

## Efektywność informacyjna rynku w formie słabej w okresie prywatyzacji GPW w Warszawie\*

Dorota Żebrowska-Suchodolska\*\*

**Streszczenie:** Celem pracy jest weryfikacja hipotezy o słabej formie efektywności informacyjnej polskiego rynku kapitałowego za pomocą testów: autokorelacji, serii i ilorazów wariancji. Badania przeprowadzono dla indeksu WIG20, WIG, mWIG40 oraz subindeksów sektorowych indeksu WIG obliczanych przez giełdę. Analizy przeprowadzono na podstawie dziennych logarymicznych stóp zwrotu dla danych z okresu od 12 czerwca 2008 do 12 kwietnia 2013 roku. Rozważany okres został podzielony na dwa podokresy, datą podziału był dzień prywatyzacji GPW w Warszawie.

**Słowa kluczowe:** efektywność informacyjna rynku, test autokorelacji, test serii, test ilorazów wariancji

### Wprowadzenie

Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie aktywowała działalność w 1991 roku notowaniem akcji pięciu spółek. Dynamiczny jej rozwój sprawił, że jest obecnie liderem wśród giełd Europy Środkowo-Wschodniej. Ponad dwadzieścia lat temu misją GPW w Warszawie było stworzenie podwalin gospodarki rynkowej. Obecnie ma ona inne cele do zrealizowania. Z uwagi na to, że została sprywatyzowana, stawia przed sobą typowe cele biznesowe związane z maksymalizacją zysku, a za cel strategiczny uznaje stworzenie centrum finansowego Europy Środkowo-Wschodniej.

Nieodłącznym zagadnieniem związanym z rynkiem kapitałowym jest efektywność informacyjna rynku, która dotyczy prawidłowej wyceny walorów. W kontekście zmian występujący na rynku kapitałowym, utożsamianym z GPW w Warszawie, ważne staje się badanie efektywności informacyjnej przed prywatyzacją i po prywatyzacji Giełdy oraz analiza uzyskanych wyników w tych okresach. Z uwagi na szeroki zakres rozważanej tematyki badania będą ograniczać się do pojęcia efektywności informacyjnej w formie słabej. Celem pracy jest więc próba odpowiedzi na pytanie, czy prywatyzacja GPW w Warszawie wpływa na efektywność informacyjną rynku w formie słabej. Badania przeprowadzono na podstawie testów błędzenia losowego, tj. testu autokorelacji, testu serii oraz testu ilorazów wariancji.

\* Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2013/09/B/HS4/00493.

\*\* dr Dorota Żebrowska-Suchodolska, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, e-mail: dorota\_zebrowska\_suchodolska@sggw.pl

## 1. Metodologia badań

Zebrany i nazwany przez Eugene'a Fama w 1964 roku „teorią rynków efektywnych” dorobek poprzedników, tj. Bacheliera, Cowlesa, Roberta czy Samuelsona, stał się przez wiele lat tematem dyskusji zwolenników i przeciwników tej teorii. Otrzymana przez Fama w 2013 roku Nagroda Nobla ostatecznie wpisała jego teorię w nurt finansów.

Rynkiem efektywnym informacyjnie nazwał Fama taki rynek, który zapewnia szybki przepływ informacji do wszystkich uczestników rynku w taki sposób, że informacja jest w pełni uwzględniana w cenie papierów wartościowych (zob. Fama 1970: 383–417). W zależności od rodzaju informacji Fama wyróżnił trzy formy efektywności informacyjnej rynku: słabą, średnią i silną<sup>1</sup>.

Słabą formę efektywności weryfikuje się przy użyciu testów błędzenia losowego I, II i III rodzaju (zob. Campbell i in. 1997). Należą do nich m.in. test autokorelacji, test serii oraz test ilorazów wariancji.

