Krzysztof Kompa, Aleksandra Matuszewska-Janica

Charakterystyki opisowe i efektywność informacyjna wybranych instrumentw notowanych na GPW

Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania 9, 614-629

2008

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

MUZEUM HISTORII POLSKI

STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 9

KRZYSZTOF KOMPA
ALEKSANDRA MATUSZEWSKA-JANICA

CHARAKTERYSTYKI OPISOWE I EFEKTYWNOŚĆ INFORMACYJNA WYBRANYCH INSTRUMENTÓW NOTOWANYCH NA GPW*

Wstęp

Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie jest kluczową instytucją polskiego rynku kapitałowego. W swej obecnej postaci funkcjonuje od roku 1991 wspierając – po ponad 50-letniej przerwie w działaniu – przemianę polskiej gospodarki. Zarazem jednak transformacja systemu gospodarczego implikuje istotne zmiany w obrębie samej giełdy i rynku kapitałowego. W tym okresie, do marca 2008 r., liczba spółek notowanych na GPW wzrosła 42-krotnie, kapitalizacja – 7300 razy, a obroty – ponad 28 000 razy. Mimo tak znacznego rozwoju i cech charakterystycznych dla rynku dojrzałego rynek kapitałowy w Polsce, działający we współczesnej formie od ponad siedemnastu lat, nadal uważany jest za rynek wschodzący.

Poziom dojrzałości rynku rozpatruje się zwykle w aspekcie jego informacyjnej efektywności, weryfikując hipotezę o efektywności rynku *EMH* (*Efficient Market Hypothesis* [Fama 1970, Fama 1991]). Uwzględnia się przy tym zakres dyskontowania w cenach informacji historycznych i bieżących, dotyczących rynku i jego instrumentów. W konsekwencji wyróżnia się trzy formy efektywności informacyjnej [Campbell i in. 1995, s. 22]: silną, półsilną i słabą. W szczególności – hipoteza słabej informacyjnej efektywności rynku zakłada, że

* Praca została wykonana w ramach projektu badawczego MNiSW nr N113-01932/1848 „Analiza polskiego rynku kapitałowego w latach 2002-2006"

bieżące ceny instrumentów finansowych dyskontują wszystkie informacje zawarte w ich notowaniach historycznych.

Występowanie słabej formy efektywności informacyjnej uważa się za charakterystyczną cechę dojrzałych rynków finansowych. Jeśli hipoteza ta jest spełniona, to na podstawie dostępnych informacji z przeszłości nie można skutecznie przewidywać cen, tj. układać strategii inwestycyjnych o stopach zwrotu wyższych niż przeciętne z rynku, a analiza techniczna i fundamentalna stają się nieprzydatne jako techniki budowy portfela. Oznacza to, że badane szeregi notowań cen instrumentów finansowych, w tym indeksów, albo szeregi notowań stóp zwrotu z inwestycji w instrument finansowy (np. indeksy) są realizacją procesu błądzenia przypadkowego *RW (Random Walk)* ([Lo, MacKinlay 2002], [Chaudhuri, Wu 2003], [Malkiel 2003], [Singal 2004]).

W literaturze przedmiotu wyróżnia się trzy rodzaje procesów błądzenia losowego. Proces jest *RW1* – błądzeniem losowym pierwszego rodzaju – jeśli jego przyrosty są niezależne i mają identyczne rozkłady normalne o zerowej wartości oczekiwanej i tej samej wariancji (są $IID(0,\sigma^2)$ - *independently and identically distributed*). W przypadku procesów o przyrostach niezależnych lecz o różnych rozkładach (*INID - independent but not identically distributed*) mówi się o procesie *RW2* – drugiego rodzaju. O błądzeniu losowym trzeciego rodzaju *RW3* (najbardziej ogólnym przypadku błądzenia losowego, obejmującym dwa poprzednie) mówi się wtedy, gdy przyrosty procesu nie są skorelowane.

Badania empirycznie dotyczące analizy słabej formy efektywności informacyjnej dla polskiego rynku kapitałowego zostały przedstawione między innymi w pracach: [Buczek 2005], [Czekaj i in. 2001], [Jajuga 2000], [Papla 2001], [Szyszka 2003], [Witkowska i in. 2008]. Ze względu na możliwą rangę implikacji *EMH* dla praktyki inwestowania oraz dynamikę liczebności i kapitalizacji spółek na GPW zasadne wydaje się stałe monitorowanie polskiego rynku kapitałowego w aspekcie jego efektywności informacyjnej.

Celem prezentowanego badania jest weryfikacja hipotezy o słabej efektywności informacyjnej dla niektórych instrumentów notowanych na GPW w okresie od 03-01-2000r. do 29-12-2006r. W badaniu wykorzystano najbardziej popularne testy statystyczne stosowane do weryfikacji *EMH* – testy serii oraz test ilorazów wariancji ([Lo, MacKinlay 2002], [Karemera i in. 1999], [Smith,

Ryoo 2003], [Buguk, Brorsen 2003]). Badane były także podstawowe[1] charakterystyki statystyczne – uwzględniono: średnie, wariancje i odchylenia standardowe stóp zwrotu, miernik asymetrii rozkładu, kurtozę oraz typ rozkładu prawdopodobieństwa.

