

Nie(efektywność) informacyjna giełdowego rynku kontraktów terminowych w Polsce

Paweł Jamróz*
Jarosław Kilon**

Streszczenie: Cel – Poziom cen instrumentów finansowych notowanych na rynkach kapitałowych jest pośrednim lub bezpośrednim odzwierciedleniem wielu złożonych zjawisk gospodarczych. Weryfikacja słabej formy hipotezy efektywności informacyjnej rynku kapitałowego zmierza do stwierdzenia, że stosowanie strategii inwestycyjnych bazujących na znajomości przeszłych cen instrumentów finansowych nie pozwala uzyskiwać ponadprzeciętnych zysków. Celem niniejszego opracowania jest stwierdzenie, czy (i w jakim zakresie) hipoteza ta może być uznana za prawdziwą w odniesieniu do giełdowego rynku kontraktów terminowych w Polsce.

Metodologia badania – Badaniem zostały objęte indeksowe oraz walutowe kontrakty futures notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2002–2014. Wykorzystując szeregi czasowe dziennych notowań kontraktów, stworzono kontynuacyjne szeregi notowań, dla których przeprowadzono testy modelu błędzenia losowego (testy serii, testy autokorelacji oraz testy na obecność pierwiastków jednostkowych). Obliczenia przeprowadzono z wykorzystaniem pakietu GRETL.

Wynik – Przeprowadzone badania nie upoważniają do jednoznacznego odrzucenia hipotezy o efektywności informacyjnej rynku kontraktów terminowych GPW w formie słabej. Uzyskane wyniki badań pozostają w zgodzie z wnioskami płynącymi z innych opracowań, w których zidentyfikowano pewne przypadki nieefektywności informacyjnej GPW, zwłaszcza w odniesieniu do segmentu spółek małych i średnich.

Oryginalność/Wartość – Opracowanie stanowi rozszerzenie dotychczasowych badań nad efektywnością informacyjną polskiego rynku kapitałowego. Bezpośrednią implikacją przeprowadzonych badań jest przypuszczenie, że na rynku kontraktów terminowych GPW z sukcesem mogą być stosowane aktywne strategie inwestycyjne.

Słowa kluczowe: EMH, kontrakty futures, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie

Wprowadzenie

Giełda to wyspecjalizowany i zorganizowany rynek, na którym dokonywane są operacje związane z przenoszeniem prawa własności papierów wartościowych, akcji na zasadach kupna–sprzedaży według uzgodnionych cen, kształtujących się pod wpływem podaży i popytu. W ostatnich dwóch dziesięcioleciach obserwuje się bardzo szybki rozwój rynku instrumentów pochodnych, a szczególnie kontraktów futures na indeks WIG20. Efektywność rynku akcji to jedna z najważniejszych cech opisujących każdy rynek finansowy poprzez sposób funkcjonowania oraz sprawność mechanizmów przetwarzania informacji. Pojęcie efektywności rynku wiąże się z nazwiskiem Eugene’a Famy. Według niego rynek efektywny informacyjnie

* dr Paweł Jamróz, Uniwersytet w Białymstoku, e-mail: p.jamroz@uwb.edu.pl

** dr Jarosław Kilon, Politechnika Białostocka, e-mail: j.kilon@pb.edu.pl

to taki rynek, na którym wszelkie nowe informacje są natychmiast przyswajane przez jego uczestników i natychmiast z powrotem determinują ceny. Koncepcja efektywnego rynku jest najczęściej badaną empirycznie hipotezą w ekonomii i na światowych rynkach kapitałowych.

Efektywność informacyjna rynków kapitałowych jest podstawą racjonalnego inwestowania i leży u podstaw klasycznej nauki finansów. W praktyce najważniejszy jest aspekt informacyjny, w ramach którego bada się szybkość docierania nowych informacji do inwestorów o notowanych spółkach, a także ich decyzje inwestycyjne oraz jak szybko ceny akcji odzwierciedlają nową informację (Tarczyński 2002: 132). Dzięki konkurencyjnemu rynkowi i arbitrażystom jest podtrzymywana efektywność informacyjna wokół wewnętrznej wartości akcji. Przy braku zależności działań inwestorów nieracjonalnych ich wpływ na kursy staje się nieistotny, dlatego racjonalni inwestorzy wpływają stabilizująco na notowania walorów (Milo 2003: 86). Zagadnienie efektywności rynku finansowego bezpośrednio dotyczy wszystkich jego segmentów, jednak najwięcej badań teoretycznych powstało dla rynku kapitałowego, dlatego niejednokrotnie zagadnienie efektywności rynku finansowego utożsamia się wyłącznie z efektywnością rynku kapitałowego. Natomiast w niniejszej pracy będzie dotyczył jedynie segmentu rynku finansowego, jakim jest rynek instrumentów pochodnych giełdy warszawskiej.