Dla inwestora ważne jest, czy zainwestowane przez niego środki przynoszą, czy nie przynoszą zysku. Innymi słowy, bada się średnią wartość stóp zwrotu, co prowadzi do postawienia hipotezy o zerowej wartości oczekiwanej szeregu czasowego:

$$H_0: E(y) = 0, \quad (1a)$$

wobec hipotezy alternatywnej:

$$H_1: E(y) \neq 0. \quad (1b)$$

Dla  $y_i = r_i$ , relację (1) opisują hipotezy o zerowej wartości średnich stop zwrotu. Statystyka testowa dla dużych prób ma postać (Sobczyk 2002: 177):

$$u = \frac{\bar{y}}{S} \sqrt{T}, \quad (2)$$

gdzie:

$\bar{y}$  – średnia arytmetyczna z próby,

$S$  – odchylenie standardowe z próby.

Statystyka  $u$  ma rozkład normalny  $N(0,1)$ . Jeżeli wartość krytyczna  $u_\alpha > u$ , nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej przy poziomie istotności  $\alpha$ . Jeżeli  $u_\alpha \leq |u|$ , to hipoteza zerowa jest odrzucona. Oznacza to, że średnia z próby jest istotna statystycznie.

Test autokorelacji ma na celu zbadanie, czy współczynniki autokorelacji statystycznie nieistotnie różnią się od zera. Hipoteza zerowa testu ma postać:

$$H_0: \rho(k) = 0, \quad (3a)$$

wobec hipotezy alternatywnej:

<sup>1</sup> Rynek jest efektywny informacyjnie w formie słabej, jeśli bieżące ceny odzwierciedlają informacje zawarte w notowaniach historycznych. Średnia forma efektywności informacyjnej oznacza, że ceny aktywów powinny odzwierciedlać również informacje publicznie dostępne, a silna – dodatkowo informacje publicznie niedostępne (Fama 1970).

$$H_1: \rho(k) \neq 0. \tag{3b}$$

Przy poziomie istotności 0,05 hipoteza zerowa dla testu Quenouille'a zostaje odrzucona, jeśli wartość bezwzględna  $\rho(k)$  przekroczy  $u_\alpha / \sqrt{T}$ , gdzie  $T$  jest liczbą obserwacji.

Serią nazywa się każdą sekwencję zmian cen o tym samym znaku, a jej długością liczbę następujących po sobie obserwacji tego samego typu. Na rynku kapitałowym możliwe jest występowanie trzech typów serii, tj. o wartościach większych od zera, mniejszych od zera i równych zero.

Hipoteza zerowa  $H_0$  zakłada, że zmiany indeksu są losowe, wobec hipotezy alternatywnej  $H_1$ , że zmiany indeksu nie mają charakteru losowego. Sprawdzenie testu serii jest postaci (zob. Papla 2003: 88):

$$U = \frac{K - E(\tilde{K})}{S(\tilde{K})}, \tag{4}$$

gdzie:

$K$  – empiryczna liczba serii,

$E(\tilde{K})$  – średnia,

$S^2(\tilde{K})$  – wariancja liczby serii,

określone są według następujących wzorów:

$$E(\tilde{K}) = n + 1 - \frac{\sum_{j=1}^3 n_j^2}{n}; \quad S^2(\tilde{K}) = \frac{\sum_{j=1}^3 n_j^2 \left( \sum_{j=1}^3 n_j^2 + n + n^2 \right) - 2n \sum_{j=1}^3 n_j^3 - n^3}{n(n^2 - 1)}, \tag{5}$$

dla:

$n$  – liczby elementów w badanym szeregu,

$n_j$  – liczby elementów danego typu.

Statystyka  $U$  ma rozkład normalny, zatem  $H_0$  odrzuca się dla  $|U| > u_\alpha$ .