Opis danych

W trakcie sesji na parkiecie Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie dane o przebiegu notowań są dostępne i publikowane on-line. Oficjalne dane sesyjne takie jak: ceny otwarcia, zamknięcia, maksymalne, minimalne i średnie, wolumeny obrotów (w liczbach akcji) oraz obroty (podwójnie liczone) są publikowane po zamknięciu sesji w cedule giełdowej.

W prezentowanych badaniach pod uwagę wzięto szeregi czasowe notowań wybranych akcji oraz indeksów:

- WIG, WIG20 oraz MIDWIG – w kompozycji sprzed 19.03.2007r. oraz
- ceny zamknięcia wybranych złotych spółek, wchodzących w skład kompozycji indeksu WIG20 w marcu 2007r.

Wybór indeksu WIG do badania efektywności informacyjnej GPW podyktowany był jego znaczeniem dla opisu aktywności i dynamiki polskiego rynku kapitałowego - obejmuje wszystkie spółki notowane na GPW, spełniające bazowe kryteria uczestnictwa w indeksach. Jest indeksem dochodowym: przy jego obliczaniu uwzględnia się zarówno ceny zawartych w nim akcji, jak i dochody z dywidend i praw poboru.

Indeks WIG20 jest obliczany na podstawie wartości portfela akcji dwudziestu tzw. złotych spółek. Szczególne znaczenie tego indeksu wynika z dwóch powodów. Po pierwsze, dotyczy największych i najbardziej płynnych spółek notowanych na GPW, generujących największe obroty handlowe parkietu. Po drugie, indeks WIG20 jest instrumentem bazowym dla instrumentów pochodnych, cieszących się coraz większym zainteresowaniem inwestorów.

W obrębie indeksu WIG20 do badania wybrano spółki, których udział w indeksie przekraczał 5% w pierwszym kwartale po zamknięciu okresu badania, a które ponadto były notowane na GPW nie krócej niż od początku stycznia 2000r. Warunki te spełniły: PEKAO, TPSA, BPH, KGHM oraz ORLEN. Do

[1] W badaniach poznawczych analiza podstawowych charakterystyk szeregów czasowych finansowych, w tym - szeregów stóp zwrotu z indeksów giełdowych, stanowi zwykle pierwszy etap analizy danych ([Witkowska i in. 2008]).

badania włączono także notowania indeksu MIDWIG opisującego rynek spółek średnich GPW.

Analizie poddano szeregi finansowe cen zamknięcia przekształcone do postaci logarytmicznych dziennych stóp zwrotu, obejmujące okres od początku roku 2000 do końca roku 2006 w całości oraz w podziale na podpróby: okres bessy (rynek niedźwiedzia) 03.01.2000–08.10.2001, stagnację (09.10.2001–03.07.2003) i okres hossy (rynek byka) 04.07.2003–29.12.2006.

Metodyka i organizacja badania

Badanie podzielono na kilka etapów: (*a*) przygotowanie danych w postaci dziennych logarytmicznych stóp zwrotu i wyznaczenie ich statystyk opisowych, (*b*) weryfikacja hipotez o występowaniu w badanych szeregach stóp zwrotu tzw. „efektów kalendarzowych", (*c*) weryfikacja hipotezy o występowaniu słabej efektywności informacyjnej na podstawie testu serii oraz (*d*) testu ilorazów wariancji.

W pierwszym etapie badania (*a*) przekształcono ceny zamknięcia spółek i wartości zamknięcia indeksów (Y_t) do postaci szeregów dziennych logarytmicznych stóp zwrotu (y_t) oraz obliczono statystyki opisowe dla tych szeregów. Wykorzystano miary: średnia arytmetyczna $y_{śr}$, wariancja S^2 i odchylenie standardowe S, współczynniki skośności A i standaryzowany współczynnik skośności SA oraz współczynniki kurtozy K i standaryzowany współczynnik kurtozy SK ([Dobosz 2004],[Tarczyński 1997]).

W drugim etapie (*b*) weryfikowano hipotezę ([Aczel 1989]) $H_0: E(y) = 0$ badając, czy dla zdefiniowanych szeregów stóp zwrotu oczekiwane średnie stopy zwrotu różnią się istotnie od zera. Badano także istotność różnic pomiędzy oczekiwanymi wartościami średnimi w kolejnych okresach - hipoteza o równości dwóch średnich $H_0: E(y_1) = E(y_2)$ (np. [Osińska 2006], s. 39-43). Weryfikowano ponadto hipotezę o równości dwóch wariancji $H_0: D^2(y_1) = D^2(y_2)$. Wykrycie statystycznie istotnych różnic w średnich i/lub wariancjach mogłoby świadczyć o występowaniu tzw. „efektów kalendarzowych"[2].