Bazując na podejściu Samuelsona oraz sugestiach Roberta, Eugene Fama w 1970 roku przedstawił teorię i dowody na efektywność rynku (Fama 1970: 383–417). Stąd współczesne rozumienie teorii efektywnego rynku kapitałowego jest oparte na definicji Famy, według którego rynek efektywny to taki, na którym ceny zawsze w pełni odzwierciedlają dostępną informację (Fama 1970: 383). Tak zdefiniowana efektywność rynku określa, że na podstawie ogólnie dostępnej informacji nie osiągnie się ponadprzeciętnych stóp zwrotu, a zmiany cen aktywów finansowych mają charakter losowy.

W zależności od zestawu informacji wpływających na cenę walorów finansowych wyróżnia się następujące formy efektywności rynku (Fama 1970: 388):

- słabą, która głosi, że wszystkie informacje zawarte w notowaniach historycznych są całkowicie odzwierciedlone w bieżących cenach akcji;
- średnią, według której wszelkie publicznie dostępne informacje są odzwierciedlane w bieżących cenach akcji;
- silną, która zakłada, że bieżące ceny akcji odzwierciedlają wszelkie istotne informacje, zarówno dostępne publicznie, jak i poufne.

Jeżeli rynek charakteryzuje się słabą formą efektywności, oznacza to, że na podstawie tylko notowań historycznych inwestor nie jest w stanie przewidywać kształtowania się przyszłych notowań waloru, aby osiągnąć wyższe stopy zwrotu niż średnia dla rynku. Zakłada ona, że nie ma związku pomiędzy przeszłymi a przyszłymi notowaniami danego waloru. Słaba forma efektywności wydaje się najłatwiejsza do osiągnięcia przez rynek, gdyż obecnie informacje dotyczące historycznych notowań są bardzo szeroko dostępne i często bezpłatnie publikowane.

Rozpoznanie stopnia efektywności rynku, poza aspektem poznawczym dotyczącym rozwoju rynku oraz sposobu jego funkcjonowania, ma także wymiar praktyczny dla inwestorów i zarządzających spółkami czy portfelami instrumentów finansowych. Jeżeli rynek jest słabo efektywny, przestaje mieć zastosowanie analiza techniczna, ponieważ wszystkie informacje zawarte

w danych historycznych zostały już zdyskontowane w notowaniach walorów. Zatem kupno lub sprzedaż przy wykorzystaniu analizy technicznej nie powinno dawać nadzwyczajnych zysków po uwzględnieniu ryzyka i kosztów transakcyjnych. Aby znaleźć instrumenty niedowartościowane lub przewartościowane, należy odwołać się do sposobów analizy opartych na źródłach innych niż dane historyczne, np. informacji publicznych o kondycji finansowej danej spółki.

Fama w 1991 roku zmodyfikował swoją klasyfikację form efektywności. Rozszerzył kategorię testów słabej efektywności rynku, zastępując ją bardziej ogólną kategorią testów przewidywalności stóp zwrotu (*return predictability*). Kategoria ta obejmuje oprócz badań przewidywalności stóp zwrotu również testy odnoszące się do zależności występujących w próbach przekrojowych wykorzystujących takie zmienne, jak stopa dywidendy, stopy procentowe czy wielkość spółki (Fama 1991: 1576–1577).

Efektywność rynku w formie słabej oznacza, że bieżące kursy waloru powinny odzwierciedlać wszystkie osiągalne informacje, które mogą mieć wpływ na ich wycenę. Kursy notowań zmieniają się losowo, ponieważ rynek reaguje bezzwłocznie i w pełni adekwatnie do napływających na rynek informacji w sposób niemożliwy do przewidzenia (Haugen 1996: 727). W literaturze przedmiotu losowość zmian cen akcji przyjęto określać mianem hipotezy błędzenia losowego (*random walk*), dlatego losowość zmian kursów jest ściśle powiązana ze słabą formą efektywności.

