alpha$  hipotezę  $H_0$  należy odrzucić. Oznacza to, iż średnia przyrostów jest istotnie mniejsza od zera z czego wynika, iż funkcja  $W(t)$  istotnie przyniosła lepsze rezultaty niż funkcja  $W^*(t)$ .

W przypadku analizy przyrostów związanych ze stosowaniem metody rozłożenia procesu sprzedaży akcji w czasie oraz strategii podziału portfela na trzy równe części na podstawie zebranych danych obliczono średnią oraz odchylenie standardowe przyrostów równe odpowiednio -1,18 oraz 1,42. Statystyka  $u$  wyniosła -5,88. Dla przyjętego poziomu istotności  $\alpha = 0,05$  wartość  $u_\alpha = -1,64$ . Ze względu na nierówność  $u < u_\alpha$  hipotezę  $H_0$  należy odrzucić. Oznacza to, iż średnia przyrostów jest istotnie mniejsza od zera z czego wynika, iż funkcja  $W(t)$  istotnie przyniosła lepsze rezultaty niż funkcja  $W^{**}(t)$ .

Tabela 4. Przyrosty kosztów  $\bar{u}_1$  względem kosztów  $\bar{u}_i$  ( $i = 2,3$ )

|                    | ROLIM<br>PEX <sup>(1)</sup> | BREBA<br>NK                  | MPEC<br>W.                | MOST.<br>Z.                  | BUDIM<br>EX                   | COMAR<br>CH <sup>(1)</sup> | ROLIMP<br>EX <sup>(2)</sup> | COMPUTE<br>R LAND             | STOMIL<br>OLSZT.              |
|--------------------|-----------------------------|------------------------------|---------------------------|------------------------------|-------------------------------|----------------------------|-----------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| $\Delta \bar{u}_2$ | 7,55660                     | 0,894231                     | 0,69491                   | -10,7706                     | 1,98586                       | -0,14849                   | 0,75694                     | -5,97568                      | 6,93893                       |
| $\Delta \bar{u}_3$ | 0,87595                     | -2,47235                     | -1,2466                   | -4,04499                     | 0,21527                       | -1,07122                   | -0,8745                     | -1,55914                      | 1,32359                       |
|                    | BPH <sup>(1)</sup>          | ECHO                         | BPH <sup>(2)</sup>        | JUPITER                      | PKN                           | JELFA <sup>(1)</sup>       | JELFA <sup>(2)</sup>        | KGHM                          | PKN                           |
| $\Delta \bar{u}_2$ | -11,964                     | 0,557778                     | -0,64                     | -0,59241                     | -1,3512                       | -4,1333                    | 2,004515                    | -1,2694                       | -0,98343                      |
| $\Delta \bar{u}_3$ | -4,2001                     | -1,89485                     | -1,5213                   | -0,37045                     | -0,7961                       | 0,25230                    | -0,4538                     | -0,3318                       | -0,18935                      |
|                    | ELDO<br>RADO                | ELEKTR<br>OM. <sup>(2)</sup> | ŻYWIEC<br>(1)             | ŻYWIEC<br>(2)                | ŻYWIEC<br>(3)                 | SOKO-<br>ŁÓW               | ELEKTRO<br>BUDOWA           | ENERGO<br>M.                  | PONAR                         |
| $\Delta \bar{u}_2$ | 1,92307                     | -5,16364                     | 1,69637                   | 2,99703                      | -0,0449                       | -1,11013                   | -2,94444                    | -2,15658                      | 2,455882                      |
| $\Delta \bar{u}_3$ | -0,5554                     | -1,14972                     | 0,69276                   | 0,59120                      | -1,3638                       | -0,73406                   | -2,53835                    | -2,88237                      | -1,59605                      |
|                    | FARM<br>ACOL                | ELEKTR<br>OM. <sup>(1)</sup> | IMPEX<br>METAL            | POLI<br>GRAFIA               | PEPEES                        | MACROS<br>OFT              | COMAR<br>CH <sup>(2)</sup>  | IMPEX<br>METAL                | KOMPAP <sup>(1)</sup>         |
| $\Delta \bar{u}_2$ | 0,35                        | -7,77165                     | -8,7933                   | -4,69027                     | -2,5368                       | -2,57282                   | -1,39929                    | 0,154412                      | -5,10714                      |
| $\Delta \bar{u}_3$ | -0,2044                     | -1,8354                      | -2,6779                   | 1,17742                      | -0,5389                       | -0,77128                   | 1,565116                    | -1,28279                      | -2,22631                      |
|                    | MOST.<br>W.                 | TALEX                        | KOMP<br>AP <sup>(2)</sup> | KROSN<br>O                   | MIESZ<br>KO                   | ROPCZY<br>CE               | KRUK                        | MILLEN<br>NIUM <sup>(2)</sup> | POLIGRAF<br>IA <sup>(1)</sup> |
| $\Delta \bar{u}_2$ | -1,8269                     | 6,141304                     | 1,125                     | 1,86875                      | -0,9011                       | -2,33708                   | -3,62992                    | -0,96386                      | -1,05202                      |
| $\Delta \bar{u}_3$ | -1,562                      | -1,06383                     | -0,6142                   | -2,72158                     | -0,3646                       | -1,24972                   | -2,2366                     | -0,58055                      | -2,19403                      |
|                    | MOST.<br>S.                 | IRENA                        | JUTRZ<br>EN.              | POLI<br>GRAF. <sup>(2)</sup> | MILLEN<br>NIUM <sup>(1)</sup> |                            |                             |                               |                               |
| $\Delta \bar{u}_2$ | -2,9458                     | 0,92444                      | -0,0574                   | -0,5904                      | -6,4179                       |                            |                             |                               |                               |
| $\Delta \bar{u}_3$ | -2,0932                     | -0,42098                     | -0,3910                   | -1,3475                      | -6,1658                       |                            |                             |                               |                               |

Źródło: Opracowanie własne

Przeprowadzenie powyższych testów pozwoliło zweryfikować hipotezy o istotności lepszych rezultatów w przypadku stosowania strategii zbudowanej na bazie teorii gier niż dwóch innych metod proponowanych w literaturze. W badaniach użyto jednego konkretnego narzędzia do prognozowania ruchu cen akcji. Wyniki badań wydają się być jednak raczej nieobciążone w sposób istotny doбором narzędzia gdyż rozkład występowania punktów zwrotnych cen akcji w poszczególnych dniach badanych 10-dniowych okresów nie charakteryzował się żadnymi specyficznymi cechami wpływającymi na uzyskane wyniki (kolejne liczby na wykresie oznaczają kolejne dni 10-dniowych okresów).



Rys.3. Rozkład występowania punktów zwrotnych cen akcji dla sygnałów generowanych przez oscylator stochastyczny

### Wnioski

Zbadanie kształtowania się cen akcji wybranych spółek notowanych na GPW w Warszawie w oparciu o oscylator stochastyczny pozwoliło na wygenerowanie sygnałów kupna akcji. Zastosowanie w tym momencie podanej w pracy strategii optymalnej opartej na teorii gier dotyczącej rozłożenia procesu zakupu akcji w czasie pozwoliło inwestorowi na osiągnięcie zysku, podobnie jak w przypadku sprzedaży akcji<sup>10</sup>. Należy podkreślić, iż przedstawiona w pracy strategia jest optymalna w takim sensie, iż jest to strategia mieszana, więc sens jej użycia polega na wielokrotnym stosowaniu. Należy zwrócić także uwagę, iż w przypadku zakupu akcji przy tworzeniu portfela istotną rolę odgrywa jednak dostępność akcji, gdyż „podjęcie decyzji o optymalnym składzie nie oznacza jeszcze, że pojawią się kontrahenci skłonni sprzedać nam potrzebne składniki

<sup>10</sup> Sroczyńska – Baron A., *Zastosowanie teorii gier w modelu rozłożenia w czasie procesu sprzedaży akcji na GPW*, ..., op.cit.

portfela. Wykonalność niezbędnych transakcji jest warunkiem koniecznym dla możliwości skonstruowania optymalnego portfela<sup>11</sup>.”

### Literatura

1. Elder A., *Psychologia rynków, taktyka inwestycyjna, zarządzanie portfelem*. Dom Wydawniczy ABC, Kraków 2001.
2. Karlin S., *Mathematical methods and theory in games, programming, and economics*, Pergamon Press London – Paris 1959.
3. Koch R., *Sztuka wyboru akcji*, Liber Poznań 2002.
4. Piasecki K., *Od arytmetyki handlowej do inżynierii finansowej*, Wyd. AE w Poznaniu, Poznań 2005.
5. Shiffman M., *Games of timing*, Nieskończone gry antagonistyczne pod red. N. Worobiewa, Fiz. – Mat. Literatura, seria: Teoria Gier, Moskwa 1963.
6. Sroczyńska – Baron A., *Zastosowanie teorii gier w modelu rozłożenia w czasie procesu sprzedaży akcji na GPW*, wygłoszony na konferencji „Innowacje w finansach i ubezpieczeniach. Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne, Ustroń 2005 (w druku).
7. Sroczyńska – Baron A., *Teoriogrowa strategia kupna akcji*, wygłoszony na konferencji „Innowacje w finansach i ubezpieczeniach. Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne, Ustroń 2007 (w druku).
8. Sroczyńska A., *Some consideration about management of shares*, Mekon, Ostrawa 2004.
9. Kałuski J., Sroczyńska A., *Game – theoretical portfolio model*. Vychislitel'naja Prikladnaja Matematika, Kijów 2005,

### STRESZCZENIE

W pracy poruszono problem zastosowania optymalnej strategii zakupu akcji opartej na teorii gier nieskończonych na giełdzie. Do wyszukiwania punktów zwrotnych cen akcji wybranych spółek notowanych na GPW w Warszawie zastosowano oscylator stochastyczny. Następnie przeanalizowano wyniki uzyskane przy zastosowaniu propo-

---

<sup>11</sup> Piasecki K., *Od arytmetyki handlowej do inżynierii finansowej*, Wyd. AE w Poznaniu, Poznań 2005, s.199

nowanej strategii i porównano z wynikami uzyskiwanymi innymi popularnymi metodami.

## **THE APPLICATION OF MODEL OF SHARES PURCHASE BASED ON THE THEORY OF GAMES IN INVESTING ON MARKET**

### **SUMMARY**

In the work the problem of the application the optimum strategy of shares purchase based on the theory of infinite games on market, was considered. The function of shares purchase based on one game was presented and used on securities exchange in Warsaw. The prices of some shares were examined and the stochastic oscillator was used to show the turning points. Next, the results of the application of the model were discussed and compared with the results of other popular methods.

*Translated by A. Sroczyńska-Baron*

*Mgr inż. Anna Sroczyńska-Baron*  
Akademia Ekonomiczna w Katowicach  
kozak@caprisoft.com.pl





EMILIA STOLA

## POZIOM ZAGRANICZNYCH INWESTYCJI PORTFELOWYCH NA POLSKIM RYNKU KAPITAŁOWYM

### Wstęp

Rynek finansowy jest rynkiem za pośrednictwem, którego dokonuje się wymiana jednego rodzaju aktywów finansowych na inne aktywa finansowe<sup>1</sup>. Głównie dotyczy ona wymiany pieniądza na dochodowe aktywa przynoszące korzyści materialne ich właścicielom. Na rynku tym mają miejsce dwa typy operacji, pieniężne i kapitałowe<sup>2</sup>, które jednocześnie dzielą ten rynek na kapitałowy i pieniężny. Na rynku pieniężnym dokonywany jest obrót walorami krótkoterminowymi, natomiast rynek kapitałowy tworzą transakcje z udziałem długoterminowych instrumentów finansowych m.in. akcjami, opcjami i kontraktami. Na rynku kapitałowym występują inwestorzy indywidualni i instytucjonalni krajowi oraz zagraniczni, którzy obecność na giełdzie zaznaczają poprzez inwestycje zagraniczne.

Inwestycje zagraniczne to ruch kapitału równoznaczny z nabywaniem aktywów za granicą. Jednym z rodzajów inwestycji zagranicznych są inwestycje portfelowe, które polegają na zakupie papierów wartościowych w pakiecie nie związanym z procesem podejmowania decyzji, dotyczącej działalności danej jednostki<sup>3</sup>. Inwestycje tego rodzaju mają charakter zazwyczaj krótkoterminowy i głównie są realizowane zamiarem odnoszenia korzyści materialnych z tytułu

<sup>1</sup> Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe. Inżynieria finansowa*. PWN, Warszawa 1999, s. 7 – 8.

<sup>2</sup> Nowak K., *Polski Rynek kapitałowy. Instrumenty – uczestnicy – inwestycje*. Wydawnictwo WSB, Poznań 1997, s. 11 – 13.