Kolejnym etapem prac (*c*) było badanie losowości zmian wybranych instrumentów finansowych. Wykorzystano w tym celu test serii ([Jajuga (red.) 2000], [Papla 2001], [Osińska 2006], [Witkowska i in. 2008]), przyjmując hipo-

[2] Zastosowane testy zostały opisane między innymi w: [Greń 1984], [Witkowska 2001].

tezę zerową H_0 o losowości zmian stóp zwrotu z wybranych do badania akcji i indeksów oraz statystykę testową postaci:

$$U = \frac{K - E(\tilde{K})}{S(\tilde{K})} \tag{1}$$

gdzie: K – empiryczna liczba serii, $E(\tilde{K})$ – wartość oczekiwana liczb serii dwu-elementowych wyznaczona jako:

$$E(\tilde{K}) = \frac{2n_1n_2 + n}{n} \tag{2}$$

przy oznaczeniach: n – liczba elementów w badanycm szeregu, n_1 – liczba nieujemnych stóp zwrotu, n_2 – liczba ujemnych stóp zwrotu lub serii trójelementowych:

$$E(\tilde{K}) = n + 1 - \frac{\sum_{j=1}^{3} n_j^2}{n} \tag{3}$$

przy oznaczeniach: n – jw. (2), n_1 – liczba dodatnich stóp zwrotu, n_2 – liczba stóp zerowych, n_3 – liczba ujemnych stóp zwrotu.

$S(\tilde{K})$ – odchylenie standardowe liczby serii wyznaczone z wariancji dla serii dwu-elementowych jako:

$$S^2(\tilde{K}) = \frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - n)}{(n-1)n^2} \tag{4}$$

i dla serii trój-elemantowych jako:

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

oznaczenia jak w (2) i (3)

Gdy wartość statystyki U (1) przekroczy wartość krytyczną standaryzowanego rozkładu normalnego (~N(0,1)), to hipoteza zerowa zostaje odrzucona. W konsekwencji stwierdza się, że zmiany stóp zwrotu z badanych instrumentów finansowych nie mają charakteru losowego, co świadczy o braku efektywności rynku w badanym zakresie.

Wnioskowanie o efektywności rynku na podstawie testu serii (*c*) uzupełniono o badanie ilorazów wariancji (*d*). Test ilorazów wariancji zaproponowany przez Lo i McKinlay (1988)[3] jest obecnie najczęściej stosowanym testem wy-

[3] Modyfikacje test ilorazów wariancji oraz zastosowania zaprezentowano m.in. w pracach [Wright 2000], [Belaire-Franch, Opong 2005].

stępowania efektywności informacyjnej w formie słabej. Test wykorzystuje właściwość błądzenia losowego polegającą na liniowym wzroście wariancji w funkcji czasu. Oznacza to, że wariancja $S^2(y_t + y_{t-1} + \ldots + y_{t-k+1})$ szeregu sum k sąsiednich obserwacji[4] $y_t + y_{t-1} + \ldots + y_{t-k+1}$, będzie k razy większa od wariancji $S^2(y_t)$ szeregu y_t, a proces błądzenia losowego rozpoznany być może przez porównanie sum wariancji w sąsiednich okresach czasu. Przyjmuje się zatem hipotezę zerową postaci:

$$H_0 : VR(k) = 1;\ VR(k) = \frac{S^2(y_t + y_{t-1} + \ldots + y_{t-k+1})}{k \cdot S^2(y_t)} \tag{6}$$

gdzie: $S^2(y_t)$ – wariancja szeregu y_t; $S^2(y_t) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(y_t - \bar{\mu})^2$, przy czym $\bar{\mu} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} y_t$; $S^2(y_t + y_{t-1} + \ldots + y_{t-k+1})$ – wariancja szeregu, w którym obserwacje są sumami k kolejnych stóp zwrotu: $y_t + y_{t-1} + \ldots + y_{t-k+1}$, przy czym $S^2(y_t + y_{t-1} + \ldots + y_{t-k+1}) = \frac{1}{T}\sum_{t=k}^{T}(y_t + y_{t-1} + \ldots + y_{t-k+1} - k \cdot \bar{\mu})$; T – długość próby oraz $\bar{\mu} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} y_t$

Weryfikacja hipotezy zerowej przy założeniu, że badany proces jest błądzeniem losowym pierwszego rodzaju (*RW1*) odbywa się przy wykorzystaniu statystyki:

$$M_1(k) = \frac{VR(k) - 1}{\sqrt{\phi(k)}} \tag{7}$$

gdzie:

$$\phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3Tk} \tag{8}$$

Jeśli weryfikowana jest hipoteza zerowa o błądzeniu losowym trzeciego rodzaju (*RW3*), to statystyka testowa ma postać:

$$M_2(k) = \frac{VR(k) - 1}{\sqrt{\phi^*(k)}} \tag{9}$$

gdzie:

[4] y_t - są to przyrosty badanego procesu, którymi mogą być np. logarytmiczne stopy zwrotu.