1. Charakterystyka podejścia badawczego i metodyka badań

W literaturze finansowej można spotkać kilka definicji błędzenia losowego. Szeroko prezentowana i popularna klasyfikacja modeli błędzenia losowego jest przytoczona za Campbellem, Lo i MacKinlayem (1997: 28–33). Autorzy wyróżnili trzy rodzaje błędzenia przypadkowego przydatne przy analizie walorów finansowych. W pierwszej definicji błędzenie losowe pierwszego rodzaju (RW1) zakłada, że przyrosty cen mają jednakowe i niezależne rozkłady, co można zapisać następującym równaniem (Campbell i in. 1997: 31–32):

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (1)$$

gdzie μ to oczekiwana zmiana ceny, a $IID(0, \sigma^2)$ oznacza, że składniki losowe ε_t są niezależne o identycznych rozkładach. Zatem jest to bardzo silne założenie ze względu na brak korelacji liniowej między przyrostami oraz identyczności rozkładów, co przy długo istniejącym rynku kapitałowym może być trudne do spełnienia (Jajuga red. 2000: 38). Drugi rodzaj błędzenia losowego (RW2) zakłada, że przyrosty są niezależne, co można zapisać za pomocą następującego równania:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim INID(0, \sigma^2) \quad (2)$$

gdzie $INID(0, \sigma^2)$ oznacza, że składniki losowe ε_t są niezależne o nieidentycznych rozkładach. RW2 jest bardziej realnym założeniem, ale słabszym niż RW1, ponieważ dopuszcza bezwarunkową heteroskedastyczność składników losowych ε_t . RW2 nadal zachowuje bardzo interesującą własność ekonomiczną błędzenia losowego, że zmiana cen

z przeszłości nie może być wykorzystana do przewidywania zmian cen w przyszłości. Trzeci rodzaj błędzenia losowego (RW3) zakłada, że przyrosty są nieskorelowane, co można zapisać w sposób następujący:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0 \text{ dla wszystkich } k \neq 0,$$

gdzie $\text{cov}(\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2) \neq 0$ dla niektórych $k \neq 0$.

RW3 jest najsłabszą formą błędzenia losowego, a jednocześnie najczęściej testowaną hipotezą błędzenia losowego w literaturze przedmiotu. RW3 ma założenie o braku korelacji liniowej składnika losowego, ale może występować zależność nieliniowa. Tak więc możliwe jest na podstawie trzeciego rodzaju błędzenia losowego prognozowanie przyszłych zmian cen na podstawie danych historycznych, co jest sprzeczne ze słabą formą efektywności rynku. Zatem można powiedzieć, że RW1 odpowiada tradycyjnemu rozumieniu błędzenia przypadkowego, natomiast RW2 odpowiada definicji efektywności, a RW3 nie odpowiada efektywności informacyjnej rynku kapitałowego (Jajuga red. 2000: 38).

Badania słabej formy efektywności rynku kapitałowego można dokonywać w różny sposób. Najpowszechniej są stosowane dwie grupy metod: oparte na analizie technicznej oraz statystyczne testy efektywności rynku (Czekaj i in. 2001: 35). Badanie słabej formy efektywności informacyjnej rynku przeprowadza się często w sposób pośredni, sprawdzając brak statystycznie istotnych zależności pomiędzy kolejnymi zmianami kursów walorów. Hipoteza błędzenia losowego (*random walk*) jest silniejsza od hipotezy o słabej formie efektywności, co uprawnia do stwierdzenia, że jeżeli w badanych szeregach czasowych występuje błędzenie losowe (przypadkowe), to prawdziwe jest również zdanie o co najmniej słabej efektywności rynku (Szyszka 2003: 97). Należy jednak pamiętać, że rynek może być efektywny, a ceny akcji lub indeksów mogą nie podlegać błędzeniu losowemu.

W niniejszym opracowaniu w odniesieniu do badanych instrumentów finansowych przeprowadzono trzy rodzaje testów losowości: test autokorelacji, test serii oraz test na obecność pierwiastków jednostkowych.

Testowanie autokorelacji szeregu czasowego polega na zbadaniu, czy pomiędzy sąsiednimi obserwacjami zachodzi zależność liniowa. W przypadku szacowania autokorelacji szeregów czasowych notowań instrumentów finansowych badania prowadzi się dla logarytmicznych stóp zwrotu analizowanych instrumentów. Autokorelację k -tego rzędu (ACF) stanowi wówczas zależność dana wzorem (Czekaj i in. 2001: 67):

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k}^T (r_t - \bar{r})(r_{t-k} - \bar{r})}{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2} \quad (4)$$

gdzie:

- $\hat{\rho}_k$ – oszacowany współczynnik korelacji rzędu k ,
- r_t, r_{t-k} – stopy zwrotu instrumentu finansowego w okresie t i $t-k$,
- \bar{r} – przeciętna stopa zwrotu instrumentu finansowego,

T – liczba obserwacji,
 k – rząd opóźnienia.