<sup>3</sup> Ciurzyńska G., *Międzynarodowe przepływy kapitału* [w:] Bożyk P. [red.]: *Egzemplifikacja międzynarodowych stosunków gospodarczych*. Wydawnictwo WSHiP. Warszawa 2004, s. 56 – 57.

wzrostu kursów akcji, bądź dywersyfikacji portfela inwestycyjnego, celem ograniczenia ryzyka. W Polsce inwestorzy zagraniczni nabywają papiery wartościowe poprzez proprietary account, czyli indywidualne rachunki papierów wartościowych, które są prowadzone przez uprawnione podmioty<sup>4</sup>.

Obecność zagranicznego kapitału w Polsce, najszybciej i najsilniej ujawniła się na rynku kapitałowym w początkach lat dziewięćdziesiątych, kiedy to została zapoczątkowana transformacja tego rynku. Zmiany zachodzące na polskim rynku kapitałowym, głównie dynamiczny przyrost jego wartości, powodują rosnące zainteresowanie różnych grup inwestorów, w tym także inwestorów zagranicznych. Do czynników decydujących o atrakcyjności rynków kapitałowych, w tym także polskiego, należą przede wszystkim rosnąca koniunktura na rynku, postęp w telekomunikacji, dostęp do informacji, a także szeroki wybór instrumentów inwestycyjnych oraz przyjazne inwestorom przepisy prawne. W przypadku polskiego rynku kapitałowego, również przystąpienie Polski do struktur Unii Europejskiej oraz stosunkowo niska inflacja i stabilne kursy walutowe, spowodowały wzrost wiarygodności kraju, a tym samym zwiększyły zaufanie inwestorów. Ponadto inwestycje zagraniczne w sektorze finansowym są jednym z niezbędnych czynników stymulujących procesy transformacji i dalszego rozwoju polskiego rynku kapitałowego. Stąd ich napływ jest wskazany. Jednak obok elementów decydujących o atrakcyjności polskiego rynku kapitałowego istnieją ograniczenia w dostępie do niego inwestorów zagranicznych. Najczęściej spotykanymi są takie bariery jak brak informacji, niestabilność przepisów prawnych i podatkowych oraz w przypadku Polski, nadal słabo rozwinięta infrastruktura telekomunikacyjna i bankowa, a także rozbudowane formalności administracyjne<sup>5</sup>. Dodatkowo na odpływ zagranicznych inwestorów przyczynia się nasilająca konkurencja rynków kapitałowych innych państw. Polski rynek kapitałowy głównie rywalizuje o kapitał zagraniczny z rynkami krajów Europy Środkowej, takich jak Estonia, Czechy, Słowacja, Litwa i Łotwa oraz Węgry.

<sup>4</sup> W Polsce uprawnionymi podmiotami są firmy inwestycyjne z siedzibą na terytorium Rzeczypospolitej Polskiej, banki powiernicze z siedzibą na terytorium Rzeczypospolitej Polskiej, zagraniczne firmy inwestycyjne oraz inne zagraniczne osoby prawne prowadzące działalność maklerską na terytorium Rzeczypospolitej Polski w formie oddziału.

<sup>5</sup> Kisiel-Łowczyc A.B. [red.], *Współczesna gospodarka światowa*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk 1999, s. 147 – 148.

### **Cel i metodyka**

Celem opracowania jest określenie poziomu zagranicznych inwestycji portfelowych na polskim rynku kapitałowym oraz wyszczególnienie głównych przesłanek przyciągających inwestorów zagranicznych.

W opracowaniu przedstawiono dane empiryczne pochodzące z raportów Komisji Papierów Wartościowych i Giełd z lat 2000 – 2007. Ogólny poziom inwestycji portfelowych został ukazany zarówno w wartości skumulowanej jak i w przeliczeniu na inwestycje w akcje oraz instrumenty pochodne – opcje i kontrakty. Miernikiem, wykorzystanym przy analizie wielkości giełdy i rynku kapitałowego jest kapitalizacja giełdy, liczona jako całkowita wartość papierów wartościowych notowanych na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych (WGPW).

### **Wyniki i analiza**

Dobra koniunktura inwestycyjna rozpoczęła się na polskiej giełdzie od początku 2003 roku, co było związane z ogólną hossą na światowych rynkach, jak również tendencją wzrostową tendencją stóp procentowych w Polsce (rys. 1). Jednak dopiero w 2005 r. został odnotowany znaczny wzrost zagranicznych inwestycji portfelowych ogółem o około 45,4 p.p. w porównaniu z rokiem 2004. Spowodowany był on głównie wzrostem cen papierów wartościowych oraz różnic kursowych, wynikających ze stabilizacji polskiej waluty. W 2006 r. wartość zagranicznych inwestycji portfelowych wyniosła 64,14 mld euro, co stanowiło niespełna 30% wartości polskich pasywów zagranicznych. W porównaniu z rokiem 2005, wartość tych inwestycji wzrosła o około 6%, głównie poprzez zakup obligacji Skarbu Państwa<sup>6</sup>.

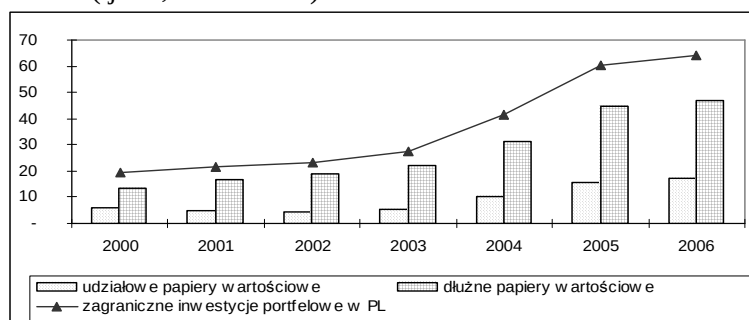
Struktura zagranicznych inwestycji portfelowych, w której dominują dłużne papiery wartościowe, utrzymuje się na polskim rynku kapitałowym od wielu lat. W 2006 r. udział dłużnych papierów wartościowych wynosił ponad 73% (47 mld euro) ogółu zagranicznych inwestycji portfelowych w Polsce. Głównie inwestorzy zagraniczni w swoich portfelach inwestycyjnych posiadali papiery długoterminowe (99,8%)<sup>7</sup>, natomiast pod względem kategorii papierów dłużnych w portfelach dominowały obligacje, zarówno, Skarbu Państwa, jak i pol-

---

<sup>6</sup> Międzynarodowa pozycja inwestycyjna Polski w 2006 roku – raport NBP, Warszawa 2007.

<sup>7</sup> Ibidem.

skich przedsiębiorstw oraz banków, emitowanych głównie na rynkach zagranicznych. W przypadku udziałowych papierów wartościowych, w które inwestowali nierezydenci, były to głównie akcje spółek notowanych na WGPW, a ich udział w strukturze inwestycji portfelowych w 2006 r. kształtował się na poziomie 27% (tj. 17,14 mld euro).



Rys. 1. Zagraniczne inwestycje portfelowe w Polsce – wartość skumulowana [w mld euro]

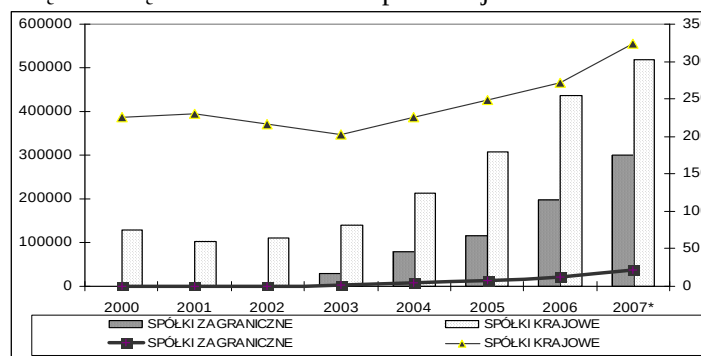
Źródło: opracowanie na podstawie raportów KPWIG z lat 2001 – 2007.

Zachodzące procesy integracji i globalizacji rynków finansowych, oraz związana z tym rosnąca konkurencja różnych giełd o inwestorów, stanowiły podstawowy motyw rozwoju WGPW. Głównymi konkurentami WGPW są giełdy w Budapeszcie i w Wiedniu, głównie ze względu na wielkość kapitalizacji oraz poziom obrotów.

Biorąc pod uwagę kapitalizację giełdy według spółek krajowych, WGPW jest porównywalna do takich giełd m.in. w Dublinie, Pradze, Cyprze i Bratysławie. Podobnie jest w przypadku obrotu akcjami – najbliższej WGPW do giełdy w Bratysławie oraz Pradze.

W latach 2000 – 2007, wartość kapitalizacji WGPW zdecydowanie wzrosła, podobnie zresztą jak liczba notowanych na niej spółek, zarówno krajowych, jak i zagranicznych (rys. 2). Wpływ na ten wzrost m.in. miało wejście Polski do struktur UE w 2004. Wprowadzone normy oraz dyrektywy unijne, dotyczących prawa kapitałowego, pozwoliły inwestorom na swobodne inwestowanie w tych strukturach. Także hossa odnotowana na największych giełdach światowych, przyczyniła się do wzrostu kapitalizacji w badanym okresie. Wysoki wzrost kapitalizacji w 2007 roku był wynikiem natomiast wprowadzenia na giełdę nowych – instrumentów strukturyzowanych w 2006 r. i w marcu 2007 r., w tym

certyfikatów strukturyzowanych na ropę naftową Brent oraz na złoto, które wywołały gwałtowny popyt ze strony inwestorów zagranicznych na WGPW. Porównując WGPW pod względem wartości kapitalizacji (150 mln euro<sup>8</sup>), najbliższej jej do giełdy wiedeńskiej (133,5 mld euro). Polski parkiet nadal nie jest współmierny do takich giełd, jak giełda w Niemczech (kapitalizacja 1,5 bln euro), lub do giełdy w Londynie (3,6 bln euro). Tak znaczące dysproporcje pomiędzy poziomem kapitalizacji giełdy warszawskiej a giełdami państw rozwiniętych gospodarczo wynikają z kilku przyczyn, m.in. WGPW jest jednym z młodszych rynków w Europie, a zatem jest on dopiero w fazie wzrostu. Ponadto w Polsce w procesie pozyskania kapitału dominuje kredyt bankowy, a nie emisja akcji, także system prywatyzacji spółek Skarbu Państwa, który następował poprzez sprzedaż zachodnim koncernom, bez notowania ich na giełdzie, nie przyczynił się do zwiększenia wartości kapitalizacji WGPW.



Rys. 2. Kapitalizacja GPW [w tys. zł] oraz liczba notowanych spółek  
Źródło: opracowanie na podstawie raportów KPWIG z lat 2001 – 2007.

O silnej pozycji polskiego rynku kapitałowego świadczy także liczba notowanych spółek. Liczba notowanych spółek jest zależna od koniunktury gospodarczej. Stąd ich wzrost zwykle pokrywa się ze wzrostem gospodarczym. Zjawisko to potwierdza sytuacja w Polsce, wraz z poprawą koniunktury gospodarczej od 2004 r., rosła także liczba notowanych spółek na WGPW. Dynamika wzrostu liczby tych spółek, w badanym okresie, wyniosła 153%.

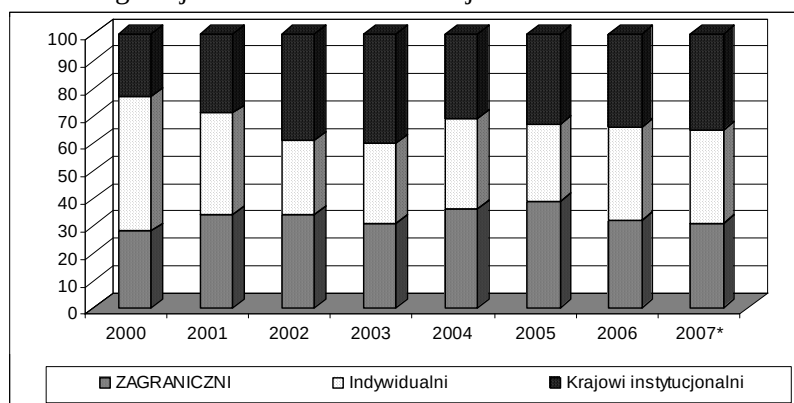
Pod względem liczby spółek znajdujących się na parkietach, porównywalne do WGPW są giełdy w Talinie<sup>9</sup> oraz Rydze. W polskiej strukturze spółek

<sup>8</sup> Dane na koniec 2006 r.