$$\phi^*(k) = \sum_{j=1}^{k-1} \left[\frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \frac{\sum_{t=j+1}^{T} (y_t - \bar{y})^2 (y_{t-j} - \bar{y})^2}{\left[\sum_{t=1}^{T} (y_t - \bar{y})^2 \right]^2}. \tag{10}$$

Obie statystyki testowe, $M_1(k)$ oraz $M_2(k)$ mają standaryzowany rozkład normalny (~N(0,1)). Odrzucenie hipotezy zerowej skutkuje przyjęciem tezy o nielosowym charakterze zmian stóp zwrotu z badanych akcji lub indeksów. Innymi słowy, badany szereg nie jest realizacją procesu błądzenia losowego i w konsekwencji rynek badanego instrumentu finansowego nie jest efektywny informacyjnie w formie słabej.

Wyniki

Analizie poddano 8 szeregów finansowych obejmujących obserwacje dziennych cen (bądź dziennych wartości) zamknięcia następujących instrumentów finansowych notowanych na GPW: WIG, WIG20, MIDWIG, PEKAO, TPSA, BANKBPH, KGHM oraz PKNORLEN. Badaniami objęto okres:

- P1: 03.01.2000r. - 29.12.2006r. podzielony na trzy podokresy: P2, P3 i P4,
- P2: 03.01.2000r. - 08.10.2001r. (spadki indeksu WIG – *rynek niedźwiedzia*),
- P3: 09.10.2001r. - 03.07.2003r. (okres stagnacji indeksu WIG z korektami),
- P4: 04.07.2003r. - 29.12.2006r. (wzrosty indeksu WIG – *rynek byka*).

Wyniki pierwszej części badania, obejmującej średnie, wariancje, skośności i kurtozy, zestawiono w tabeli 1. W wierszach oznaczonych jako SVT, symbole: P2, P3 oraz P4 oznaczają, że wariancje szacowane dla okresów P1, P2, P3 lub P4 (z główki kolumn) różnią się istotnie od wariancji z okresów wymienionych w wierszu SVT. Analizując wyniki zamieszczone w tabeli 1. można zauważyć, że w okresie rynku byka P4 (tj. we wzrostowym okresie indeksu WIG) średnie logarytmiczne stopy zwrotu są istotnie większe od zera dla wszystkich badanych indeksów oraz dla dwóch spółek: KGHM i BPH.

Tabela 1. Miary opisowe dla wybranych instrumentów notowanych na GPW w okresie od 2000r. do 2006r. i w podokresach

WIG					WIG20			
P1	P2	P3	P4	Okres	P1	P2	P3	P4
1756	443	431	880	T	1756	443	431	880
0,0006	-0,0011	0,0007	0,0013	$y_{śr}$	0,0003	-0,0014	0,0004	0,0011
0,0681	0,1518	0,2336	0,0007	p-value	0,3830	0,1395	0,5659	0,0173
			*	*				*
	P3; P4	P2	P4	SVT		P3; P4	P2, P4	P2; P3
-0,2397	-0,3070	0,5128	-0,3030	A	-13	-90	5971	-2014
-4,10	-2,64	4,35	-3,67	SA	-0,02	-0,08	5,06	-2,44
0	0,0083	0	0,0002	p-value	0,9823	0,9383	0	0,0147
*	*	*	*	*			*	*
2,35	1,95	1,16	1,57	K	1,36	0,62	1,25	1,28
20,07	8,37	4,91	9,51	SK	11,63	2,64	5,31	7,74
0	0	0	0	p-value	0	0,0082	0	0
*	*	*	*	*	*	*	*	*
MIDWIG					BPH			
P1	P2	P3	P4	Okres	P1	P2	P3	P4
1756	443	431	880	T	1755	443	431	879
0,0007	-0,0006	0,0003	0,0015	$y_{śr}$	0,0009	-0,0005	0,0012	0,0013
0,0028	0,2600	0,3524	0	p-value	0,0779	0,6088	0,2413	0,0395
*			*	*				*
	P3; P4	P2, P4	P2, P3	SVT		P4	P4	P2; P3
-0,5214	-0,3374	0,0307	-0,6925	A	-0,1167	-0,3486	0,1569	-0,1456
-8,92	-2,90	0,26	-8,34	SA	-2,00	-3,00	1,33	-1,76
0	0,0037	0,7946	0	p-value	0,0459	0,0027	0,1835	0,0780
*	*		*	*	*	*		
4,54	4,55	0,86	3,49	K	2,15	1,44	1,20	3,31
38,86	19,54	3,65	21,12	SK	18,41	6,19	5,09	20,01
0	0	0,0003	0	p-value	0	0	0	0
*	*	*	*	*	*	*	*	*

Źródło: Opracowanie własne. Uwaga: SVT oznacza test równości wariancji. * oznacza odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności $\alpha = 0{,}05$.