Brak autokorelacji rzędu pierwszego (pomiędzy sąsiednimi obserwacjami) nie wyklucza istnienia autokorelacji rzędów wyższych. Do stwierdzenia losowości zachowania cen wymagane jest zatem spełnienie warunku braku autokorelacji rzędu pierwszego i kolejnych (Czekaj i in. 2001: 67). Ze względu na to, że współczynniki autokorelacji wyższych rzędów pomijają wpływ informacji, jaki niosą za sobą obserwacje pomiędzy pierwszą a ostatnią w danym okresie, w analizach statystycznych wyznacza się również współczynniki autokorelacji częściowej (PACF) (Witkowska i in. 2008: 97).

Stwierdzenie, czy łączna autokorelacja w szeregu czasowym różna jest od zera, polega na wykorzystaniu jednego z testów do wykrywania autokorelacji dowolnego rzędu, np. LM Breuscha–Godfrey’a, Boxa–Pierce’a czy Ljunga–Boxa. W niniejszym opracowaniu badanie autokorelacji szeregów czasowych notowań instrumentów pochodnych GPW bazuje na teście Q Ljunga–Boxa, w którym hipoteza zerowa H_0 stanowi, że współczynnik autokorelacji jest równy 0 wobec hipotezy alternatywnej H_A mówiącej, iż autokorelacja w badanym szeregu występuje (może być dodatnia bądź ujemna) (Witkowska i in. 2008: 98).

Drugą grupę testów stanowią testy serii. Pod pojęciem serii na rynku kapitałowym rozumie się nieprzerwany ciąg zmian cen instrumentów finansowych w danym kierunku, przed i po którym następują zmiany cen w kierunku przeciwnym (Czekaj i in. 2001: 71). W przypadku cen instrumentów finansowych zakłada się zazwyczaj występowanie serii nieujemnych (ciąg nieprzerwanie następujących po sobie wzrostów lub braku zmiany ceny) oraz niedodatnich (spadki cen). Inne podejścia sugerują identyfikację trzech rodzajów serii (brak zmiany ceny traktowany jest jako osobny stan) (Jajuga red. 2000: 39). Testy serii polegają na porównaniu oczekiwanej łącznej liczby serii w szeregu podlegającym procesowi błędzenia przypadkowego z liczbą faktycznie osiągniętą, oczekiwanej liczby serii jednego typu z faktycznie zaobserwowaną albo oczekiwanej długości serii z długością faktycznie występującą (Czekaj i in. 2001: 71). W odniesieniu do rynku instrumentów pochodnych GPW w Warszawie przyjęto występowanie serii nieujemnych oraz ujemnych. Hipoteza zerowa zakłada losowy charakter zmian cen wobec hipotezy alternatywnej, że zmiany nie występują w sposób losowy.

Trzecią grupę testów stanowią testy pozwalające zweryfikować hipotezę o stacjonarności badanego szeregu czasowego. Model wyjściowy do przeprowadzenia powyższych testów stanowiło równanie regresji (Witkowska i in. 2008: 73):

$$y_t = \hat{\alpha}_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

gdzie:

y_t, y_{t-1} – wartości w szeregu obserwacji w okresie t i $t-1$,
 $\hat{\alpha}_1$ – nieznanzy parametr modelu podlegający oszacowaniu,
 ε_t – składnik losowy.

Jeżeli $\tilde{\alpha}_1 = 1$ (w szeregu występuje pierwiastek jednostkowy), to równanie powyższe opisuje proces błędzenia przypadkowego, który jest procesem niestacjonarnym, natomiast

szereg jego pierwszych różnic jest stacjonarny. Jeżeli $|\tilde{\alpha}_1| < 1$, proces jest stacjonarny. Badanie stacjonarności szeregu polega na sprawdzeniu, czy oszacowany parametr istotnie różni się od jedności¹. W dalszej części badań do testów wykorzystano zmodyfikowany test Dickeya–Fullera (ADF, *Augmented Dickey-Fuller test*). Test ten sprawdza hipotezę zerową, że proces jest skumulowany (zintegrowany) stopnia pierwszego: I(1), wobec hipotezy alternatywnej, że proces nie jest zintegrowany I(0) (Kufel 2007: 75). Do weryfikacji hipotezy zerowej w teście ADF stosuje się specjalnie wyznaczone dla niego wartości krytyczne (Czekaj i in. 2001: 79). Odrzucenie hipotezy zerowej oznacza, że szereg jest stacjonarny. Jeżeli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, wnioskuje się, że szereg jest niestacjonarny, a procedurę testowania powtarza się dla pierwszych (testując zintegrowanie w stopniu pierwszym) lub kolejnych różnic (dla stopni wyższych) (Witkowska i in. 2008: 77).