<sup>9</sup> W 2006 r. około 300 spółek.

notowanych na giełdzie przeważają spółki krajowe – ponad 93%. Natomiast liczba spółek zagranicznych notowanych na WGPW, wynosi 21. Porównując natomiast obroty akcjami przez inwestorów zagranicznych, WGPW najbliższej do takich giełd jak Kopenhadzka oraz Cypryjska.

W latach 2000 – 2006 udział inwestorów zagranicznych na warszawskim rynku akcji kształtował się na stabilnym poziomie od 22% w 2000 r. do 33% w 2007 r. (rys. 3). Pomimo niewielkich zmian w ujęciu procentowych w tej strukturze obrotów, w badanym okresie, następowały dosyć wysokie zmiany w ujęciu wartościowym. W 2004 roku 69% ogólnej wartości obrotu akcjami należała do inwestorów zagranicznych. W 2005 roku inwestorzy zagraniczni przeważali w ogólnej strukturze obrotów akcjami na WGPW.



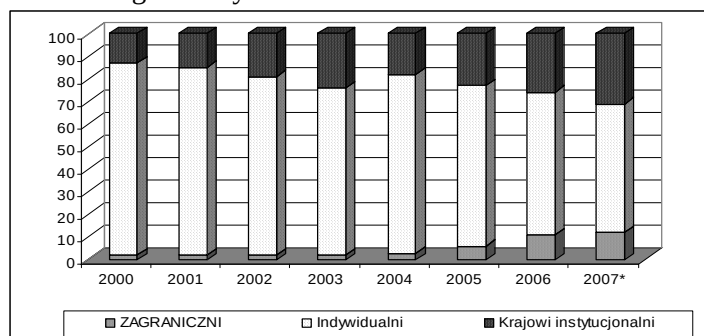
Rys. 3. Udział poszczególnych grup inwestorów w obrotach akcjami na WGPW [%]  
Źródło: opracowanie na podstawie raportów KPWIG z lat 2001 – 2007.

WGPW jest największym rynkiem instrumentów pochodnych w regionie Europy Środkowo – Wschodniej, pomimo niewielkich obrotów oraz faktu, iż jest to segment rynku kapitałowego nadal jest słabo rozwinięty, ale jednocześnie o największym potencjale wzrostu.

Udział inwestorów zagranicznych na rynku kontraktów terminowych w ciągu ostatnich 2 lat, nieznacznie wzrósł do poziomu 8% (rys.4). Przedtem pozostawał na stałym i niewielkim poziomie (około 2%). Inwestorzy zagraniczni mieli w 2004 r. dwukrotnie większy udział w rynku kontraktów terminowych niż w ciągu ostatnich 4 lat, ale nadal nie przekraczał on poziomu 4%. Obecnie udział inwestorów zagranicznych na rynku kontraktów terminowych jest stały i wynosi około 5,5%. W 2007 r. udział inwestorów zagranicznych na tym rynku

pozostał na niezmiennym poziomie, choć wartościowo odnotował wzrost o 40 p.p.

Rynek obrotu opcjami w Polsce powstał w 2003 r., więc jest stosunkowo nowym rynkiem. W obrocie na WGPW znajdują się zarówno opcje kupna, jak i opcje sprzedaży, charakteryzujące się europejskim stylem wykonania<sup>10</sup>. Dane na rys. 5 ukazują rosnące zainteresowanie inwestorów opcjami. W latach 2004 - 2006 udział ten kształtował się na poziomie 1 – 2%, dopiero w 2007 r. wzrósł do poziomu około 5%. W ujęciu wartościowym w ostatnim półroczu 2007 r. nastąpił wzrost wolumenu obrotu opcjami, dokonanymi przez inwestorów zagranicznych o około 140%.



Rys. 4. Udział poszczególnych grup inwestorów w obrotach kontraktami terminowymi na WGPW [%]

Źródło: opracowanie na podstawie raportów KPWiG z lat 2001 – 2007.

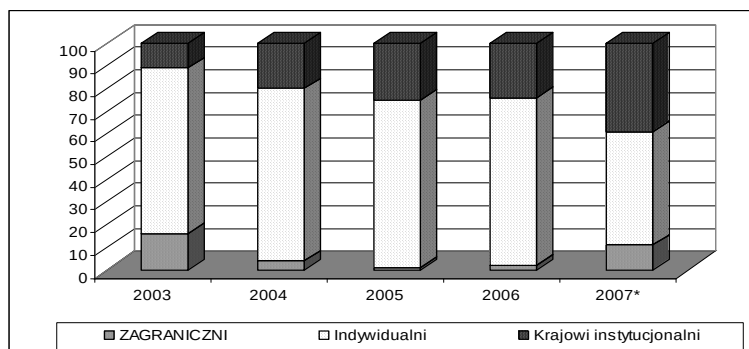
Dane zawartych na rysunkach 4 i 5 pozwalają stwierdzić, iż inwestorzy zagraniczni preferują kontrakty terminowe aniżeli opcje. Wynika to głównie z mniejszego wyboru instrumentów dostępnych w postaci opcji w porównaniu do szerokiego wachlarza instrumentów bazowych dla kontraktów terminowych (stosunek 54 do 122)<sup>11</sup>.

W tabeli 1 zostały zaprezentowane kraje, z których pochodzi większość zagranicznych inwestycji portfelowych. Dominującą rolę wśród inwestycji portfelowych mają w Polsce inwestorzy z Wielkiej Brytanii oraz Austrii. Pod względem rodzajów inwestycji portfelowych dominuje zakup akcji

<sup>10</sup> Opcje europejskie mogą być wykonane tylko w dniu wygaśnięcia, w przeciwieństwie do opcji amerykańskich, które mogą być wykonywane w terminie dowolnym przed upływem daty wygaśnięcia.

<sup>11</sup> Stosunek instrumentów dostępnych w postaci opcji do instrumentów bazowych dla kontraktów terminowych – *Polski rynek kapitałowy w 2006* – raporty KPWiG, Warszawa 2007.

oraz opcji, rośnie także liczba zawieranych kontraktów. Ze wszystkim wymienionymi w tabeli krajami, KPWiG podpisała w krajach tzw. Memoranda Uzgodnieniowe, czyli porozumienia ułatwiające wymianę informacji między giełdami tych państw, co sprzyja zawieraniu transakcji pomiędzy tymi powiatami.



Rys. 5. Udział poszczególnych grup inwestorów w obrotach opcjami na WGPW [%]

Źródło: opracowanie na podstawie raportów KPWiG z lat 2001 – 2007.

Tabela 1. Kraje pochodzenia inwestorów zagranicznych według miejsca złożenia zlecenia.

| Lata            | 2005  |           | 2006  |           |       | 2007  |           |       |
|-----------------|-------|-----------|-------|-----------|-------|-------|-----------|-------|
| Kraj            | Akcje | Kontrakty | Akcje | Kontrakty | Opcje | Akcje | Kontrakty | Opcje |
| Wielka Brytania | 76    | 43        | 78    | 49        | 88    | 81    | 53        | 68    |
| Austria         | 0     | 0         | 7     | 45        | 38    | 5     | 45        | 21    |
| USA             | 4     | 0         | 7     | 0         | 0     | 4     | 0         | 0     |
| Włochy          | 2     | 0         | 2     | 5         | 0     | 3     | 0         | 0     |
| Niemcy          | 1     | 0         | 1     | 2         | 0     | 2     | 2         | 10    |
| Francja         | 1     | 27        | 1     | 2         | 0     | 2     | 0         | 0     |
| Inne            | 18    | 30        | 9     | 5         | 1     | 3     | 0         | 1     |

Źródło: raport KPWiG 2007.

### Podsumowanie

W opracowaniu przedstawiono poziom zagranicznych inwestycji portfelowych na polskim rynku kapitałowym. Na podstawie przeprowadzonej analizy kształtowania się tych inwestycji, sformułowano następujące wnioski:



1. Rozwój WGPW, wprowadzanie nowych instrumentów oraz innowacyjnych rozwiązań inwestycyjnych, sprzyja unifikacji polskiej giełdy z globalnym rynkiem finansowym, a tym samym przyciąganiu zagranicznych inwestorów. Dodatkowo czynnikami sprzyjającym nowym inwestycjom portfelowym w Polsce są niskie koszty administracyjne i prowizyjne, a także wysokie tempo wzrostu gospodarczego w naszym kraju. Ponadto stosunkowo wysoka kapitalizacja giełdy w relacji do PKB (22%) oraz wyższa stopa zwrotu w porównaniu do giełd na rynkach rozwiniętych przy porównywalnym poziomie ryzyka<sup>12</sup>, klasyfikuje polski rynek kapitałowy na jednej z czołowych pozycji w regionie Europy Środkowej. Do głównych niedoskonałości strukturalnych polskiego rynku kapitałowego, natomiast należy zaliczyć przede wszystkim niską płynność WGPW.
2. Dynamika zagranicznych inwestycji portfelowych w Polsce w latach 2000 – 2007 wyniosła 330,5%, co świadczy o rozwoju polskiego rynku kapitałowego, a także o zainteresowaniu zagranicznych inwestorów. W strukturze zagranicznych inwestycji portfelowych w Polsce, dominują długoterminowe dłużne papiery wartościowe (73%). Najczęściej są obligacje, zarówno, Skarbu Państwa, jak i polskich przedsiębiorstw oraz banków, emitowanych głównie na rynkach zagranicznych. W przypadku udziałowych papierów wartościowych (27%), w które inwestowali nierezydenci, były to głównie akcje spółek notowanych na WGPW. W analizowanym okresie nastąpiło zwiększenie udziału inwestycji w opcje (wzrost o 9 p.p. w 2007 r.) oraz kontrakty terminowe (wzrost o 6 p.p.). Inwestorzy zagraniczni, głównie pochodzili z Wielkiej Brytanii oraz Austrii.
3. Czynnikiem dynamizującym dalszy napływ kapitału zagranicznego na polski rynek kapitałowy będzie rosnąca rola Polski na arenie międzynarodowej oraz stworzenie nowych instytucji finansowych o globalnym zasięgu. Obecnie pozycję międzynarodową umocniło wejście Polski do struktur UE oraz perspektywa przyjęcia euro, które sprzyjają napływowi kapitału zagranicznego w postaci inwestycji portfelowych. Tym samym dostarczyły kapitału pobudzającego gospodarkę, która z kolei przyczynia się do zwiększenia obrotów i pojawienia się nowych instrumentów oraz spółek na WGPW.

<sup>12</sup> wskaźnik Cena/Zysk dla spółek publicznych w krajach Europy Zachodniej jest o około 20 – 30% wyższy niż na GPW w Warszawie.

### Literatura

1. Ciejpa-Znamirowski K., *Przesłanki rozwoju polskiego rynku kapitałowego*. Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku, Białystok 2007.
2. Ciurzyńska G., *Międzynarodowe przepływy kapitału* [w:] Bożyk P. [red.]: *Egzemplifikacja międzynarodowych stosunków gospodarczych*. Wydawnictwo WSHiP, Warszawa 2004.
3. Dąbrowska K., Gruszczyński M., *Kapitał zagraniczny a transformacja sektora finansowego w Polsce*. PWN, Warszawa 2001.
4. Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe. Inżynieria finansowa*. PWN, Warszawa 1999.
3. Kisiel-Łowczyc A.B. [red.], *Współczesna gospodarka światowa*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk 1999.
5. *Międzynarodowa pozycja inwestycyjna Polski – raporty NBP*, Warszawa 2007
6. Nowak K., *Polski Rynek kapitałowy. Instrumenty – uczestnicy – inwestycje*. Wydawnictwo WSB, Poznań 1997.
7. *Polski rynek kapitałowy w latach 2000 – 2007 – raporty KPWiG*, Warszawa 20001 – 2007
8. *Polski rynek kapitałowy w dwa lata po przystąpieniu do Unii Europejskiej – raport KPWiG*, Warszawa 2006

### STRESZCZENIE

W opracowaniu przedstawiono poziom zagranicznych inwestycji portfelowych w Polsce, w latach 2000 – I połowa 2007. Wyszczególniono także przesłanki sprzyjające napływowi tego rodzaju kapitału do Polski. Dane empiryczne pochodzą z raportów Komisji Nadzoru Finansowego na temat sytuacji na polskim rynku kapitałowym w latach 2000 – 2007.

Dynamika zagranicznych inwestycji portfelowych w Polsce w latach 2000 – 2007 wynosiła 330,5%. Świadczyło to o rozwoju polskiego rynku kapitałowego, a także o zainteresowaniu zagranicznych inwestorów. W strukturze zagranicznych inwestycji portfelowych, przeważały długoterminowe dłużne papiery wartościowe (73%). Do głównych czynników przyciągających kapitał zagraniczny zaliczono korzystną koniunkturę gospodarczą oraz przyjazne inwestorom przepisy prawne. Również przystąpienie Polski do UE, stosunkowo niski poziom inflacji oraz stabilne kursy walutowe przyczyniły się do wzrostu napływu zagranicznych inwestycji portfelowych.