Tabela 1. (cd) Miary opisowe dla wybranych instrumentów notowanych na GPW

KGHM					PEKAO			
P1	P2	P3	P4	Okres	P1	P2	P3	P4
1755	443	431	879	T	1756	443	431	880
0,0007	-0,0022	0,0006	0,0021	$y_{śr}$	0,0008	0,0003	0,0011	0,0009
0,2524	0,0962	0,5986	0,0119	p-value	0,0969	0,7884	0,2527	0,1956
			*	*				
	P3; P4	P2	P2	SVT				
-0,1399	0,0499	0,2485	-0,3988	A	0,2031	0,0590	0,1115	0,3350
-2,39	0,43	2,11	-4,83	SA	3,47	0,51	0,95	4,06
0,0167	0,6679	0,0352	0	p-value	0,0005	0,6119	0,3445	0
*		*	*	*	*			*
2,57	3,97	1,39	2,12	K	1,62	1,66	0,67	2,02
22,00	17,07	5,90	12,85	SK	13,84	7,15	2,85	12,25
0	0	0	0	p-value	0	0	0,0044	0
*	*	*	*	*	*	*	*	*
ORLEN					TPSA			
P1	P2	P3	P4	Okres	P1	P2	P3	P4
1756	443	431	880	T	1756	443	431	880
0,0003	-0,0012	0,0004	0,0010	$y_{śr}$	-0,0001	-0,0019	0,0001	0,0007
0,4664	0,1897	0,6384	0,1266	p-value	0,9121	0,1704	0,9034	0,2593
				*				
	P3	P2; P4	P3	SVT		P3; P4	P2; P4	P2, P3
0,0887	0,0730	0,5086	-0,0773	A	0,1649	0,2108	0,3559	-0,0588
1,52	0,63	4,31	-0,94	SA	2,82	1,81	3,02	-0,71
0,1290	0,5302	0	0,3490	p-value	0,0048	0,0701	0,0026	0,4764
		*		*	*		*	
1,12	0,33	2,38	1,12	K	1,09	-0,06	1,29	0,62
9,57	1,42	10,07	6,76	SK	9,31	-0,26	5,49	3,80
0	0,1542	0	0	p-value	0	0,7928	0	0,0002
*		*	*	*	*		*	*

Źródło: Opracowanie własne. Uwaga: SVT oznacza test równości wariancji. * oznacza odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Analizując wyniki zamieszczone w tabeli 1. można zauważyć, że w okresie rynku byka P4 (tj. we wzrostowym okresie indeksu WIG) średnie logarytmiczne stopy zwrotu są istotnie większe od zera dla wszystkich badanych indeksów oraz dla dwóch spółek: KGHM i BPH.

Dla wszystkich instrumentów (z wyjątkiem akcji PEKAO) wariancje, oszacowane w podokresach są istotnie różne. W większości przypadków rozkłady prawdopodobieństwa stóp zwrotu są asymetryczne i kurtoza istotnie różni się od smukłości rozkładu normalnego. To uzasadnia zastosowanie testu ilorazów wariancji w odmianie właściwej dla weryfikacji hipotezy o występowaniu procesu błądzenia losowego trzeciego rodzaju (*RW3*).

Wyniki zastosowania testu serii do weryfikacji hipotezy o losowości zmian stóp zwrotu z wybranych do badania instrumentów finansowych zestawiono w tabeli 2. W teście wykorzystującym dwie serie danych jedna z nich zawiera nieujemne, a druga – pozostałe, stopy zwrotu. Gdy wykorzystywane są trzy serie danych to jedna z nich zawiera dodatnie, druga – zerowe, a trzecia – ujemne, stopy zwrotu z badanych instrumentów finansowych.

Analiza wyników zamieszczonych w tabeli 2. pozwala stwierdzić losowy charakter zmian stóp zwrotu z indeksów WIG i WIG20 potwierdzony przez oba testy. Test dwóch serii wskazuje na nielosowy charakter zmian w szeregach indeksu MIDWIG i spółki TPSA.

Wykorzystanie testu trzech serii nie potwierdza losowości zmian dla żadnego badanego, poza głównymi indeksami, instrumentu finansowego.

Wyniki testu ilorazów wariancji wraz z wartościami *VR(k)* i statystykami testowymi: $M_1(k)$, $M_2(k)$ zestawiono w tabeli 3.

Zauważyć można, że hipoteza o losowości zmian w szeregach stóp zwrotu dla całego okresu badania (P1) została odrzucona jedynie dla indeksu MIDWIG oraz akcji spółki PEKAO. Zmiany stóp zwrotu z indeksu MIDWIG nie są realizacją procesu błądzenia losowego także w okresie trendu horyzontalnego (podokres P3) i w okresie rynku wzrostowego (podokres P4). W konsekwencji wnioskuje się, że rynek małych i średnich spółek nie jest informacyjnie efektywny w formie słabej. W przypadku indeksów WIG i WIG20, indeksu MIDWIG w okresie bessy oraz spółek BPH, KGHM, ORLEN i TPSA nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu błądzenia losowego w szeregach ich stóp zwrotu. Interesujące wydaje się natomiast spostrzeżenie dotyczące zachowania głównego indeksu giełdy w Warszawie w okresie P4 – w okresie hossy stopy zwrotu z indeksu WIG, informacyjnie efektywnego w pozostałych okresach, nie są procesem błądzenia losowego.

