

BADANIE EFEKTYWNOŚCI GPW NA PRZYKŁADZIE WYBRANYCH INDEKSÓW: TEST AUTOKORELACJI¹

Dorota Witkowska

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Dorota Żebrowska-Suchodolska

Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Białymstoku

Streszczenie. Celem pracy jest weryfikacja hipotezy o słabej formie efektywności informacyjnej polskiego rynku kapitałowego. Badania przeprowadzono dla indeksu WIG20 oraz wyznaczonego subindeksu zawierającego notowania spółek z sektora bankowego, wchodzących w skład indeksu WIG20. Wykorzystano w tym celu: test współczynnika autokorelacji Quenouille'a i test łącznej autokorelacji ze statystyką Ljunga-Boxa. Analizy przeprowadzono w oparciu o dzienne logarytmiczne stopy zwrotu wyznaczone dla 19 zdefiniowanych podprób, utworzonych z notowań dla okresu od 3.10.1994r. do 29.12.2006r.

Słowa kluczowe: efektywność informacyjna rynku, test autokorelacji

WSTĘP

Teoria rynków efektywnych, sformułowana została w latach 60-tych dwudziestego wieku przez grono naukowców skupionych wokół E. Famy². W literaturze można spotkać się z trzema sposobami rozumienia efektywności: efektywnością alokacyjną, transakcyjną i informacyjną [Czekaj Woś Żarnowski 2001]. Rynek kapitałowy nazywa-

¹Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2007–2009 jako projekt badawczy Nr N111 014 32/1227.

²Pionierem w tej dziedzinie był L. Bachelier [1], który w roku 1900 do modelowania kursów cen zaproponował model wykorzystujący proces losowy, to właśnie Famę uważa się za ojca teorii rynków efektywnych. Na przestrzeni lat wśród osób zajmujących się efektywnością rynku kapitałowego zmieniło się rozumienie i definiowanie samego pojęcia efektywności. Por. prace: [11, s. 41–49], [8, s. 267], [10, s. 20].

Adres do korespondencji – Corresponding author: Dorota Witkowska, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki, Katedra Ekonometrii i Statystyki, ul. Nowoursynowska 159, 02-776 Warszawa, e-mail: dorota_witkowska@sggw.pl; Dorota Żebrowska-Suchodolska, Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Białymstoku, Wydział Finansów i Informatyki, Katedra Metod Ilościowych, ul. Ciepła 40, 15-472 Białystok, e-mail: zdorota@o2.pl

my efektywnym w sensie informacyjnym, gdy zapewnia szybki przepływ informacji do wszystkich uczestników rynku w taki sposób, że informacja jest w pełni uwzględniana w cenie papierów wartościowych [Czekaj Woś Żarnowski 2001].

Warunki wystarczające wg Famy [Fama 1907] by rynek można było nazwać efektywnym są następujące: brak kosztów transakcyjnych oraz podatków, powszechna dostępność informacji dla każdego uczestnika rynku, jednakowy sposób oceny wpływu nowych informacji na cenę akcji. Warunki te w praktyce nie są spełnione, przyjmuje się więc, że rynek efektywny w sensie informacyjnym charakteryzuje się następującymi cechami: [Buczek 2005] dużą liczbą uczestników, homogenicznością produktów, sposobem organizacji rynku, losowym charakterem napływu nowych informacji.

Powszechnie znane są trzy postacie efektywności rynku kapitałowego: słaba, średnia i silna forma efektywności. Do weryfikacji hipotezy o słabej efektywności rynku służą dwie grupy metod: testy statystyczne sprawdzające czy ceny podlegają procesowi błędzenia losowego (np. testy autokorelacji, serii, ilorazów wariancji, obecności pierwiastków jednostkowych) i metody oparte na analizie technicznej. Celem pracy jest weryfikacja hipotezy o słabej formie efektywności informacyjnej polskiego rynku kapitałowego za pomocą testów autokorelacji.