## LEVEL OF FOREIGN INVESTMENTS IN SECURITIES ON THE POLISH CAPITAL MARKET

### SUMMARY

The elaboration presents the analysis of level and structure in area of foreign investments in securities on Polish capital market. It details favorable premises for Poland inflow of kind of this capital also. The empirical research was based on data from reports of the Polish Financial Supervision Authority (PFSA) about situation of capital market in years 2000-2007.

Dynamics of foreign investments in securities in Poland amount to 330,5% in years 2000– 2007. It showed development of Polish capital market and interest of foreign investor about this market. Long-term debt valuable papers prevailed in structure of this investments. For main factors, which attract foreign capital, included advantageous economic situation and conducive legal regulations for foreign investors. Poland's accessions to the European Union, low of inflation relatively and stable currency rates had contributed to growth of foreign inflow of investment in Polish capital market.

*Translated by E. Stola*

*Mgr Emilia Stola*

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego  
emilia\_stola@sggw.pl



ALEKSANDRA WÓJCICKA

**SZACOWANIE PREMII ZA RYZYKO RYNKOWE ZA POMOCĄ  
MODELI OCENY RYZYKA KREDYTOWEGO W WARUNKACH  
POLSKIEJ GOSPODARKI**

**Wprowadzenie**

Tendencja wzrostu ryzyka kredytowego na rynkach finansowych, obserwowana w ostatnich latach sprawia, że coraz liczniejsze są próby tworzenia i ulepszania modeli oceny ryzyka kredytowego. W ramach badań próbuje się także znaleźć najlepsze sposoby oszacowania poszczególnych parametrów, które często nie są bezpośrednio obserwowalne. W wielu modelach oceny ryzyka kredytowego pojawia się parametr, który wielokrotnie jest traktowany marginalnie lub całkowicie pomijany – parametr  $\mu$  (średnia stopa zwrotu z aktywów). Unikanie szacowania tego parametru jest z jednej strony zrozumiałe ze względu na pracochłonność i dodatkowy element niepewności, z drugiej jednak jest całkowicie nieuzasadnione, gdyż wpływa on zasadniczo na poziom oszacowanego prawdopodobieństwa niewypłacalności<sup>1</sup>. Oszacowania  $\mu$  można dokonać w oparciu o jeden z najczęściej stosowanych modeli wyceny aktywów – model równowagi rynku kapitałowego CAPM (*Capital Assets Pricing Model*). Jednakże w modelu tym najtrudniejszym do oszacowania parametrem jest premia za ryzyko rynkowe (*equity premium* –  $R_p$ ).

Celem tego artykułu jest przedstawienie możliwości połączenia wartości premii za ryzyko rynkowe z premią za ryzyko kredytowe oszacowaną za pomocą modeli strukturalnych oceny ryzyka kredytowego. W pracy zostanie zbadana metoda zaproponowana przez Berg / Kaserer. Metoda ta na podstawie klasycz-

<sup>1</sup> Wójcicka A., *Wrażliwość modelu MKMV ze względu na metodę estymacji wzrostu wartości aktywów*, referat zaprezentowany na Konferencji Sekcji Klasyfikacji i Analizy Danych w 2007 roku.

nego modelu Mertona pierwszej generacji oraz modelu zaproponowanego przez Duffie/Lando (2001) szacuje premię za ryzyko rynkowe na podstawie premii za ryzyko niewypłacalności (kredytowe).

### **Metody szacowania premii za ryzyko rynkowe**

Premia za ryzyko kredytowe jest często definiowana jako premia za ryzyko rynkowe, np. jako nadwyżka zwrotu z kapitału ponad zwrot z bonów skarbowych wolnych od ryzyka. W literaturze można spotkać trzy główne metody wyznaczania tejże premii: na podstawie modeli wykorzystujących dane historyczne (faktycznie osiągnięte zwroty), modele zdyskontowanych przepływów pieniężnych i modele oparte na funkcji użyteczności. Praktyka i badania empiryczne zostały zdominowane przez pierwsze z wymienionych podejść. Jednak wiele badań przeprowadzonych w ostatnim czasie dowodzi, że osiągnięte w przeszłości wartości premii rynkowej za ryzyko nie zawsze w sposób adekwatny oddają i prognozują przyszłe jej wielkości. W ostatnich latach znacznie rozszerzono badania nad premią za ryzyko kredytowe związane z prawdopodobieństwem niewypłacalności jednakże nadal nie ma zgodności wśród badaczy co do sposobu jej mierzenia. Zauważyć można, że premia za ryzyko kredytowe wzrasta wraz z obniżaniem się jakości kredytu i wzrostem ryzyka z nim związanym. W modelach strukturalnych oceny ryzyka kredytowego można oszacować ryzyko neutralne ( $R_N$ ) oraz aktualne prawdopodobieństwo niewypłacalności ( $PD$ ), gdzie różnica pomiędzy wartością ryzyka neutralnego a prawdopodobieństwem niewypłacalności określa dynamikę zmiany wartości aktywów – w szczególności współczynnik wartości aktywów Sharpe’a. Biorąc to pod uwagę oraz mając współczynnik korelacji aktywów można następnie oszacować rynkowy współczynnik Sharpe’a. Estymator oszacowany dla rynkowego współczynnika Sharpe’a charakteryzuje się trzema bardzo ważnymi cechami, które okażą się przydatne w dalszych obliczeniach:

- jest oparty tylko na danych bezpośrednio obserwowalnych,
- jest odporny na zmiany dokonywane w modelu,
- jest odporny na wszelkiego rodzaju szumy danych wejściowych.

Wprowadzony zostaje w badaniu także współczynnik korygujący, który jest bliski jedności dla wszystkich stopni ocen ryzyka kredytowego inwestycji co można wykazać szacując różnicę pomiędzy współczynnikiem Sharpe’a otrzymanym z modelu Mertona oraz z modelu Duffie/Lando (2001) – DF. Je-

dynie modele, które wykorzystują wartość aktywów, która nie jest bezpośrednio obserwowalna są w stanie wyznaczyć obserwowaną na rynku wysokość premii za ryzyko kredytowe i określać intensywność niewypłacalności, która stanowi podstawę nowych metod oceny ryzyka kredytowego. Jednym z problemów w modelach strukturalnych jest konieczność szacowania wielu elementów m.in. rynkowej wartości aktywów, poziom dźwigni finansowej, zmienność rynkowej wartości aktywów itd. Jednakże w tym podejściu, w przeciwieństwie do podejścia literaturowego, głównym celem nie jest tylko osiągnięcie faktycznych wartości prawdopodobieństwa niewypłacalności ( $PD$ ) lecz proporcji pomiędzy wartością ryzyka neutralnego ( $R_N$ ) a  $PD$ . Zakładamy, że modele strukturalne prawidłowo określają wartość  $PD$ .

#### Szacowanie współczynnika Sharpe'a na podstawie modelu Mertona

Wartość współczynnika Sharpe'a zostanie oszacowana z modelu Mertona w oparciu o wartości  $PD$  i  $R_N$ . W przeciwieństwie do metod opartych na zdyskontowanych przepływach finansowych nie musimy szacować dywidend oraz zysków i odpowiadających im stóp zwrotu. Pierwsze modele strukturalne szacowania ryzyka kredytowego pojawiły się już w 1973 u Blacka/Scholesa. Następnym modelem był model Mertona z roku 1974. W podejściu tym podmiot finansowany jest z kapitału własnego (który nie generuje żadnych dywidend) i z zero-kuponowej obligacji, o momencie zapadalności  $T$ . Na podstawie rynkowej wartości firmy, zmienności tej wartości oraz struktury zobowiązań firmy wskazania modelu pozwalają uznać ją za niewypłacalną, jeśli wartość jej aktywów w momencie  $t$  ( $A_t$ ) jest niższa od wartość długu ( $D$ ). W takim przypadku spółka powinna ogłosić swoje bankructwo<sup>2</sup>. Za pomocą modelu Mertona można wyznaczyć rynkową wartość kapitału własnego przedsiębiorstwa.

$$E = AN(d_1) - De^{-rT}N(d_2), \quad (1)$$

gdzie:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{A}{D}\right) + (r + 0,5\sigma_A^2)T}{\sigma_A\sqrt{T}}, \quad d_2 = \frac{\ln\left(\frac{A}{D}\right) + (r - 0,5\sigma_A^2)T}{\sigma_A\sqrt{T}},$$

$E$  – rynkowa wartość kapitału własnego przedsiębiorstwa,

<sup>2</sup> W takim podejściu firma może być uznana za niewypłacalną tylko w momencie  $T$  co jest znacznym uproszczeniem w stosunku do rzeczywistości gospodarczej.

$A$  – wartość aktywów przedsiębiorstwa,  $D$  – nominalna wartość zadłużenia,  
 $T$  – okres spłaty kredytu,  $r$  – stopa oprocentowania wolna od ryzyka<sup>3</sup>,  
 $\sigma_A$  – zmienność wartości aktywów przedsiębiorstwa (w %),  
 $N(d_i)$  – wartość dystrybuanty standaryzowanego rozkładu normalnego.

We wzorze (1) bezpośrednio obserwowalne są zmienne  $E$ ,  $D$ ,  $T$ ,  $r$ . Wartość rynkowa aktywów firmy ( $A$ ) oraz jej zmienność ( $\sigma_A$ ) nie są bezpośrednio obserwowalne. W celu oszacowania wartości rynkowej aktywów i jej zmienności dodatkowo wykorzystuje się zależność<sup>4</sup>:

$$\sigma_E E = N(d_1) \sigma_A A, \quad (2)$$

gdzie:

$\sigma_E$  – zmienność wartości kapitału własnego.

Na podstawie równań (1) i (2) w kolejnych iteracjach można obliczyć wartość aktywów firmy ( $A$ ) i jej zmienność ( $\sigma_A$ ). Za punkt niewypłacalności ( $A_{def}$ ) według modelu Mertona przyjmuje się wartość wszystkich zobowiązań krótkoterminowych (nie przekraczających jednego roku) powiększoną o połowę wartości księgowej długu długoterminowego pozostałego do obsługi<sup>5</sup>.

Znając zmienne  $A$ ,  $\sigma_A$ ,  $A_{def}$  oraz  $T$  można wyliczyć teoretyczne prawdopodobieństwo niewypłacalności (PD) dowolnego pożyczkobiorcy, czyli prawdopodobieństwo, że wartość aktywów firmy w perspektywie okresu  $T$ <sup>6</sup> spadnie poniżej wartości krytycznej ( $A_{def}$ ). W praktyce często stosuje się podejście do oszacowania PD, opierające się na założeniu, że zmiany wartości aktywów są opisane standardowym ruchem geometrycznym Browna<sup>7</sup>. W tym przypadku prawdopodobieństwo niewypłacalności szacuje się na podstawie formuły<sup>8</sup>:

<sup>3</sup> Jako wartość stopy wolnej od ryzyka przyjęto średnią rentowność 52-tygodniowych bonów skarbowych.

<sup>4</sup> Hull J.C., *Options, futures and other derivatives*, Prentice Hall, upper Saddle River, New Jersey, wyd. 5., s. 622

<sup>5</sup> Saunders A., *Metody pomiaru ryzyka kredytowego*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2001, s. 35

<sup>6</sup> Najczęściej określa się EDF w perspektywie rocznej.

<sup>7</sup> Crosbie P., Bohn J. (2003), *Modeling Default Risk – Modeling Methodology*, Moody's KMV Company, 18 December 2003, [http://www.defaultrisk.com/ps\\_models.htm](http://www.defaultrisk.com/ps_models.htm), s. 17

<sup>8</sup> Berg T., Kaserer C., *Linking Credit Risk Premia to the Equity Premium*, Technische Universitat Munchen, Working Paper No. 2008-01, s. 4

$$\begin{aligned}
 PD(t, T) &= P[A_T < A_{def}] = P\left[A_t e^{\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t) + (B_T - B_t)} < A_{def}\right] \\
 &= P\left[\sigma(B_T - B_t) < \ln\left(\frac{A_{def}}{A_t}\right) - \left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)(T-t)\right] = \Phi\left[\frac{\ln\frac{A_{def}}{A_t} - \left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right]
 \end{aligned} \quad (3)$$

gdzie:

$A_t$  – wartość aktywów przedsiębiorstwa w okresie  $t$ ,  $\mu$  – średnia stopa zwrotu z aktywów przedsiębiorstwa,  $\sigma^2$  – wariancja stopy zwrotu z aktywów przedsiębiorstwa,  $\Phi$  – zmienna losowa o rozkładzie  $N(0,1)$ .