Test ilorazów wariancji oparty jest na założeniu, że wariancje stóp zwrotu rosną w sposób liniowy. Oznacza to, że wariancja stóp zwrotu z  $k$  okresów jest równa  $k$  razy wariancji stopy zwrotu z jednego okresu ( $R(k) = \frac{\sigma^2(k)}{k \cdot \sigma^2(1)}$ ). Stąd, dla procesu błędzenia losowego, wariancja obliczona dla każdego rzędu opóźnienia jest równa jedności. Statystyka testu ilorazów wariancji podana została m.in. przez Lo i MacKinlaya (1989):

$$Z = \frac{VR(k) - 1}{\sqrt{\phi(k)}} \tag{6}$$

gdzie:

$\sigma^2(1)$  – wariancja szeregu  $y_t$ ,  $\sigma^2(1) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{\mu})^2$ ,  $\bar{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t$ ;

$\sigma^2(k)$  – wariancja szeregu, w którym obserwacje są sumami  $k$  kolejnych stóp zwrotu

$$y_t, \dots, y_{t-k+1}, \sigma^2(k) = \frac{1}{T} \sum_{i=k}^T (y_i + y_{i-1} + \dots + y_{i-k+1} - k \cdot \bar{\mu});$$

$$\phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}.$$

Statystyka  $Z$  ma rozkład normalny, zatem  $H_0$  odrzuca się dla  $|U| > u_\alpha$ . Tak sformułowana statystyka dotyczy weryfikacji hipotezy zerowej, że szereg jest szeregiem błędzenia losowego typu RW1.

## 2. Wyniki badań

Badaniami objęto dzienne logarytmiczne stopy zwrotu, wyznaczone dla cen zamknięcia z okresu od 12 czerwca 2008 do 12 kwietnia 2013 roku. Rozważany okres został podzielony na dwa podokresy, a datą podziału był dzień prywatyzacji GPW w Warszawie. Weryfikację hipotez przeprowadzono dla poziomu istotności  $\alpha = 0,05$  przy wykorzystaniu programów Excel i Gretl. Dienne logarytmiczne stopy zwrotu zostały wyznaczone dla następujących indeksów i subindeksów: WIG, WIG20, mWIG40, WIG-Banki, WIG-Budownictwo, WIG-Informatyka, WIG-Spożywczy, WIG-Media, WIG-Telekomunikacja.

Obliczenia rozpoczęto od zbadania zakładanej w modelu błędzenia losowego zgodności rozkładu stóp zwrotu z rozkładem normalnym za pomocą testów: Jarque–Bery i Shapiro–Wilka. Założenie to można uznać za niespełnione we wszystkich przypadkach.

Z punktu widzenia inwestora ważne jest osiągnięcie zysku z dokonanej inwestycji. Chcąc sprawdzić, czy w badanym okresie można znaleźć podokres, w którym zainwestowane środki przynoszą zysk, tzn. czy średnie stopy zwrotu są różne, czy równe zero<sup>2</sup>, badania rozpoczęto od weryfikacji hipotezy o zerowej wartości średnich stóp zwrotu (1).

Średnie stopy zwrotu okazały się równe zero dla całego rynku reprezentowanego przez indeks WIG oraz jego segmentów: reprezentowanych indeksami WIG20 i mWIG40. Wśród branż całego rynku jedynie dla branży budownictwa zaobserwowano średnie stopy zwrotu istotnie różne od zera (tabela 1). Na wynik dla całego okresu branży budownictwa wpłynął zapewne drugi podokres, w którym wartość statystyki była niższa niż dla całego okresu.

---

<sup>2</sup> Z uwagi na to, że łatwiej jest odrzucić hipotezę jednostronną, przyjęto dwustronną hipotezę alternatywną, uwzględniając przy tym znak, jaki wychodzi.