2. Wyniki badań empirycznych

Badanie przeprowadzono dla okresu styczeń 2002 – czerwiec 2014 w odniesieniu do indeksowych (FW20, FW40) oraz walutowych (FEUR, FUSD, FCHF) kontraktów terminowych będących przedmiotem notowań na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie (w odniesieniu do kontraktu FCHF, którym obrót uruchomiono w 2008 roku, badaniem objęto okres od 30 września 2008 do 30 czerwca 2014). Konstruując kontynuacyjne szeregi czasowe notowań kontraktów terminowych na poszczególne instrumenty bazowe, uwzględniono ceny zamknięcia serii kontraktów o najkrótszym terminie wygasania. Dane źródłowe dotyczące notowań pochodziły z bazy danych serwisu Stooq.pl, w obliczeniach wykorzystano pakiet GRETL 1.9.90.

Tabela 1

Statystyki opisowe badanych instrumentów finansowych

	FEUR	FUSD	FCHF	FWIG20	FW40
Średnia	4,70928e-005	-9,8151e-005	0,00032881	0,00021339	0,00038928
Mediana	-2,11862e-005	-0,00031880	0,00000	0,00044179	0,00090868
Minimalna	-0,0395721	-0,067677	-0,076830	-0,10763	-0,081678
Maksymalna	0,0412016	0,067971	0,054818	0,10665	0,083086
Odchylenie standardowe	0,0063477	0,009081	0,009361	0,016201	0,013460
Wsp. zmienności	134,792	92,519	28,467	75,920	34,577
Skośność	0,202103	0,23030	-0,28610	-0,29561	-0,51028
Kurtoza	4,08465	4,5537	7,4045	4,1656	4,5713
Obserwacje (n)	2639	2953	1394	3131	2979
Test Jarque'a–Bera	1852,55	2577,47	3203,55	2309,34	2723,12

Pogrubioną czcionką oznaczono wartości istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne przy użyciu programu GRETL.

¹ W praktyce dokonuje się dalszych przekształceń, polegających na obliczeniu $\alpha_1 = \tilde{\alpha}_1 - 1$ i statystycznej weryfikacji hipotezy $\alpha_1 = 0$ (Witkowska i in. 2008: 74–75).

Statystyki opisowe wraz z testem na normalność rozkładów przedstawiono w tabeli 1. Wartość testu Jarque’a–Bera wskazuje, że wszystkie analizowane szeregi nie mają rozkładu normalnego.

2.1. Testy autokorelacji

Wyniki testów autokorelacji szeregów czasowych logarytmicznych stóp zwrotu wybranych kontraktów terminowych notowanych na GPW w Warszawie zostały zawarte w tabelach 2 i 3. Pogrubioną czcionką oznaczono przypadki odrzucenia hipotezy zerowej przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$, co jest równoznaczne ze stwierdzeniem występowania autokorelacji k tego rzędu. W przypadku wszystkich analizowanych walutowych kontraktów futures zaobserwowano istotne dodatnie korelacje rzędu pierwszego, natomiast wszystkie statystyki Q były istotne dla kontraktów FEUR i FCHF. Statystyka Q Ljunga–Boxa dla kontraktu FUSD była istotna statystycznie w ponad 52% przypadków. Otrzymane w tej części wyniki pozwalają odrzucić hipotezę błędzenia losowego. Należy jednak zwrócić uwagę, że statystycznie istotne współczynniki mają niewielkie wartości (nie przekraczają poziomu $\pm 0,1$).