Natomiast prawdopodobieństwo niewypłacalności neutralne względem ryzyka ( $PD_N$ ) można wyrazić jako:

$$PD_N(t, T) = \Phi\left[\frac{\ln\frac{A_{def}}{A_t} - \left(r - \frac{1}{2}\sigma^2\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right]. \quad (4)$$

Na podstawie równań (3) i (4) otrzymujemy:

$$PD_N(t, T) = \Phi\left[\Phi^{-1}(PD(t, T)) + \frac{\mu - r}{\sigma} \cdot \sqrt{T-t}\right], \quad (5)$$

skąd możemy uzyskać wzór na współczynnik aktywów Sharpe'a (WS), który to wzór jest podstawą w niniejszym badaniu:

$$WS = \frac{\mu - r}{\sigma} = \frac{\Phi^{-1}(R_N(t, T)) - \Phi^{-1}(PD(t, T))}{\sqrt{T-t}}. \quad (6)$$

Zasadniczą zaletą takiego określenia współczynnika aktywów Sharpe'a jest możliwość jego uzyskania bez potrzeby odrębnego szacowania parametrów wykorzystywanych w modelach strukturalnych. Po drugie WS obliczony w ten sposób jest odporny na zmiany zachodzące w modelu. Jednakże problematyczne jest oszacowanie ze wzoru (4) rynkowej wartości WS, gdyż wartość WS aktywów może się różnić od rynkowego WS ze względu na fakt, iż wartość aktywów może nie być na efektywnym poziomie. WS aktywów zależy nie tylko od preferencji inwestora względem ryzyka, ale także od korelacji pomiędzy wartością aktywów a portfelem rynkowym ( $\rho_{A,M}$ ). WS rynkowy można oszacować poprzez zastosowanie modelu CAPM, który w modelu Mertona można wtedy zapisać jako<sup>9</sup>:

<sup>9</sup> Wyprowadzenie znajduje się w pracy [1], s. 6



$$MWS_{\text{Merton}} = \frac{\Phi^{-1}(R_N(t, T)) - \Phi^{-1}(PD(t, T))}{\sqrt{T-t}} \frac{1}{\rho_{E,M}}. \quad (7)$$

Uzyskujemy tę postać przy założeniu, że  $\rho_{A,M}$  można oddać poprzez oszacowany współczynnik korelacji pomiędzy odpowiadającą wartością kapitału a portfelem rynkowym ( $\rho_{E,M}$ )<sup>10</sup>.

### Szacowanie współczynnika Sharpe'a na podstawie innych modeli pierwszej generacji

Wielokrotnie w literaturze możemy napotkać krytykę założeń modelu zaproponowanego przez Mertona<sup>11</sup>. Zarzuca się mu, iż założenia te nie zawsze są realne w praktyce gospodarczej<sup>12</sup>. Niektóre z tych założeń to:

- firma może okazać się niewypłacalna tylko na koniec ustalonego okresu na który wykonana jest analiza (najczęściej jest to okres jednego roku),
- aby model mógł być użyty do oceny ryzyka kredytowego firmy o skomplikowanej strukturze długu, ściśle musi być określone starszeństwo (seniority/priority)<sup>13</sup>,
- rozkład logarytmiczno-normalny<sup>14</sup> zdaje się znacznie przeszacowywać stopę odzysku (*Recovery Rates* – RR) w przypadku wystąpienia niewypłacalności,
- można go zastosować tylko do spółek notowanych na giełdzie, dla których możliwe jest wyznaczenie na podstawie notowań wartości rynkowej aktywów.

W modelu zaproponowanym przez Duffie/Lando (2001) określona jest pewna bariera niewypłacalności, a wartość aktywów uznawana jest za obserwowalną. Podobnie jak w modelu Mertona zmiany wartości aktywów są

<sup>10</sup> W badaniach przeprowadzonych przez twórców tego podejścia dowiedziono, że błąd tego założenia przy zastosowaniu modelu Mertona jest całkowicie nieistotny i nie wpływa znacząco na uzyskane wyniki.

<sup>11</sup> Wójcicka A., *Wybrane nowoczesne metody oceny ryzyka kredytowego*, w: Matematyczne i ekonometryczne metody oceny ryzyka finansowego, red. P. Chrzan, wyd. AE w Katowicach, Katowice 2007, s. 45

<sup>12</sup> Altman E., Resti A., Sironi A., *Default Recovery Rates in Credit Risk Modelling: A Review of the Literature and Empirical Evidence*, Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA, vol. 33, nr 2-2004, str. 186

<sup>13</sup> Model Mertona zakłada, że wypłata zobowiązań z tytułu zaciągniętego długu odbywa się na zasadach pierwszeństwa.

<sup>14</sup> W zmodyfikowanych wersjach modelu Mertona często proponowany jest rozkład o grubych ogonach.

opisane standardowym ruchem geometrycznym Browna z punktem stopu określonym  $A_s \leq L$  a  $s > t$  gdzie  $L$  oznacza próg niewypłacalności. W podejściu tym  $PD$  opisane jest wzorem:

$$PD(t, T) = 1 - PD[\min_{t \leq s \leq T} A_s \geq L] = \quad (8)$$

$$= \Phi \left( \frac{\ln \left( \frac{L}{A_t} \right) - \left( \mu - \frac{1}{2} \sigma_A^2 \right) (T - t)}{\sigma_A \sqrt{T - t}} \right) - e^{\frac{z \left( \mu - \frac{1}{2} \sigma_A^2 \right)}{\sigma_A^2}} \Phi \left( \frac{\ln \left( \frac{L}{A_t} \right) + \left( \mu - \frac{1}{2} \sigma_A^2 \right) (T - t)}{\sigma_A \sqrt{T - t}} \right).$$

Porównując wzory (3) i (4) analogicznie możemy zapisać  $R_N$  zastępując  $\mu$  stopą wolną do ryzyka  $r$ . Jednakże w przypadku tego modelu nie ma prostego przeniesienia jak w modelu Mertona jeżeli chodzi o współczynnik Sharpe'a. Proponowane jest przez autorów tego podejścia wprowadzenie wskaźnika korygującego, który będzie niwelował różnicę. Wskazywałby on jak bardzo odchyła się rynkowy  $WS_{\text{Merton}}$  oszacowany na podstawie oryginalnego modelu Mertona od wartości  $WS_{D/L}$  z modelu Duffie/Lando. Nie mniej w tej pracy prze-testowana zostanie zdolność oryginalnego modelu Mertona do szacowania wskaźnika Sharpe'a, dlatego współczynnik korygujący zostanie na razie pominięty.

### Wyniki badań

Badaniem objęto spółki przemysłu elektromaszynowego notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2000-2007<sup>15</sup>. Niezbędne dane wykorzystane w badaniu pochodzą z takich baz danych jak: World Development Indicators (WDI), Global Development Finance (GDF) oraz ze stron [www.bloomberg.com](http://www.bloomberg.com), [www.damodaran.com](http://www.damodaran.com). Dane dotyczące inflacji w Polsce oraz oprocentowania 52-tygodniowych bonów skarbowych pochodzą z danych Narodowego Banku Polskiego znajdujących się na stronie [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl).

Do wykonania niezbędnych obliczeń przyjęto następujące założenia bardzo często prezentowane w literaturze tematu oraz wykorzystywane w praktyce:

- oszacowań dokonano bez podziału na różne rodzaje akcji,
- stopę zwrotu wolną od ryzyka w kolejnych latach obliczono jako średnią miesięczną rentowność 52-tygodniowych bonów skarbowych,

<sup>15</sup> W badaniu nie brano pod uwagę spółek, które w badanym okresie były notowane na GPW krócej niż 4 lata (dotyczy to spółek m.in. Famot i Polar).

- wartości współczynników  $\beta$  niezbędne w modelu CAPM oszacowano na podstawie równań regresji, w których rolę zmiennej objaśniającej odgrywa miesięczna stopa zwrotu z indeksu WIG, natomiast zmiennych objaśnianych – miesięczna rentowność akcji każdego podmiotu.

W tabeli 1 zaprezentowano wyniki oszacowanych  $PD$  na podstawie modelu Mertona z uwzględnieniem oszacowanej wartości  $\mu$  ( $PD_\mu$ )<sup>16</sup> oraz przy użyciu stopy wolnej od ryzyka ( $PD_N$ ) oraz obliczony w ten sposób wskaźnik Sharpe'a będący różnicą pomiędzy tymi wartościami.

Tabela 1. Średnie wartości  $PD$  dla spółek branży elektromaszynowej w latach 2000 – 2007 na podstawie modelu Mertona

| spółka             | $PD_\mu$ | $PD_N$   | $PD_\mu - PD_N$ |
|--------------------|----------|----------|-----------------|
| Amica              | 0,021593 | 0,0034   | 0,018193        |
| Aparator           | 0,008537 | 0,0021   | 0,006437        |
| Fasing             | 0,081355 | 0,037724 | 0,043631        |
| Hydrotor           | 0,03366  | 0,004    | 0,02966         |
| Kable              | 0,040517 | 0,016443 | 0,024075        |
| Kopex              | 0,083666 | 0,013523 | 0,070143        |
| Polna              | 0,150579 | 0,101503 | 0,049075        |
| Ponar              | 0,015261 | 0,01458  | 0,000681        |
| Relpol             | 0,007716 | 0,001089 | 0,006627        |
| Remak              | 0,017332 | 0,001772 | 0,01556         |
| Zeg                | 0,032588 | 0,018352 | 0,014236        |
| Zrew               | 0,000745 | 0,000128 | 0,000617        |
| średnia dla branży | 0,036067 | 0,017139 | 0,018928        |

Źródło: opracowanie własne

Na podstawie otrzymanych wyników możemy stwierdzić, że zarówno same wartości prawdopodobieństw niewypłacalności oszacowanych z uwzględnieniem parametru  $\mu$  oraz stopy wolnej od ryzyka ( $r$ ) zasadniczo różnią się od siebie pomiędzy poszczególnymi spółkami tej samej branży. W związku z tym wartości premii rynkowej za ryzyko oszacowanej z (6) dla poszczególnych spółek branży elektromaszynowej przyjmują zróżnicowane wartości. Średnia dla branży wyznaczona na podstawie modelu Mertona wynosi 0,0189 i jest zbliżona do wartości oszacowanych dla Amica, Remak i Zeg.

Natomiast wartości otrzymane prawdopodobieństw niewypłacalności otrzymane z modelu Duffie/Lando przedstawione zostały w tabeli 2. Z porów-

<sup>16</sup> Dokładne wyprowadzenie sposobu obliczeń znajduje się w pracy [7]

niania wyników w tabeli 1 i 2 wynika, że względem modelu Mertona wartości uzyskane na podstawie (8) z modelu Duffie/Lando są systematycznie nieco zaniżone. W przeciwieństwie do  $PD_N$ , które dla większości spółek w badanych modelach okazują się zawyżone. Różnice w oszacowanych wartości przedstawia tabela 3.

Tabela 2. Średnie wartości PD dla spółek branży elektromaszynowej w latach 2000 – 2007 na podstawie modelu Duffie/Lando

| spółka             | $PD_{\mu}$ | $PD_N$   | $PD_{\mu} - PD_N$ |
|--------------------|------------|----------|-------------------|
| Amica              | 0,00181    | 0,000359 | 0,001451          |
| Apator             | 0,000566   | 0,000237 | 0,000329          |
| Fasing             | 0,072178   | 0,043454 | 0,028724          |
| Hydrotor           | 0,00232    | 0,000378 | 0,001942          |
| Kable              | 0,03554    | 0,018983 | 0,016557          |
| Kopex              | 0,08434    | 0,01406  | 0,07028           |
| Polna              | 0,122936   | 0,113258 | 0,009678          |
| Ponar              | 0,069182   | 0,01632  | 0,052863          |
| Relpol             | 0,006751   | 0,001135 | 0,005616          |
| Remak              | 0,017147   | 0,002003 | 0,015144          |
| Zeg                | 0,024691   | 0,020896 | 0,003795          |
| Zrew               | 0,000604   | 0,000136 | 0,000468          |
| średnia dla branży | 0,031125   | 0,019238 | 0,011887          |

Źródło: opracowanie własne

Tabela 3. Średnie różnice pomiędzy wartościami  $PD_{\mu}$  i  $PD_N$  oszacowanych z modelu Mertona oraz Duffie/Lando

| spółka   | $PD_{\mu}$ | $PD_N$      | spółka | $PD_{\mu}$ | $PD_N$      |
|----------|------------|-------------|--------|------------|-------------|
| Amica    | 0,019784   | 0,0030409   | Polna  | 0,027643   | -0,01175424 |
| Apator   | 0,007971   | 0,00186312  | Ponar  | -0,05392   | -0,00173913 |
| Fasing   | 0,009178   | -0,0057297  | Relpol | 0,000965   | -0,00004594 |
| Hydrotor | 0,03134    | 0,003622    | Remak  | 0,000185   | -0,00023156 |
| Kable    | 0,004977   | -0,00254053 | Zeg    | 0,007897   | -0,00254351 |
| Kopex    | -0,00067   | -0,00053763 | Zrew   | 0,00014    | -0,00000839 |

Źródło: opracowanie własne

Z powyższego wynika, że różnice w oszacowanych wielkościach są nieznaczne. Z drugiej strony wskazane byłoby jednak wprowadzenie współczynnika korygującego w modelu Duffie/Lando przy założeniu, że punktem odniesienia jest oryginalny model Mertona. Ponadto przeprowadzone badania należy

traktować jako wstępne, gdyż odnoszą się one tylko i wyłącznie do branży elektromaszynowej.