**Tabela 1**

Wartości statystyki (2) dla indeksów WIG, WIG20, mWIG40 i subindeksów z indeksu WIG

	Cały okres	I podokres	II podokres
WIG	0,0919815	0,197389	-0,173034
WIG20	-0,216252	0,00159677	-0,464844
mWIG40	-0,220139	-0,11459	-0,235388
WIG-BANKI	0,0243758	0,224583	-0,34673
WIG-BUDOWNICTWO	<b>-2,91002</b>	-0,64166	<b>-3,49404</b>
WIG-INFORMATYKA	-0,39163	-0,302179	-0,213137
WIG-SPOŻYWCZY	0,598254	1,12793	-0,368845
WIG-MEDIA	-0,477538	0,159809	-0,997476
WIG-TELEKOMUNIKACJA	-0,929028	0,263145	-0,929028

Źródło: opracowanie własne.

Występowanie autokorelacji oznacza, że stopy zwrotu w jednym okresie zależą od stóp zwrotu w okresach poprzednich. Istnienie zależności między okresami świadczy o tym, że badany szereg nie jest szeregiem błędzenia losowego. Badanie autokorelacji przeprowadzono na podstawie testu Quenouille'a, stawiając hipotezę (3). Hipotezę weryfikowano dla różnych opóźnień, tzn.  $k=1, \dots, 100$ . W tabeli 2 przedstawiono procentowy udział przypadków odrzucenia  $H_0$  (3), uwzględniając wszystkie opóźnienia, dla indeksów WIG, WIG20, mWIG40 i subindeksów z indeksu WIG.

**Tabela 2**Procentowy udział przypadków odrzucenia  $H_0$  (3) dla indeksów WIG, WIG20, mWIG40 i subindeksów z indeksu WIG

	Cały okres	I podokres	II podokres
WIG	17	11	9
WIG20	16	11	8
mWIG40	19	22	10
WIG-BANKI	20	15	7
WIG-BUDOWNICTWO	11	3	7
WIG-INFORMATYKA	7	3	7
WIG-SPOŻYWCZY	10	8	6
WIG-MEDIA	10	4	7
WIG-TELEKOMUNIKACJA	1	4	1

Źródło: opracowanie własne.

Ważnym zagadnieniem jest istotność współczynników autokorelacji w czasie. Wraz z rozwojem Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie zarówno dla całego rynku, jak i jego sektorów i segmentów nieznacznie zmniejsza się liczba współczynników autokorelacji różnych od zera, co potwierdzają wyniki uzyskane w drugim podokresie. Zatem na wyniki otrzymane dla całego badanego okresu składa się większy procent przypadków odrzucenia  $H_0$  w pierwszym podokresie.

Dla indeksów WIG i mWIG40 w całym okresie i jego podokresach obserwuje się zależności między dwiema kolejnymi obserwacjami. W przypadku sektorów wchodzących w skład całego rynku zależności te zauważa się częściej w drugim podokresie badań. Oprócz tego można zaobserwować, zarówno dla całego rynku, jak i jego sektorów i segmentów, zależności średniookresowe, które pojawiają się najczęściej po dwudziestym rzędzie opóźnienia.

Test serii przeprowadzono na podstawie statystyki (4), weryfikując hipotezę zerową, że zmiany indeksu są losowe. W tabeli 3 przedstawiono wartości empiryczne statystyki (4).

**Tabela 3**

Wyniki testu serii dla indeksów WIG, WIG20, mWIG40 i subindeksów z indeksu WIG

	Cały okres	I podokres	II podokres
WIG	0,93	-0,51	1,80
WIG20	<b>2,57</b>	0,49	<b>2,98</b>
mWIG40	-3,70	<b>-3,08</b>	<b>-1,96</b>
WIG-BANKI	0,90	-0,70	1,93
WIG-BUDOWNICTWO	-1,22	-0,37	-1,33
WIG-INFORMATYKA	-0,05	0,49	-0,48
WIG-SPOŻYWCZY	-0,25	-1,29	0,94
WIG-MEDIA	-1,10	-0,81	-0,85
WIG-TELEKOMUNIKACJA	<b>1,98</b>	1,11	<b>1,98</b>

Źródło: opracowanie własne.