Tabela 2

Współczynniki autokorelacji stóp zwrotu badanych walutowych kontraktów futures

k	FEUR 2.01.2002–30.06.2014			FUSD 2.01.2002–30.06.2014			FCHF 30.09.2008–30.06.2014		
	<i>ACF</i>	<i>PACF</i>	<i>Q</i>	<i>ACF</i>	<i>PACF</i>	<i>Q</i>	<i>ACF</i>	<i>PACF</i>	<i>Q</i>
	1	0,0481	0,0481	6,123	0,0464	0,0464	6,371	0,0827	0,0827
2	-0,0371	-0,0395	9,758	0,0074	0,0052	6,532	-0,0410	-0,0482	11,916
3	-0,0025	0,0012	9,775	0,0031	0,0026	6,561	-0,0602	-0,0531	16,985
4	-0,0324	-0,0340	12,556	-0,0314	-0,0317	9,471	-0,0626	-0,0556	22,475
5	-0,0270	-0,0239	14,491	-0,0233	-0,0204	11,072	-0,0385	-0,0341	24,555
6	-0,0113	-0,0114	14,828	-0,0090	-0,0067	11,313	-0,0373	-0,0402	26,502
7	0,0150	0,0142	15,423	0,0139	0,0152	11,885	-0,0078	-0,0115	26,587
8	0,0226	0,0193	16,773	0,0044	0,0023	11,941	0,0192	0,0100	27,102
9	-0,0382	-0,0410	20,638	-0,0080	-0,0098	12,131	-0,0667	-0,0797	33,357
10	-0,0141	-0,0100	21,163	-0,0359	-0,0364	15,952	0,0133	0,0197	33,607
20	-0,0086	-0,0052	36,551	0,0154	0,0166	29,948	-0,0188	0,0028	56,207
30	0,0181	0,0117	46,101	0,0008	-0,0044	42,101	0,0308	0,0108	67,394
40	0,0341	0,0312	67,139	0,0400	0,0377	62,047	-0,0202	-0,0163	84,081
50	-0,0175	-0,0149	82,011	-0,0335	-0,0243	82,540	-0,0253	-0,0006	101,162
60	0,0398	0,0341	96,213	0,0450	0,0427	102,377	0,0078	0,0096	110,268
70	0,0170	0,0228	119,656	0,0030	0,0058	133,017	-0,0040	0,0005	120,696
80	-0,0072	-0,0013	132,489	-0,0383	-0,0475	150,880	-0,0106	0,0066	149,155
90	0,0013	-0,0033	141,967	0,0165	0,0193	162,808	0,0128	-0,0157	153,278
100	0,0197	0,0132	150,819	-0,0086	-0,0144	178,108	-0,0012	-0,0166	161,385

Pogrubioną czcionką oznaczono wartości istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne przy użyciu programu GRET.L.

Analizując współczynniki autokorelacji indeksowych kontraktów futures, należy stwierdzić, że ich stopy zwrotu nie podlegają procesowi losowemu w całym badanym okresie (zob. tabela 3). Przykładowo dla kontraktu FW20, gdy weźmie się pod uwagę cały okres notowań, istotne okazały się jedynie autokorelacje rzędów $k = 30, 80$. Podobne zjawisko można zaobserwować w przypadku statystyki Ljunga–Boxa dla analizowanego instrumentu ($k = 40 - 100$). Sugerowałoby to zatem, że w przypadku tego kontraktu terminowego, choć nie można mówić o efektywności rynku w formie słabej, widoczna jest tendencja do wzrostu tej efektywności wraz z upływem czasu. Zjawisko to nie znajduje jednak potwierdzenia w przypadku pozostałych kontraktów terminowych notowanych na GPW.

Tabela 3

Współczynniki autokorelacji stóp zwrotu badanych indeksowych kontraktów futures

<i>k</i>	FWIG20 2.01.2002–30.06.2014			FW40 18.02.2002–30.06.2014		
	<i>ACF</i>	<i>PACF</i>	<i>Q</i>	<i>ACF</i>	<i>PACF</i>	<i>Q</i>
1	0,0023	0,0023	0,017	0,0939	0,0939	26,287
2	-0,0347	-0,0347	3,782	0,0128	0,0040	26,776
3	0,0200	0,0201	5,031	0,0403	0,0391	31,622
4	-0,0073	-0,0086	5,199	0,0192	0,0119	32,720
5	-0,0111	-0,0096	5,582	0,0337	0,0306	36,116
6	0,0213	0,0204	7,004	0,0277	0,0203	38,404
7	-0,0217	-0,0223	8,481	0,0503	0,0450	45,963
8	-0,0195	-0,0176	9,672	0,0097	-0,0019	46,242
9	0,0107	0,0083	10,029	0,0266	0,0233	48,365
10	0,0034	0,0031	10,065	0,0147	0,0051	49,011
20	-0,0315	-0,0325	23,753	-0,0177	-0,0250	71,469
30	-0,0461	-0,0509	38,041	-0,0144	-0,0240	80,574
40	0,0224	0,0205	63,236	0,0347	0,0354	104,672
50	-0,0282	-0,0247	76,551	-0,0290	-0,0387	122,031
60	0,0168	0,0202	85,007	0,0020	0,0022	131,925
70	-0,0055	-0,0122	111,792	0,0003	-0,0228	172,615
80	0,0394	0,0400	125,184	0,0217	0,0057	190,123
90	0,0219	0,0210	135,818	0,0144	-0,0034	202,519
100	0,0152	0,0258	145,383	0,0220	0,0279	214,001

Pogrubioną czcionką oznaczono wartości istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne przy użyciu programu GRET.L.