Dalsze badania powinny rozwijać się w dwóch równoległych kierunkach. Pierwszy z nich to przebadanie innych branż polskiej gospodarki, drugi natomiast to próba ustalenia współczynnika korygującego.

### Podsumowanie

W modelach oceny ryzyka kredytowego stosuje się wiele założeń, a niekiedy nawet uproszczeń, które mogą zasadniczo wpływać na poziom oszacowanego na ich podstawie prawdopodobieństwa niewypłacalności. Jednakże można na ich podstawie powiązać wartość premii rynkowej za ryzyko z premią za ryzyko kredytowe (niewypłacalności). Z otrzymanych wyników empirycznych wynika, iż wartości otrzymane z modelu Duffie/Lando systematycznie zaniżają wartość  $PD_{\mu}$  oraz zawyżają  $PD_N$  względem wartości otrzymanych z modelu Mertona. Elementy niezbędne do oszacowania rynkowej wartości wskaźnika Sharpe'a wprowadzają dodatkowy element niepewności. Kolejnym etapem badań powinno być prześledzenie zachowania szacowanych wartości w innych branżach polskiej gospodarki oraz próba wprowadzenia współczynnika korygującego wartości PD.

### Literatura

1. Berg T., Kaserer C., *Linking Credit Risk Premia to the Equity Premium*, Technische Universität München, Working Paper No. 2008-01.
2. Deventer D., Imai K., Mesler M., *Advanced Financial Risk Management. Tools and Techniques for Integrated Credit Risk and Interest Rate Risk Management*, wyd. John Wiley & Sons (Asia) Pte Ltd., 2005.
3. Gątarek D., Maksymiuk R., Krysiak M., Witkowski Ł., *Nowoczesne metody zarządzania ryzykiem finansowym*, WIG-Press, Warszawa 2001.
4. Hull J.C., *Options, futures and other derivatives*, Prentice Hall, upper Saddle River, New Jersey, wyd. 5.
5. Kochaniak K., *Próba oszacowania kosztu kapitału własnego w bankach w 2002 r. na podstawie modelu CAPM*, „Bank i Kredyt”, luty 2003, str. 92-98.
6. Merton R. C., *On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates*, Journal of Finance, Vol. 29, p. 449-470, 1974.

7. Saunders A., *Metody pomiaru ryzyka kredytowego*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2001.
8. Wójcicka A., *Wrażliwość modelu MKMV ze względu na metodę estymacji wzrostu wartości aktywów*, referat zaprezentowany na XVI Konferencji Naukowej SKiAD PTS, "Klasyfikacja i analiza danych - teoria i zastosowania", Krynica 19-21 IX 2007 – w druku.

### STRESZCZENIE

W artykule przedstawiono sposób szacowania premii rynkowej za ryzyko za pomocą modeli oceny ryzyka kredytowego. Najpierw oszacowano prawdopodobieństwa niewypłacalności w oparciu o średnią stopę zwrotu z aktywów, a następnie stopę wolną od ryzyka. Poprzez porównanie odpowiednich wielkości otrzymanych z modelu Merton oraz modelu Duffie/Lando można określić wartość rynkowego wskaźnika Sharpe'a na podstawie obliczeń wykonanych dla spółek z sektora elektromaszynowego.

### THE EQUITY PREMIUM ASSESSMENT IN CREDIT RISK MODELS IN POLISH ECONOMY

#### SUMMARY

In the paper a framework for the equity premium estimation in credit risk models was presented. The credit risk attitude was measured and transformed into equity premium via structural credit risk models. First, the theoretical analysis was carried on Merton model as well as Duffie/Lando model. Basing on the Merton model the market Sharpe ratio was developed in electro-machine industry of Polish market.

*Translated by A. Wójcicka*

*Mgr Aleksandra Wójcicka*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
aleksandra.wojcicka@ae.poznan.pl



TOMASZ WÓJTOWICZ

**WPŁYW WIELKOŚCI OBROTÓW NA OCENĘ WARUNKOWEJ  
WARIANCJI STÓP ZWROTU AKCJI NA GPW W WARSZAWIE**

**Wstęp**

Zależności przyczynowe pomiędzy stopami zwrotu akcji, ich zmiennością i wielkością obrotów (wolumenem) są przedmiotem badań prowadzonych od wielu lat. Ich zrozumienie jest konieczne do poprawnego opisu i modelowania zachowań na rynku kapitałowym. Jak piszą w swojej pracy Hiemstra i Jones (1994) istnieje kilka powodów występowania relacji przyczynowych pomiędzy stopami zwrotu a wolumenem. Pierwszy z nich wynika ze sposobu, w jaki nowa informacja dociera do inwestorów. Jak twierdzą Copeland (1976) oraz Jennings i in. (1981) sekwencyjny napływ informacji powoduje powstawanie zależności przyczynowych pomiędzy cenami i wolumenem i to w obu kierunkach. Zatem historyczne wartości wolumenu mogą być użyteczne do prognozowania bieżących bezwzględnych wartości stóp zwrotu, a jednocześnie historyczne wartości bezwzględne stóp zwrotu mogą być wykorzystane do prognozowania obecnych wartości wolumenu. Drugim wyjaśnieniem istnienia relacji przyczynowych pomiędzy stopami zwrotu a wolumenem są podatkowe i pozapodatkowe motywy handlu akcjami. Motywy podatkowe implikują ujemną zależność pomiędzy stopami zwrotu a wielkością obrotów, natomiast niektóre motywy pozapodatkowe implikują zależność dodatnią. Trzecie wytłumaczenie istnienia związków nieliniowych może wynikać z hipotezy o mieszance rozkładów (Clark (1973), Epps i Epps (1976)). W modelu zaproponowanym przez Clarka (1973) wielkość obrotów służy jako wskaźnik tempa napływu informacji na rynek, natomiast w modelu mieszanki rozkładów zaproponowanym w pracy Epps i Epps (1976) wolumen jest miarą niezgodności ocen dokonywanych przez inwestorów (gdy np. część inwestorów jest przekonanych o istotnym niedoszacowaniu

akcji a część o ich przeszacowaniu to wolumen jest wysoki, gdy istnieje jedno-myślność inwestorów to obroty są niskie). Powoduje to występowanie zależności wartości bezwzględnych stóp zwrotu od wolumenu.

W pracy zostaną zbadane zależności przyczynowe pomiędzy stopami zwrotu, ich zmiennością i wielkością obrotów spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w systemie ciągłym w latach 2001-2007. W szczególności zbadany zostanie wpływ wolumenu na warunkową wariancję stóp zwrotu. W tym celu zastosowany zostanie test liniowej przyczynowości Grangera oraz analiza współczynników korelacji krzyżowej.

W pierwszym rozdziale zostaną omówione występujące w literaturze wyniki badań zależności przyczynowych na rynkach akcji. Rozdział drugi zawiera skrótowe omówienie zagadnienia przyczynowości oraz metod jej badania. Dane oraz wyniki przeprowadzonych badań zostaną omówione w rozdziale trzecim. Pracę kończy podsumowanie uzyskanych wyników oraz wynikające z nich wnioski.

### **Przyczynowość w literaturze**

Początkowo badanie zależności pomiędzy różnymi wielkościami opisującymi akcje sprowadzało się do analizy wzajemnych korelacji. Wyniki tych wczesnych badań zostały zestawione w artykule Karpoffa (1987). Pomimo, że omawiane przez Karpoffa prace dotyczą danych o różnej częstotliwości (od poszczególnych transakcji, poprzez dane dzienne, tygodniowe do rocznych) wynikają z nich podobne wnioski. Po pierwsze, wskazują na występowanie dodatniej korelacji pomiędzy wartością bezwzględną zmian cen (logarytmów cen, stóp zwrotu) a wielkością obrotów. Zależność ta ulega osłabieniu przy stosowaniu danych o wysokiej częstotliwości (transakcyjnych). Po drugie, większość z omawianych przez autora prac odnotowuje występowanie dodatniej korelacji pomiędzy wielkością obrotów i samymi zmianami cen.

W kolejnych latach badania koncentrują się na przyczynowości w sensie Grangera. Najpopularniejszą stosowaną metodą jest test liniowej przyczynowości oparty na badaniu istotności współczynników odpowiedniego modelu wektorowej autoregresji. Większość prac występujących w literaturze dotyczy przyczynowości na rynkach rozwiniętych. Dla danych z NYSE Rogalski (1978) oraz Smirlock i Starks (1988) wykazują istnienie wpływu stóp zwrotu na wolumen. Z kolei Hiemstra i Jones (1994) dowodzą, że zastosowanie testu przyczynowo-



ści nieliniowej prowadzi do wykrycia zależności w obu kierunkach, czyli sprzężenia zwrotnego. Chen i in. (2001) badają relacje przyczynowe na dziewięciu rozwiniętych rynkach. Wykazują istnienie wpływu stóp zwrotu na wolumen na większości z nich. Relacja przeciwna została wykryta tylko na czterech badanych giełdach. Z kolei Lee i Rui (2002) badali zależności przyczynowe na giełdach w Nowym Jorku, Londynie i Tokio. Wykazali oni wpływ stóp zwrotu na wolumen indeksów na giełdach w Tokio i Nowym Jorku i brak zależności przeciwniej na wszystkich trzech rynkach. Jednak odnotowane zostało sprzężenie zwrotne pomiędzy zmiennością indeksów i ich wolumenem.

W ostatnich latach rozpoczęto badanie związków przyczynowych pomiędzy wolumenem i stopami zwrotu również na rynkach wschodzących. Moosa i Al-Loughani (1995) badali rynki azjatyckie. Uzyskali potwierdzenie silnej wzajemnej przyczynowości pomiędzy wolumenem obrotów i wartościami bezwzględnymi zmian indeksów. Również praca Pisedtasalasai i Gunasekarage (2005) dotyczyła wschodzących rynków Azji Południowo-Wschodniej. Przeprowadzone badania pozwoliły wykryć liniowy wpływ stóp zwrotu na wolumen na części z badanych rynków. Z kolei Saacioglu i Starks (1998) dla czterech rynków Ameryki Łacińskiej wykazali, że wolumen wpływa na stopy zwrotu natomiast nie zachodzi zależność przeciwna. Wynik ten stoi raczej w opozycji do większości pozostałych rezultatów dotyczących przyczynowości na rynkach wschodzących. Praca Silvapulle i Choi (1999) dotyczy rynku koreańskiego. Autorzy potwierdzili występowanie silnej wzajemnej przyczynowości (zarówno liniowej jak i nieliniowej) pomiędzy stopami zwrotu i zmianami wolumenu. Z kolei Gündüz i Hatemi-J (2005) badali rynki Europy Centralnej i Wschodniej. Stosując dane z lat 1994-2002 autorzy wykryli istnienie wzajemnej przyczynowości pomiędzy wartościami indeksów i wolumenem obrotów na giełdach w Budapeszcie i Warszawie oraz jednokierunkowy wpływ wartości indeksów na wolumen na giełdach w Rosji i Turcji. Dla danych z giełdy praskiej nie wykryto żadnych istotnych zależności.