Tabela 2. Wyniki testu serii dla wybranych instrumentów notowanych na GPW w okresie od 2000r. do 2006r. i w podokresach

Instrument	Okres badania	Test losowości 2 Serie			Test losowości 3 Serie		
		U	p-value		U	p-value	
WIG	P1: 03.01.'00-29.12.'06	-0,2468	0,8051		1,1058	0,2688	
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	-0,9957	0,3194		-0,6541	0,513	
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	1,075	0,2824		0,4783	0,6324	
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	-0,0422	0,9664		1,7548	0,0793	
WIG20	P1: 03.01.'00-29.12.'06	-0,1832	0,8547		0,2383	0,8117	
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	-1,2093	0,2266		-0,8312	0,4059	
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	0,4533	0,6503		-0,3145	0,7532	
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	0,6988	0,4847		1,2124	0,2253	
MIDWIG	P1: 03.01.'00-29.12.'06	-4,134	0	*	1,7767	0,0756	
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	-1,3652	0,1722		-0,7375	0,4608	
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	0,244	0,8073		0,0658	0,9475	
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	-4,2866	0	*	3,2733	0,0011	*
BPH	P1: 03.01.'00-29.12.'06	-0,6222	0,5338		-3,3571	0,0008	*
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	1,4649	0,143		-3,1347	0,0017	*
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	-0,4989	0,6178		-2,1909	0,0285	*
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	-1,3608	0,1736		-1,0096	0,3127	
KGHM	P1: 03.01.'00-29.12.'06	0,4568	0,6478		-2,5308	0,0114	*
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	0,1827	0,8551		-2,8294	0,0047	*
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	1,3891	0,1648		-2,3485	0,0189	*
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	0,1395	0,8891		0,2017	0,8402	
PEKAO	P1: 03.01.'00-29.12.'06	0,7944	0,427		-4,0319	0,0001	*
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	0,4251	0,6708		-1,9185	0,0551	
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	0,5057	0,6131		-1,851	0,0642	
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	0,4775	0,633		-3,1309	0,0017	*
ORLEN	P1: 03.01.'00-29.12.'06	0,4527	0,6508		-3,8351	0,0001	*
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	-1,0238	0,3059		-2,7663	0,0057	*
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	1,4703	0,1415		-2,5501	0,0108	*
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	0,6085	0,5428		-1,7001	0,0891	
TPSA	P1: 03.01.'00-29.12.'06	2,1342	0,0328	*	-5,6114	0	*
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	1,0361	0,3002		-2,8232	0,0048	*
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	0,7988	0,4244		-3,1795	0,0015	*
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	1,8419	0,0655		-3,6796	0,0002	*

Źródło: Opracowanie własne. Symbolem * oznaczono odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Tabela 3. Wyniki testu ilorazów wariancji dla wybranych instrumentów notowanych na GPW w okresie od 2000r. do 2006r. i w podokresach

		okres P1 cała próba			podokres P2 bessa			podokres P3 stagnacja			podokres P4 hossa		
	K	VR	M1	M2	VR	M1	M2	VR	M1	M2	VR	M1	M2
WIG	2	1,04	1,79	1,47	0,99	-0,26	-0,21	0,99	-0,21	-0,20	1,09	2,60*	2,51*
	5	1,09	1,69	1,40	0,92	-0,79	-0,66	1,03	0,32	0,31	1,18	2,44*	2,26*
	10	1,11	1,42	1,18	0,79	-1,30	-1,11	1,08	0,51	0,48	1,24	2,10*	1,89
	30	1,17	1,15	0,97	0,73	-0,93	-0,83	1,07	0,24	0,23	1,03	0,13	0,11
WIG20	2	1,03	1,39	1,17	0,99	-0,22	-0,19	1,00	0,08	0,08	1,06	1,91	1,85
	5	1,08	1,49	1,29	0,98	-0,21	-0,19	1,01	0,09	0,09	1,11	1,45	1,36
	10	1,08	1,04	0,90	0,87	-0,81	-0,75	1,01	0,08	0,07	1,13	1,12	1,02
	30	1,08	0,57	0,50	0,88	-0,42	-0,4	0,91	-0,29	-0,28	0,86	-0,66	-0,59
MIDWIG	2	1,13	5,61*	4,03*	1,04	0,85	0,59	1,11	2,35*	2,18*	1,20	5,78*	4,74*
	5	1,33	6,36*	4,72*	1,07	0,63	0,47	1,35	3,28*	3,04*	1,47	6,38*	5,11*
	10	1,43	5,35*	4,06*	0,83	-1,05	-0,82	1,61	3,75*	3,41*	1,68	5,96*	4,85*
	30	1,9	6,14*	4,87*	0,72	-0,95	-0,77	2,19	4,02*	3,84*	2,08	5,19*	4,44*
BPH	2	1,00	-0,20	-0,15	0,97	-0,58	-0,55	1,03	0,62	0,52	0,97	-0,84	-0,53
	5	0,96	-0,72	-0,59	0,87	-1,27	-1,19	1,03	0,3	0,27	0,94	-0,81	-0,60
	10	0,92	-1,05	-0,89	0,73	-1,67	-1,6	1,11	0,65	0,59	0,85	-1,32	-1,02
	30	0,82	-1,21	-1,11	0,63	-1,25	-1,24	1,21	0,71	0,68	0,58	-2,00*	-1,73