Hipoteza zerowa o nielosowości stóp zwrotu została odrzucona dla indeksu mWIG40 zarówno w całym okresie badań, jak i obu jego podokresach. W przypadku segmentu rynku spółek najbardziej płynnych (WIG20) hipoteza zerowa została odrzucona dla drugiego podokresu, co zapewne wpłynęło na wynik dla całego okresu badań. Wśród subindeksów wchodzących w skład całego rynku brak losowości stóp zwrotu wystąpił dla sektora telekomunikacyjnego w drugim podokresie i całym okresie.

Wyniki testu ilorazów wariancji typu RW1 przeprowadzonego dla rzędu agregacji  $k = 5$  potwierdziły wcześniejsze wyniki dla segmentu spółek średnich (tabela 4). Hipoteza zerowa, że badany szereg jest błędzeniem losowym, została również odrzucona w przypadku sektorów budownictwa, mediów (w drugim podokresie i całym okresie) oraz dla sektora telekomunikacyjnego w podokresie pierwszym.

**Tabela 4**

Wyniki testu ilorazów wariancji RW1 dla indeksów WIG, WIG20, mWIG40 i subindeksów z indeksu WIG

	Cały okres	I podokres	II podokres
WIG	1,70	1,45	0,57
WIG20	-0,16	0,15	-0,87
mWIG40	<b>6,24</b>	<b>4,90</b>	<b>3,53</b>
WIG-BANKI	1,53	1,95	-1,56
WIG-BUDOWNICTWO	<b>4,95</b>	1,03	<b>6,97</b>
WIG-INFORMATYKA	0,90	-0,24	1,94
WIG-SPOŻYWCZY	<b>2,84</b>	<b>2,56</b>	1,27
WIG-MEDIA	<b>2,76</b>	1,61	2,58
WIG-TELEKOMUNIKACJA	-0,50	-2,57	-0,50

Źródło: opracowanie własne.

## Uwagi końcowe

Efektywność informacyjna została stwierdzona przez Eugene'a Famę na podstawie założeń, które w realnym świecie nie są spełnione. Dlatego wnioskowanie o efektywności będzie zawsze obarczone błędem. W związku z tym opracowano wiele metod badawczych, które pozwalają wnioskować o tym, że rynek jest efektywny informacyjnie w formie słabej. Interpretacja otrzymanych wyników badań jest również różna w zależności od autora. W związku z różną interpretacją uzyskanych wyników przez licznych autorów oraz z uwagi na to, że w niniejszych badaniach testy weryfikowane są na poziomie pięcioprocentowego błędu, w pracy przyjęto efektywność informacyjną (E) na poziomie 5%, a stosunkową efektywność (S) na poziomie 10%.

W tabeli 5 zebrano wyniki badań przeprowadzonych testów, oznaczając literą E – efektywność informacyjną, S – stosunkową efektywność informacyjną, N – nieefektywność informacyjną rynku. W ostatniej kolumnie, na podstawie wyników uzyskanych z kolumn wcześniejszych, stwierdzono o efektywności informacyjnej, stosunkowej efektywności bądź nieefektywności całego rynku, jego segmentów czy sektorów.

Można stwierdzić, że polski rynek akcji reprezentowany przez indeks WIG w całym okresie badań i obu podokresach był stosunkowo efektywny. Segment tego rynku reprezentowany przez spółki duże (WIG20) okazał się stosunkowo efektywny w obu podokresach badań. Natomiast segment rynku spółek średnich (mWIG40) w całym okresie badań i obu podokresach był nieefektywny. Sektory wchodzące w skład całego rynku okazały się stosunkowo efektywne w drugim z badanych podokresów, a efektywne bądź stosunkowo efektywne w okresie pierwszym. Na uzyskane wyniki należy jeszcze nałożyć kryzys finansowy, największy po 1929 roku, który ma istotny wpływ na rynek kapitałowy w Polsce. Prowadzone przez autorkę badania dotyczące efektywności informacyjnej rynku

kapitałowego w Polsce potwierdzają bowiem zwiększającą się liczbę przypadków nieefektywności po 2008 roku (Żebrowska-Suchodolska 2013).