Stosunkowo najwięcej istotnych współczynników autokorelacji (o relatywnie najwyższych wartościach bezwzględnych) uzyskano dla kontraktów terminowych na kursy walut oraz indeks mWIG40. Brak jednoznacznych wyników dla wszystkich analizowanych in-

strumentów nie pozwala jednak na stwierdzenie, że rynek kontraktów terminowych GPW charakteryzował się w badanym okresie efektywnością informacyjną w formie słabej. Notowania kontraktu FW20 spośród analizowanych są w największym stopniu zbliżone do modelu błędzenia losowego.

2.2. Testy serii

Rezultaty weryfikacji hipotezy o losowym charakterze zmian logarytmicznych stóp zwrotu wybranych kontraktów terminowych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie z wykorzystaniem testów serii są przedstawione w tabeli 4.

Przeprowadzone badanie nie daje jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o charakter zmian logarytmicznych stóp zwrotu analizowanych instrumentów. W większości przypadków na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ hipotezę zerową o losowości badanych szeregów w całym analizowanym okresie należy odrzucić. Tym samym nie istnieją podstawy do twierdzenia, że analizowany rynek jest efektywny w sensie słabej formy EMH.

Tabela 4

Wyniki testów serii dla szeregów czasowych badanych kontraktów futures

Instrument	Okres							
	2.01.2002–30.06.2014		2.01.2002–29.12.2006		2.01.2007–31.12.2010		3.01.2011–30.06.2014	
	<i>U</i>	<i>p-value</i>	<i>U</i>	<i>p-value</i>	<i>U</i>	<i>p-value</i>	<i>U</i>	<i>p-value</i>
FW20	3,0565	0,002	2,3146	0,021	1,5464	0,122	1,2212	0,222
FW40	-4,4162	0,000	-2,3776	0,017	-2,4629	0,014	-2,9174	0,004
FCHF*	-1,3933	0,164	–	–	-1,6102	0,107	-0,5784	0,563
FEUR	-2,0832	0,037	-1,5598	0,119	-1,4662	0,143	-0,6449	0,519
FUSD	-2,2639	0,024	-3,5184	0,000	-1,1101	0,267	0,8820	0,378

* Instrument był notowany od 30.09.2008.

Pogrubioną czcionką oznaczono wartości istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne przy użyciu programu GRET.L.

Sytuacja taka nie dotyczy jednak wszystkich analizowanych instrumentów oraz wszystkich podokresów, w szczególności lat 2007–2014 (poza kontraktem na indeks średnich spółek FW40). Mimo że nie daje to możliwości jednoznacznego wnioskowania o efektywności informacyjnej rynku instrumentów pochodnych GPW w formie słabej, pozwala wysunąć przypuszczenie, że wraz z upływem czasu notowania kontraktów w coraz większym stopniu mają charakter losowy. Uzyskane wyniki badań pozostają w zgodzie z wnioskami płynącymi z innych opracowań, w których autorzy zidentyfikowali pewne przypadki nieefektywności informacyjnej GPW, zwłaszcza w segmencie małych i średnich przedsiębiorstw (Witkowska i in. 2008: 155–165).

2.3. Testy na obecność pierwiastków jednostkowych

W celu potwierdzenia dotychczasowych przypuszczeń poddano analizie z wykorzystaniem testu ADF szeregi czasowe cen zamknięcia wybranych kontraktów terminowych notowanych na GPW w Warszawie oraz dzienne logarytmiczne stopy zwrotu tych notowań. Dane obejmują okres od 1 stycznia 2002 bądź początku notowań badanego instrumentu do 30 czerwca 2014 roku.

Tabela 5

Wyniki testu ADF dla szeregów czasowych kursów zamknięcia oraz logarytmicznych stóp zwrotu badanych kontraktów terminowych

Instrument	Kursy zamknięcia				Stopień integracji	Stopy zwrotu			
	model			Stopień integracji		model			Stopień integracji
	A	B	C			A	B	C	
FW20	-1,86631	-1,69913	-1,88431	I(1)	-32,4579	-32,4655	-32,4601	I(0)	
FW40	-1,33905	-1,39234	-1,17868	I(1)	-8,82521	-8,83933	-8,85494	I(0)	
FCHF	-2,26327	-2,6381	-2,68171	I(1)	-26,4907	-26,5402	-26,5583	I(0)	
FEUR	-2,24342	-2,21499	-2,51476	I(1)	-9,25548	-9,26141	-9,28448	I(0)	
FUSD	-2,44748	-2,19843	-2,54895	I(1)	-10,9775	-11,0082	-11,0171	I(0)	

A – z wyrazem wolnym.

B – z wyrazem wolnym i trendem liniowym.