Źródło: Opracowanie własne. Symbolem * oznaczono odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Podsumowanie

Wstępne wyniki analiz szeregów stóp zwrotu z wybranych indeksów WIG, WIG20 oraz MIDWIG i akcji *„złotych spółek”*: BPH, KGHM, PEKAO, ORLEN oraz TPSA pokazują celowość kontynuacji badań w zakresie identyfikacji procesów błądzenia losowego *RW1* i *RW3* na GPW w Warszawie.

W badanym okresie P1: styczeń 2000 – grudzień 2006 stwierdza się brak podstaw do odrzucenia hipotezy słabej formy efektywności informacyjnej w zakresie indeksów: WIG i WIG20, a także w zakresie najbardziej znaczących na rynku spółek parkietu, o udziale w indeksie WIG20 większym niż 5%: TPSA

(sektor telekomunikacyjny), ORLEN (sektor paliwowo-energetyczny) oraz KGHM (metalurgia), BPH (finanse).

Tabela 3. (cd) Wyniki testu ilorazów wariancji (cd)

		okres P1 cała próba			podokres P2 bessa			podokres P3 stagnacja			podokres P4 hossa		
	K	VR	M_1	M_2	VR	M_1	M_2	VR	M_1	M_2	VR	M_1	M_2
KGHM	2	1,04	1,81	1,43	1,06	1,33	0,96	1,02	0,51	0,49	1,02	0,68	0,56
	5	1,08	1,60	1,35	1,07	0,66	0,54	1,02	0,19	0,18	1,08	1,08	0,92
	10	1,15	1,84	1,58	1,06	0,37	0,33	1,02	0,13	0,12	1,16	1,44	1,21
	30	1,09	0,64	0,56	0,59	-1,4	-1,33	0,86	-0,48	-0,45	1,09	0,42	0,36
PEKAO	2	0,99	-0,55	-0,45	0,99	-0,16	-0,13	0,95	-1,00	-0,86	0,99	-0,33	-0,26
	5	0,94	-1,19	-1,03	0,85	-1,47	-1,22	1,00	-0,01	-0,01	0,94	-0,88	-0,77
	10	0,88	-1,51	-1,37	0,63	-2,32*	-2,08*	0,97	-0,17	-0,15	0,93	-0,63	-0,58
	30	0,64	-2,42*	-2,29*	0,43	-1,96*	-1,87	0,94	-0,21	-0,20	0,54	-2,21*	-2,11*
ORLEN	2	1,02	0,96	0,89	1,02	0,51	0,46	0,00	0,00	0,00	1,04	1,21	1,18
	5	0,97	-0,58	-0,54	1,00	0,03	0,03	0,00	0,00	0,00	0,98	-0,32	-0,31
	10	0,92	-1,01	-0,95	0,89	-0,67	-0,65	0,00	0,00	0,00	0,90	-0,85	-0,81
	30	0,87	-0,87	-0,83	0,68	-1,09	-1,09	0,00	0,00	0,00	0,82	-0,85	-0,81
TPSA	2	1,01	0,41	0,34	0,98	-0,51	-0,46	1,04	0,82	0,76	0,98	-0,55	-0,52
	5	0,98	-0,41	-0,34	0,82	-1,68	-1,56	1,06	0,57	0,54	0,96	-0,51	-0,46
	10	0,95	-0,65	-0,55	0,77	-1,45	-1,36	0,96	-0,25	-0,24	0,98	-0,15	-0,14
	30	0,84	-1,11	-0,96	0,63	-1,28	-1,24	0,72	-0,95	-0,90	0,73	-1,29	-1,22

Źródło: Opracowanie własne. Symbolem * oznaczono odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Analiza uwzględniająca podział próby na podokresy: P2– rynek niedźwiedzia, P3 – rynek neutralny (stagnacja na GPW) oraz P4 – rynek byka także pokazuje że oba główne indeksy mogą być traktowane jako procesy błądzenia losowego z wyłączeniem zmian WIG-u w okresie hossy P4.

Notowania indeksu średnich spółek MIDWIG nie wydają się być błądzeniem losowym ani w całym badanym okresie P1, ani w podpróbach: P3 czy P4. Oznacza to brak występowania na tym rynku efektywności informacyjnej w formie słabej i wskazuje na możliwość osiągania ponadprzeciętnych zysków z inwestycji w jego instrumenty.