**Tabela 5**

Wyniki przeprowadzonych testów

	Test Quenouille'a			Test serii			Test ilorazów wariacji			Średnia		
	cały okres	I podokres	II podokres	cały okres	I podokres	II podokres	cały okres	I podokres	II podokres	cały okres	I podokres	II podokres
WIG	N	N	S	E	E	E	E	E	E	S	S	S
WIG20	N	N	S	N	E	N	E	E	E	N	S	S
mWIG40	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
WIG-BANKI	N	N	S	E	E	E	E	E	E	S	S	S
WIG-BUDOWNICTWO	N	E	S	E	E	E	N	E	N	N	E	S
WIG-INFORMATYKA	S	E	S	E	E	E	N	N	E	S	S	S
WIG-SPOŻYWCZY	N	S	S	E	E	E	N	N	E	N	S	S
WIG-MEDIA	N	E	S	E	E	E	N	E	N	N	E	S
WIG-TELEKOMUNIKACJA	E	E	E	N	E	N	E	N	E	S	S	S

Źródło: opracowanie własne.

Prywatyzacja Giełdy nie wpłynęła pozytywnie na uzyskane rezultaty, w drugim okresie badań wyniki często były gorsze od wyników uzyskiwanych w okresie pierwszym. Być może był to jeszcze zbyt krótki czas, który minął od prywatyzacji Giełdy, aby wpływ prywatyzacji można było zauważyć. Drugim z powodów gorszych wyników mógł być światowy kryzys finansowy, którego efekty były zauważalne w Polsce później niż w innych krajach zachodnich.

## Literatura

- Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Fama E.F. (1970), *Efficient capital market: A review of theory and empirical work*, „Journal of Finance”, vol. 25, s. 383–417.
- Lo, A., MacKinlay C. (1989), *The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples*, „Journal of Econometrics”, vol. 40, s. 203–238.
- Papla D. (2003), *Teoria rynku efektywnego i jej zastosowanie na rynku polskim*, rozprawa doktorska.
- Sobczyk M. (2007), *Statystyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Witkowska D., Żebrowska-Suchodolska D. (2008a), *Badanie efektywności GPW na przykładzie wybranych indeksów: test autokorelacji*, „Acta Scientiarum Polonorum – Oeconomia” 7(4), s. 155–162.



- Witkowska D., Żebrowska-Suchodolska D. (2008b), *Badanie słabej formy efektywności informacyjnej GPW*, w: *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania 9, Szczecin, s. 155–165.
- Witkowska D., Żebrowska-Suchodolska D. (2009), *Zastosowanie testów autokorelacji do weryfikacji hipotezy o słabej formie efektywności rynku*, w: *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach 2007*, red. P. Chrzan, T. Czernik, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice, s. 35–44.
- Żebrowska-Suchodolska D. (2013), *Rozwój a efektywność informacyjna rynku kapitałowego w Polsce*, rozprawa doktorska.

#### **THE WEAK FORM OF INFORMATIONAL EFFICIENCY OF THE POLISH CAPITAL MARKET DURING THE PRIVATIZATION OF THE WARSAW STOCK EXCHANGE**

**Abstract:** The aim of the paper is verification of hypothesis regarding information efficiency weak form of the Polish capital market by means of autocorrelation test, runs test and variance ratio test. The research is conducted for WIG 20, WIG, mWIG40 indexes and branch indexes of the WIG index. The analyses are carried out based on daily logarithmic return rates for the data from 12.06.2008 to 12.04.2013. The discussed period was divided into 2 subperiods where the date of division is date the privatization of the Warsaw Stock Exchange.

**Keywords:** efficient market hypothesis, autocorrelation test, runs test, variance-ratio test