C – z wyrazem wolnym, trendem liniowym i trendem kwadratowym.

Pogrubioną czcionką oznaczono wartości istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne przy użyciu programu GRET.L.

Przeprowadzone testy uprawniają do stwierdzenia, że szeregi cen zamknięcia badanych instrumentów są szeregami niestacjonarnymi. Jednocześnie w przypadku wszystkich instrumentów szeregi czasowe logarytmicznych stóp zwrotu są stacjonarne. Test ADF wykazał, że analizowane szeregi cen są zintegrowane w stopniu pierwszym I(1), a szeregi stóp zwrotu – zerowym I(0). Oznacza to, że szeregi czasowe notowań analizowanych kontraktów terminowych powinny być na mocy przeprowadzonego testu traktowane jako realizacje procesu błędzenia losowego z dryfem. Wyniki przeprowadzonego badania nie potwierdzają zatem przypuszczenia o braku efektywności informacyjnej rynku kontraktów terminowych w formie słabej.

Uwagi końcowe

Zaprezentowane w niniejszym opracowaniu wyniki w znacznej części wskazują, że w badanym okresie analizowane szeregi czasowe notowań kontraktów futures notowanych na GPW w Warszawie nie miały charakteru losowego. Konsekwencją powyższego stwierdzenia jest przypuszczenie o braku efektywności informacyjnej tego segmentu rynku (w formie słabej). Nie zmienia to jednak faktu, że zwolennicy koncepcji EMH mogą uznać, iż zaobserwowana nielosowość cechowała się brakiem trwałości występowania, a wskazywane rozbieżności (w praktycznym ujęciu) w niewielkim stopniu mogą przyczyniać się do skutecznego uzyskiwania ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Co więcej, przeprowadzone badania nie upoważniają do jednoznacznego odrzucenia hipotezy o efektywności informacyjnej rynku kontraktów terminowych GPW w formie słabej, szczególnie w przypadku „złotych” spółek czy późniejszych podokresów (po 2007 roku). Wydaje się jednocześnie, że aktywne strategie inwestycyjne (motywowane przekonaniem o braku efektywności informacyjnej rynku) z największym sukcesem mogą być stosowane w odniesieniu do segmentu spółek średnich. Mając na uwadze niejednoznaczność uzyskanych wyników, należy podkreślić, że w przyszłych badaniach uzasadnione jest zastosowanie innych testów, jak również wykorzystanie danych o innej niż dzienne częstotliwości.

Literatura

- Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton New Jersey.
- Czekaj J., Woś M., Żarnowski J. (2001), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce. Z perspektywy dziesięciolecia*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Fama E.F. (1970), *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, „Journal of Finance”, vol. 25, s. 383–417.
- Fama E.F. (1991), *Efficient Capital Markets: II*, „Journal of Finance”, vol. 46, s. 1576–1577.
- Haugen R.A. (1996), *Teoria nowoczesnego inwestowania*, WIG-Press, Warszawa.
- Kufel T. (2007), *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Jajuga (red.) (2000), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego* Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 2000.
- Milo W. (2003), *Wybór portfela inwestycyjnego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2003.
- Szyska A. (2003), *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Tarczyński W. (2002), *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*, PWE, Warszawa.
- Witkowska D., Matuszewska A., Kompa K. (2008), *Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Witkowska D., Żebrowska-Suchodolska D. (2008), *Badanie słabej formy efektywności informacyjnej GPW*, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego nr 9, Szczecin, s. 155–165.

IFORMATIONAL (IN)EFFICIENCY OF THE POLISH FUTURES MARKET

Abstract: *Purpose* – The prices of financial instruments traded on capital markets is an indirect or a direct reflection of a number of complex economic phenomena. Verification of the weak form of the efficient-market hypothesis (EMH) is mostly based on the assumption that the use of investment strategies based on the knowledge of past prices of financial instruments does not guarantee higher than average rates of returns. The aim of this study is to determine whether (and to what extent) the efficient-market hypothesis can be considered true in relation to the futures contracts listed on Warsaw Stock Exchange stock.

Findings – The results presented in that paper do not permit an unequivocal rejection of the weak form of hypothesis of informational efficiency of the futures market of Warsaw Stock Exchange. The obtained results are consistent with the conclusions of other studies, which identified some cases of WSE informational inefficiency, particularly in relation to the small and medium-sized companies.

Originality/Value – The research is an extension of previous studies on the informational efficiency of the Polish capital market. The direct implication of the paper is the assumption that the active investment strategies can be used successfully for some futures contracts traded on WSE.

Keywords: EMH, futures contract, Warsaw Stock Exchange