#### **Przyczynowość – podstawowe definicje**

Istnienie zależności przyczynowych pomiędzy dwoma stacjonarnymi procesami stochastycznymi  $X_t$  i  $Y_t$  (przy czym proces  $X_t$  jest rozumiany jako przyczyna dla procesu  $Y_t$ ) zostało zdefiniowane przez Grangera (1969) w języku dystrybuant rozkładów warunkowych. Jednak taka definicja przyczynowości

jest niestety bardzo ogólna. Zawiera bowiem niedoprecyzowane pojęcie całej dostępnej informacji w ustalonym momencie. W związku z tym, aby możliwe było badanie i testowanie istnienia przyczynowości, konieczne jest zawężenie definicji i podanie jej w sposób bardziej operacyjny. W szczególności, można podać następującą definicję przyczynowości w sensie Grangera:

$\{X_t\}$  jest przyczyną  $\{Y_t\}$  w sensie Grangera (ozn.  $\{X_t\} \rightarrow \{Y_t\}$ ), jeżeli bieżące wartości  $\{Y_t\}$  można prognozować z większą dokładnością przy użyciu przeszłych wartości  $\{X_t\}$  niż bez ich wykorzystania, przy niezminionej pozostałej informacji. Można również mówić o sprzężeniu zwrotnym, które ma miejsce, jeśli jednocześnie  $\{X_t\}$  jest przyczyną  $\{Y_t\}$  oraz  $\{Y_t\}$  jest przyczyną  $\{X_t\}$ .

Najpopularniejszym, a zarazem najprostszym, rodzajem badanych zależności przyczynowych jest przyczynowość liniowa. Badanie jej istnienia sprowadza się do budowy i analizy odpowiedniego modelu wektorowej autoregresji (VAR). Rozważmy, więc ogólny bezwarunkowy dwuwymiarowy model VAR. W świetle powyższej definicji zagadnienie testowania czy  $\{X_t\}$  jest przyczyną  $\{Y_t\}$  sprowadza się do odpowiedzi na pytanie, czy proces  $\{X_t\}$  może być pominięty w równaniu opisującym  $Y_t$ . W literaturze zaproponowanych zostało kilka testów przyczynowości wykorzystujących tę zasadę, a najpopularniejszym z nich jest test Grangera (1969).

Rozważmy równanie opisujące  $Y_t$  w modelu VAR:

$$y_t = A_0 D_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie  $A_0 D_t$  oznacza część deterministyczną równania.

Hipoteza zerowa podlegająca testowaniu zakłada, że  $\{X_t\}$  nie jest przyczyną  $\{Y_t\}$ , czyli:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0.$$

Niech  $S^2(\varepsilon_t)$  oraz  $S^2(\eta_t)$  będą estymatorami wariancji resztowych w równaniach

$$y_t = A_0 D_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$y_t = A_0 D_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + \eta_t, \quad (3)$$

oszacowanych metodą najmniejszych kwadratów. Wówczas powyższa hipoteza może być testowana np. za pomocą statystyki Walda:

$$S_w = T \frac{S^2(\varepsilon_t) - S^2(\eta_t)}{S^2(\eta_t)},$$

przy czym  $T$  oznacza długość próby. Statystyka ta ma asymptotycznie rozkład  $\chi^2(q)$ . Jeżeli badane jest sprzężenie zwrotne pomiędzy procesami, to wówczas testuje się czy  $\{X_t\}$  jest przyczyną  $\{Y_t\}$  oraz czy  $\{Y_t\}$  jest przyczyną  $\{X_t\}$ .

Należy podkreślić, że testy przyczynowości dają poprawne wyniki tylko wówczas, gdy badane zmienne są stacjonarne. W przypadku zmiennych niestacjonarnych testy są prawdziwe tylko w przybliżeniu, a w pewnych przypadkach mogą dawać fałszywe wskazania. Poprawność uzyskanych wyników zależy również od prawidłowej specyfikacji modelu. W szczególności, może ona wymagać wstępnego filtrowania lub różnicowania. Ponadto w prawidłowo wyspecyfikowanym modelu nie powinna występować autokorelacja składników losowych, gdyż wówczas statystyka testująca nie ma rozkładu chi-kwadrat. Rozwiązaniem tego problemu jest przyjęcie odpowiednio dużej liczby opóźnień w modelu.

W przypadku badania zależności przyczynowej pomiędzy stopami zwrotu i wolumenem podstawowym problemem jest niestacjonarność szeregów czasowych wolumenu. Najczęstszym sposobem radzenia sobie z tym zagadnieniem jest przyjęcie założenia, że wolumen jest procesem zintegrowanym w stopniu pierwszym. Zastosowanie testu Dickeya-Fullera prowadzi zwykle do przyjęcia hipotezy zerowej o istnieniu pierwiastka jednostkowego i w konsekwencji do obliczania różnic. Jednak, jak wynika z badań długiej pamięci (Bollerslev i Jubinski (1999), Lobato i Velasco (2000)), szeregi wolumenu charakteryzują się ułamkowym stopniem integracji. W związku z tym, obliczanie przyrostów prowadzi do nadmiernego różnicowania (overdifferencing). Również zastosowane kointegracji pomiędzy cenami akcji i wielkością obrotów (Gündüz i Hatemi-J (2005)) jest zbyt dużym uproszczeniem, jeżeli wziąć pod uwagę fakt, że stopień integracji wolumenu jest mniejszy niż jeden, natomiast cen akcji – większy niż jeden. Najbardziej poprawne z punktu widzenia własności wolumenu jest uwzględnienie długiej pamięci i zastosowanie operatora ułamkowej integracji.

Z punktu widzenia oceny ryzyka inwestycji giełdowych istotne jest badanie zależności przyczynowej pomiędzy wielkością obrotów a zmiennością cen akcji charakteryzowaną przez warunkową wariancję stóp zwrotu. Lamoureux i Lastrapes (1990) wykazali, że uwzględnienie wolumenu w równaniu warunkowej wariancji w modelu GARCH dla stóp zwrotu w znacznym stopniu tłumaczy

persystencję zmienności cen akcji. Jednakże, własność ta dotyczyła wyłącznie zależności równoczesnych wolumenu i stóp zwrotu. Nie miała miejsca dla wolumenu historycznego. Oznacza to, że w zastosowanych modelach przeszłe wartości wielkości obrotów nie wpływają na ocenę zmienności stóp zwrotu akcji (np. Gallo, Pacini (2000)).

### Wyniki empiryczne

Badanie zostało oparte na danych dotyczących dziennego wolumenu obrotów oraz cen akcji 74 spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w systemie notowań ciągłych w okresie od 2 stycznia 2001 do 31 września 2007. Dodatkowo, w celu uzyskania pełniejszego obrazu, uzupełnione zostały one o wartości i wielkości obrotów indeksów WIG i WIG20. Dane pochodzą z Ceduły GPW oraz ogólnodostępnych portali internetowych bossa.pl i rynek.bph.pl.

Ciągłe dzienne stopy zwrotu zostały obliczone jako różnica logarytmów kursu zamknięcia i kursu odniesienia poszczególnych sesji. Miarą zmienności są kwadraty stóp zwrotu oraz warunkowe wariancje stóp zwrotu. Jako miara wielkości obrotów przyjęty został dzienny wolumen, czyli liczba akcji spółki sprzedanych trakcie danej sesji.

Ponieważ dane wolumenu charakteryzują się wysoką skośnością i kurtozą, więc aby je zniwelować zastosowano transformację logarytmiczną. Szeregi log-wolumenu charakteryzują się też istotną autokorelacją i występowaniem tzw. długiej pamięci, co oznacza silny wpływ odległych wartości szeregu na wartości obecne. Świadczą o tym dodatnie, i w większości przypadków istotne, wartości współczynników ułamkowej integracji scharakteryzowane w tabeli 1. Najpopularniejszą klasą modeli szeregów czasowych z długą pamięcią są modele ARFIMA zaproponowane przez Grangera i Joyeux (1980). Zatem, aby wyeliminować wpływ przeszłych wartości do opisu szeregów log-wolumenu zastosowano najbardziej popularny model ARFIMA(1,d,1). Reszty tego modelu stanowią nieprognozowalny składnik wolumenu (*unexpected volume*). Jak się okazuje w przypadku badanych spółek reszty z modelu ARFIMA odznaczają się zmieniającą się w czasie wariancją co potwierdza przeprowadzony test Engle (Engle (1982)). Tylko dla wolumenu pięciu spółek (AGO, MPP, MSO, PKN i STX) oraz obu indeksów statystyka w tym teście okazała się nieistotna na poziomie 5%. W pozostałych przypadkach hipoteza zerowa o braku efektu

ARCH została odrzucona. W zastosowanym modelu należy więc uwzględnić zmiany warunkowej wariancji. Z drugiej jednak strony wysokie, i w 70 przypadkach istotne, wartości statystyki Ljunga-Boxa dla kwadratów reszt świadczą o występowaniu silnej autokorelacji. Potwierdzeniem tego faktu są w 65 przypadkach istotnie większe od zera wartości długiej pamięci kwadratów reszt modelu ARFIMA (kolumna 3 w tabeli 1). Wynika z tego, że do modelowania warunkowej wariancji reszt modelu ARFIMA dla log-wolumenu należy zastosować model uwzględniający długą pamięć, czyli np. model FIGARCH (np. Baillie i in. (1996)). Uwzględniając opisane powyżej rozważania i obliczenia, do modelowania szeregów czasowych log-wolumenu ostatecznie zastosowany został model ARFIMA(1,d,1)-FIGARCH(1,d,1).

Tabela 1. Statystyki pozycyjne wartości parametrów ułamkowej integracji dla log-wolumenu ( $V_t$ ) i kwadratów reszt modelu ARFIMA(1,d,1) dla log-wolumenu ( $\varepsilon_t^2$ ).

| Estmatory parametru ułamkowej integracji |       |                   |
|------------------------------------------|-------|-------------------|
|                                          | $V_t$ | $\varepsilon_t^2$ |
| min.                                     | 0,093 | -0,002            |
| kwartyl I                                | 0,317 | 0,115             |
| mediana                                  | 0,364 | 0,170             |
| kwartyl III                              | 0,427 | 0,232             |
| max.                                     | 0,553 | 0,342             |
| WIG                                      | 0,426 | 0,109             |
| WIG20                                    | 0,320 | 0,134             |

Źródło: obliczenia własne.

Z kolei stopy zwrotu akcji rozważanych spółek charakteryzują się z jednej strony bardzo niską autokorelacją, a z drugiej zmieniającą się w czasie warunkową wariancją. W związku z tym do ich opisu zastosowany został, powszechny w literaturze, model GARCH(1,1).

Jak zostało wcześniej wspomniane, w badaniu liniowej przyczynowości bardzo ważny jest właściwy dobór liczby opóźnień w testowanym modelu wektorowej autoregresji. W tym celu zastosowane zostało kryterium informacyjne Akaike, przy czym maksymalna rozważana liczba opóźnień wynosiła 20. Po ustaleniu optymalnej liczby opóźnień za pomocą testu Ljunga-Boxa zbadana została obecność autokorelacji reszt wybranego modelu. W większości przypadków autokorelacja ta była nieistotna.

Wyniki przeprowadzonych testów liniowej przyczynowości w sensie Grangera pomiędzy stopami zwrotu standaryzowanymi za pomocą warunkowej wariancji modelu GARCH(1,1), ich warunkową wariancją i resztami modelu ARFIMA(1,d,1)-FIGARCH(1,d',1) zostały zebrane w tabeli 2.

W szczególności można stwierdzić raczej umiarkowany wpływ wolumenu na stopy zwrotu – hipoteza zerowa o braku takiego wpływu została odrzucona w przypadku 16 spółek spośród 74 rozważanych. Dla obu indeksów nie było zaś podstaw do jej odrzucenia. Można natomiast mówić o istnieniu zależności przeciwnej, czyli o wpływie przeszłych wartości stóp zwrotu na wolumen. Taki wpływ jest istotny w przypadku 43 spółek oraz obu indeksów. Wyniki dotyczące wpływu stóp zwrotu na wolumen, są zgodne z omówionymi w pierwszym rozdziale rezultatami badań przyczynowości na innych rynkach. Należy jednak zaznaczyć, że różnią się od tych zaprezentowanych w pracy Gündüz i Hatemi-J (2005). Rozbieżności te, jeżeli nie wynikają z różnic w zastosowanej metodologii<sup>1</sup> mogą świadczyć o stopniowym dojrzewaniu rynku akcji w Polsce. Bowiem wzajemna zależność pomiędzy wolumenem i stopami zwrotu jest charakterystyczna dla rynków wschodzących (np. Moosa i Al-Loughani (1995), Silvapulle i Choi (1999)). Na rynkach rozwiniętych zanika natomiast liniowy wpływ wolumenu na stopy zwrotu (np. Hiemstra i Jones (1994), Lee i Rui (2002)).

W zgodzie z rezultatami uzyskanymi dla innych rynków, tak wschodzących jak i rozwiniętych, są wyniki badania zależności kwadratów stóp zwrotu i wolumenu. Potwierdzają one silny wpływ zmienności cen akcji na wielkość obrotów oraz słabszą zależność przeciwną. Również w przypadku obu indeksów hipoteza o braku wpływu kwadratów stóp zwrotu na wolumen została odrzucona, natomiast nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o braku zależności odwrotnej.