Literatura

1. Aczel A.D., *Complete Business Statistics*, Irwin Burr Ridge, Homewood, Boston 1989.
2. Belaire-Franch J., Opong K.K., *Some Evidence of Random Walk Behavior of Euro Exchange Rates Using Ranks and Signs. Journal of Banking & Finance*, Vol. 29, p. 1631–1643, 2005.
3. Buczek S., *Efektywność Informacyjna Rynków Akcji Teoria a Rzeczywistość*, Wydawnictwo SGH, Warszawa 2005.
4. Buguk C., Brorsen B.W., *Testing weak-form market efficiency, Evidence from the Istanbul Stock Exchange*, International Review of Financial Analysis, 12, p. 579–590, 2003.
5. Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C., *The Econometrics of Financial Markets.* Princeton University Press, Princeton, New Jersey 1995.
6. Chaudhuri K., Wu Y., *Random walk versus breaking trend in stock prices, Evidence from emerging markets*, Journal of Banking & Finance 27, 2003.
7. Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność Giełdowego Rynku Akcji w Polsce.* PWN, Warszawa 2001.
8. Dobosz M., *Wspomagana Komputerowo Statystyczna Analiza Wyników Badań.* Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa 2004.
9. Fama E.F., *Efficient Capital Markets, A Review of Theory and Empirical Work.* The Journal of Finance, Vol. 25, p. 383-417, 1970.
10. Fama E.F., *Efficient Capital Markets II.* The Journal of Finance, Vol. 46, 1991.
11. Jajuga K. (red.), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego.* Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2000.
12. Karemera D., Ojah K., Cole J.A., *Random Walks and Market Efficiency Tests, Evidencefrom Emerging Equity Markets*, Review of Quantitative Finance and Accounting, 13, p. 171-188, 1999.
13. Lo A.W., MacKinlay A.C., *Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks, Evidence From a Simple Specification Test.* The Review of Financial Studies, Vol. 1, p. 41–66, 1988.
14. Lo A.W., MacKinlay A.C., *A Non-Random Walk Down Wall Street*, Princeton University Press, Princeton and Oxford, 2002.
15. Malkiel B.G., *A Random Walk Down Wall Street,* W.W. Norton & Company, New York, 2003.

16. Osińska M., *Ekonometria Finansowa.* PWE, Warszawa 2006
17. Papla D., *Changes of the week-form efficiency for the Warsaw Stock Exchange in 1999-2000.* Dynamics Econometrics Models, Wydawnictwo UMK, Toruń 2001.
18. Singal V., *Beyond the Random Walk: A Guide to Stock Market Anomalies and Low-Risk Investing*, Oxford University Press, Oxford, New York, 2004.
19. Smith G., Ryoo H.-J., *Variance ratio test ot the random walk hypothesis for European emerging stock markets*, The European Journal of finance, 9, 2003.
20. Szyszka A., *Efektywność giełdy papierów wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych.* Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2003.
21. Tarczyński W., *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*, Placet, Warszawa 1997.
22. Witkowska D., Matuszewska A., Kompa K., *Wprowadzenie do Ekonometrii Dynamicznej i Finansowej.* Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2008.
23. Wright, J.H., *Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs.* Journal of Business and Economic Statistics, 18, p. 1-9, 2000.

STRESZCZENIE

Rynek kapitałowy w Polsce, działający we współczesnej formie od ponad siedemnastu lat, nadal uważany jest za rynek w fazie wzrostowej. Poziom dojrzałości rynku rozpatruje się zwykle w aspekcie jego informacyjnej efektywności. Uwzględnia się przy tym zakres dyskontowania w cenach informacji historycznych i bieżących, dotyczących rynku i jego instrumentów. Celem prezentowanego badania była weryfikacja hipotezy o słabej efektywności informacyjnej dla niektórych instrumentów notowanych na GPW z wykorzystaniem wybranych testów statystycznych. W badaniach wykorzystano szeregi finansowe cen zamknięcia, przekształcone na szeregi logarytmicznych dziennych stóp zwrotu, obejmujące okres od 2000 do 2006 w podziale na rynek niedźwiedzia, stagnację i rynek byka.

DESCRIPTIVE CHARACTERISTICS AND INFORMATION EFFECTIVENESS OF SELECTED INSTRUMENTS QUOTED AT THE WSE

SUMMARY

The Warsaw Stock Exchange (WSE) has been operating in present form for 17 years. However WSE is still regarded as an emerging market. The level of the market development is often analyzed with reference to the information efficiency of the mar-

ket. We can say that the capital market is efficient if the prices at the market fully reflect all available information. The aim of the research is to analyze current situation at the Warsaw Stock Exchange. Particularly we investigate the week form of efficiency using selected statistical tests. The research is based on actual data concerning daily observations of shares at the Warsaw Stock Exchange transformed to the logarithmic rates of return, considering the period 2000 – 2006 and subperiods: the bear market, stagnation and the bull markets.

Translated by K. Kompa

Dr inż. Krzysztof Kompa
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
krzysztof_kompa@sggw.pl

Dr Aleksandra Matuszewska-Janica
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
ola.matuszewska@gmail.com