Kwadraty stóp zwrotu służą do oceny ich warunkowej wariancji np. za pomocą modelu GARCH. W związku z tym badanie zależności pomiędzy wolumenem i kwadratami stóp zwrotu można przenieść na badanie zależności pomiędzy wolumenem i warunkową wariancją w modelu GARCH. Istnienie takiej zależności, a zwłaszcza wpływu wolumenu na warunkową wariancję stóp zwrotu, mogłoby zostać wykorzystane do oceny przyszłej zmienności cen akcji.

<sup>1</sup> Gündüz i Hatemi-J badali zależność pomiędzy logarytmami wolumenu a logarytmami wartości indeksów, a nie ich stopami zwrotu. Ponadto obliczenia zostały przeprowadzone dla danych tygodniowych.

Wyniki przeprowadzonych testów liniowej przyczynowości świadczą o występowaniu istotnego wpływu wolumenu na warunkową wariancję stóp zwrotu w przypadku 72 spółek oraz obu indeksów. Jedynymi wyjątkami są spółki ECH i PGF. Zależność przeciwna, czyli wpływ warunkowej wariancji stóp zwrotu na wolumen, nie znajduje potwierdzenia w przeprowadzonych badaniach.

Tabela 2. Liczba przypadków odrzucenia hipotezy zerowej o nieistnieniu liniowej przyczynowości Grangera pomiędzy standaryzowanymi stopami zwrotu ( $R_t$ ), ich kwadratami ( $R_t^2$ ), warunkową wariancją ( $h_t$ ) a resztami modelu ARFIMA-FIGARCH dla log-wolumenu ( $V_t$ ). Przyjęto poziom istotności 5%.

|                         | Przyczynowość |
|-------------------------|---------------|
| $V_t \rightarrow R_t$   | 28            |
| $R_t \rightarrow V_t$   | 43            |
| $V_t \rightarrow R_t^2$ | 16            |
| $R_t^2 \rightarrow V_t$ | 60            |
| $V_t \rightarrow h_t$   | 72            |
| $h_t \rightarrow V_t$   | 9             |

Źródło: obliczenia własne.

Wpływ wolumenu na warunkową wariancję stóp zwrotu można również zaobserwować analizując współczynniki korelacji krzyżowej. Statystyki pozytywne obliczonych współczynników korelacji pomiędzy warunkową wariancją stóp zwrotu a resztami modelu ARFIMA-FIGARCH dla log-wolumenu zostały zestawione w tabeli 3. W szczególności, wartości współczynnika korelacji wzajemnej np. dla  $j=1$  opisują zależność warunkowej wariancji stóp zwrotu i wolumenu obrotów w dniu następnym. Z punktu widzenia omawianych zależności przyczynowych ważne są wartości współczynników korelacji wzajemnej dla  $j=-1$  opisujących zależność pomiędzy wartościami wolumenu z dnia poprzedniego a bieżącymi wartościami warunkowej wariancji stóp zwrotu. Wszystkie te współczynniki są nieujemne i istotne w 64 przypadkach. Podobnie jest w przypadku współczynników korelacji wzajemnej pomiędzy resztami log-wolumenu i warunkową wariancją dla pozostałych ujemnych  $j$ . Oznacza to istotny wpływ przeszłych wartości nieoczekiwanej składowej log-wolumenu na bieżącą wielkość warunkowej wariancji stóp zwrotu. Jest to w zupełnej zgodzie z zaprezentowanymi wcześniej wynikami badania liniowej przyczynowości. Należy jesz-

cze zauważyć, że współczynniki korelacji wzajemnej dla dodatnich  $j$  są w większości nieistotne (71 przypadków dla  $j=1$ , 70 dla  $j=2$  i 69 dla  $j=3$ ). Oznacza, to brak wpływu przeszłych wartości warunkowej wariancji stóp zwrotu na nieoczekiwaną składową log-wolumenu.

Opisane zależności pomiędzy przeszłymi wartościami nieoczekiwanej składowej wolumenu i warunkową wariancją stóp zwrotu sugerują możliwość zastosowania wolumenu jako zmiennej objaśniającej w równaniu warunkowej wariancji modelu GARCH.

Tabela 3. Wartości współczynników korelacji wzajemnej pomiędzy warunkową wariancją stóp zwrotu i resztami modelu ARFIMA-FIGARCH dla log-wolumenu.

| $\text{cor}(h_t, V_{t-j})$ |          |          |          |         |         |         |         |
|----------------------------|----------|----------|----------|---------|---------|---------|---------|
|                            | $j = -3$ | $j = -2$ | $j = -1$ | $j = 0$ | $j = 1$ | $j = 2$ | $j = 3$ |
| min.                       | -0,004   | -0,001   | 0,002    | -0,036  | -0,065  | -0,071  | -0,072  |
| kwartyl I                  | 0,066    | 0,073    | 0,068    | 0,017   | -0,012  | -0,013  | -0,019  |
| mediana                    | 0,092    | 0,115    | 0,119    | 0,038   | 0,004   | -0,002  | -0,005  |
| kwartyl III                | 0,129    | 0,150    | 0,176    | 0,062   | 0,023   | 0,014   | 0,012   |
| max.                       | 0,217    | 0,246    | 0,272    | 0,112   | 0,060   | 0,061   | 0,056   |

Źródło: obliczenia własne.

### Podsumowanie

Przeprowadzone w pracy badania przyczynowości dla spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie potwierdzają wspomniany w literaturze liniowy wpływ stóp zwrotu oraz ich zmienności na wielkość obrotów oraz istnienie słabszej zależności przeciwnej. Najważniejszym jednak wynikiem jest wykazanie nieliniowego wpływu wolumenu na stopy zwrotu. Wynika to z faktu, że reszty modelu ARFIMA-FIGARCH dla log-wolumenu, oddziałują w sposób liniowy na warunkową wariancję stóp zwrotu. Zależność ta może zostać zastosowana do poprawy dokładności estymacji warunkowej wariancji stóp zwrotu poprzez zastosowanie modeli GARCH-cum-volume.

### Literatura

1. Baillie R.T., Bollerslev T., Mikkelsen H.O., *Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, 1996, vol.74, s. 3-30,



2. Bollerslev T., Jubinski D., *Equity trading volume volatility: latent information arrivals and common long-run dependencies*. Journal of Business & Economic Statistics, 1999, vol. 17, s. 9-21.
4. Chen G., Firth M., Rui O.M., *The Dynamic Relation Between Stock Returns, Trading Volume, and Volatility*. The Financial Review, 2001, vol. 38, s.153-174.
3. Clark P.K., *A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices*. Econometrica, 1973, vol. 41, s. 135-155.
4. Copeland T., *A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival*. Journal of Finance, 1976, vol. 31, s. 135-155.
5. Engle R., *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, Econometrica, 1982, vol.50, s. 987-1007.
6. Epps T.W., Epps M.L., *The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis*. Econometrica, 1976, vol.44, s.305-321.
7. Gallo G.M., Pacini B., *The effects of trading activity on market volatility*. The European Journal of Finance, 2000, vol. 6, s. 163-175.
8. Granger C.W.J., *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*. Econometrica, 1969, vol. 37.
9. Granger, C.W.J., Joyeux, R., *An introduction to long-memory time series models and fractional differencing*, Journal of Time Series Analysis, 1980, vol. 1, s. 15-29.
10. Gündüz L., Hatemi-J A., *Stock Price and Volume Relation in Emerging Markets*. Emerging Markets Finance and Trade, 2005, vol. 41, s. 29-44.
11. Hiemstra C., Jones, J.D., *Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price - volume relation*. Journal of Finance, 1994, vol. 49, s. 1639-1664.
12. Jennings R.H., Starks L., Fellingham J., *An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival*. Journal of Finance, 1981, vol. 36, s. 143-161.
13. Karpoff J.M., *The relation between price changes and trading volume: A survey*. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1987, vol. 22, s. 109-126.
14. Lee B.S., Rui O.M., *The dynamic relationship between stock returns and trading volume: Domestic and cross-country evidence*. Journal of Banking and Finance, 2002, vol. 26, s. 51-78.
15. Lobato I.N., Velasco C., *Long memory in stock-market trading volume*. Journal of Business & Economic Statistics, 2000, vol. 18 (4), s. 410-427.
16. Moosa I.A., Al-Loughani N.E., *Testing the Price-Volume Relation in Emerging Asian Stock Markets*. Journal of Asian Economics, 1995, vol.6(3), s.407-422.

17. Rogalski R.J., *The Dependence of Prices and Volume*. Review of Economics and Statistics, 1978, vol.60, s.268-274.
18. Saatcioglu K., Starks L.T., *The Stock Price-Volume Relationship in Emerging Stock Markets: The Case of Latin America*. International Journal of Forecasting, 1998, vol.14, s.215-225.
19. Silvapulle M., Choi C., *Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation: Korean Evidence*. The Quarterly Review of Economics and Finance, 1999, vol.39 (1), s.59-76.
20. Smirlock M., Starks L.T., *An Empirical Analysis of the Stock Price-Volume Relationship*. Journal of Banking and Finance, 1988, vol. 12 (1), s.802-816.

### STRESZCZENIE

W pracy przedstawiono wyniki badania liniowej przyczynowości pomiędzy wolumenem obrotów a warunkową wariancją stóp zwrotu. Analiza została przeprowadzona dla spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2001-2007. Przeprowadzone obliczenia wskazują na istotny wpływ historycznych wartości wolumenu na ocenę warunkowej wariancji stóp zwrotu.

### THE INFLUENCE OF TRADING VOLUME ON CONDITIONAL VARIANCE OF STOCK RETURNS ON WSE

### SUMMARY

In this paper the linear Granger causality between trading volume and conditional variance of stock returns is examined. The analysis is conducted on the basis of daily data of stocks quoted on WSE in 2001-2007. Computations indicate significant influence of trading volume on stock returns volatility.

*Translated by T. Wójtowicz*

*Mgr Tomasz Wójtowicz*  
Akademia Górniczo-Hutnicza  
twojtow@agh.edu.pl



STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 10

## RYNEK KAPITAŁOWY – SKUTECZNIE INWESTOWANIE

PATRONI HONOROWI, MEDIALNI I SPONSORZY



GIEŁDA PAPIERÓW  
WARTOŚCIOWYCH  
w Warszawie



Komisja  
Nadzoru  
Finansowego

**RYNEK**  
**kapitałowy**



**Kurier**  
**szczeciński**





### W NASTĘPNYM NUMERZE

Następny numer, zatytułowany „Zarządzanie Finansami – Finansowanie małych i średnich przedsiębiorstw” (pod redakcją naukową Dariusza Zarzeckiego) poświęcono problemom finansowania MŚP. Małe i średnie przedsiębiorstwa działają w każdej gałęzi gospodarki i w każdej niszy rynku. Potrafią efektywnie i w bardzo krótkim czasie dostosować się do nieustannie zmieniających się realiów rynkowych. Od momentu transformacji ustrojowej w Polsce sektor MŚP rozwijał się bardzo dynamicznie, aby z czasem stać się głównym motorem napędzającym polską gospodarkę. Niestety, znaczenie sektora MŚP jest doceniane w głównej mierze na płaszczyźnie teoretycznej, natomiast w rzeczywistości rozwój małych i średnich przedsiębiorstw jest skutecznie ograniczany przez bariery o charakterze prawnym, rynkowym i ekonomicznym. Uważamy, iż jest to temat ważny i niezwykle interesujący, zarówno z punktu widzenia zarządzania finansami, jak i całej gospodarki, dotyczy bowiem wielu obszarów, z jednej strony tradycyjnej bankowości komercyjnej i rynku usług pozabankowych, a z drugiej – także środków dostępnych w ramach pomocy z Unii Europejskiej oraz bardzo dynamicznie rozwijających się rynków kapitałowych dedykowanych MŚP, takich jak New Connect w Polsce, rynek AIM w Londynie czy First North wchodzący w skład skandynawskiej grupy OMX. W ramach tegorocznej publikacji chcielibyśmy otworzyć forum wymiany poglądów, koncepcji i wyników badań związanych z finansowaniem sektora MŚP, prezentujących je zarówno od strony pojedynczej firmy poszukującej optymalnej struktury finansowania, jak i banku komercyjnego, czy też inwestora giełdowego, realizującego swój program inwestycyjny na rynkach finansowych. Nieodłączną częścią zarządzania finansami, również w odniesieniu do małych i średnich przedsiębiorstw, jest potrzeba wyceny i kreowania wartości firmy dla inwestorów. Zagadnienie kreowania wartości firmy i świadomego nią zarządzania jest często dyskutowane na forum akademickim, jednak w praktyce firm nie jest tak powszechne, jak wynikałoby to z rozważań teoretycznych.