Z publikacji dotyczących badań efektywności polskiego rynku kapitałowego wymienić należy pracę [4], która zawiera wyniki dla lat 1994–2000 uzyskane za pomocą metod analizy technicznej oraz testów statystycznych. Badania te dowiodły, że w latach 1994–2000 nie było możliwości osiągnięcia ponadprzeciętnych stóp zwrotu mimo stwierdzenia przypadków nieefektywności. Wyniki zawarte w [9] dotyczące efektywności polskiego rynku akcji w latach 1991–2002 wskazują na słabą formę efektywności (pomimo występowania przypadków nieefektywności) dla spółek dużych, o dużej kapitalizacji i dużym udziale w rynku. Natomiast spółki małe i o małym udziale w rynku można uznać za nieefektywne w sensie efektywności informacyjnej. Wielostronne badania prezentowane w [12] wykazują, że rynek nie zachowywał się efektywnie w początkowej fazie rozwoju, tj. do 3.10.1994. Natomiast prowadzone analizy nie dostarczyły jednoznacznych argumentów do odrzucenia hipotezy o słabej formie efektywności w okresie od 3.10.1994 do 1.10.1999. Z kolei wg badań omawianych w [2], kształtowanie się cen akcji spółek notowanych na GPW (poza okresem do 1994 r.) spełnia założenia słabej formy efektywności.

TESTY AUTOKORELACJI

Model błędzenia losowego jest postaci [Szyszka 2003]:

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

gdzie: p_{t-1} i p_t – ceny w okresie $t - 1$ i t , μ – oczekiwana zmiana ceny, ε_t – składnik losowy.

W zależności od rozumienia składnika ε_t można wyróżnić trzy rodzaje błędzenia losowego [Campbell 1997]: I rodzaj – niezależne zmienne o identycznych rozkładach,

II rodzaj – niezależne zmienne, III rodzaj – nieskorelowane zmienne. W niniejszej pracy przyjęto pierwszy rodzaj błędzenia losowego z uwagi na możliwość porównania uzyskanych wyników z rezultatami innych badań.

Autokorelacja określa zależność występującą w szeregu czasowym między zmiennymi losowymi oddalonymi od siebie (opóźnionymi) o k okresów:

$$\rho(k) = \frac{\text{cov}(r_t, r_{t-k})}{\sqrt{\text{var}(r_t)}\sqrt{\text{var}(r_{t-k})}} = \frac{\text{cov}(r_t, r_{t-k})}{\text{var}(r_t)} \quad (2)$$

gdzie: $\rho(k)$ – współczynnik autokorelacji, r_t – stopa zwrotu indeksu w czasie $t = 1, 2, K, T$, a k – długość opóźnienia. Test autokorelacji ma na celu zbadanie, czy współczynniki autokorelacji statystycznie nieistotnie różnią się od zera. Przy poziomie istotności 0,05 hipoteza zerowa dla testu Quenouille'a zostaje odrzucona, jeśli wartość bezwzględna $\rho(k)$ przekroczy $1,96/\sqrt{T}$, gdzie T jest liczbą obserwacji.

Do weryfikacji hipotezy o braku autokorelacji dla dowolnego opóźnienia została również użyta statystyka Ljunga-Boxa LB [Ljung Box 1978]:

$$LB = T(T+2) \sum_{m=1}^k \frac{\rho^2(m)}{T-m} \quad (3)$$

gdzie: $\rho(m)$ – współczynnik autokorelacji dla opóźnienia $m = 1, 2, \dots, k$, a T – liczba obserwacji. LB ma asymptotyczny rozkład χ^2 z k stopniami swobody.

DANE

Przedmiotem badań jest indeks WIG20 oraz utworzony na potrzeby badania subindeks WIG20-BANKI, zawierający notowania spółek z sektora bankowego, wchodzących w skład indeksu WIG20. Dla każdego okresu t WIG20-BANKI wyznacza się wg wzoru na indeks WIG20:

$$\text{WIG20-BANKI}(t) = \frac{M(t)}{M(0) \cdot K(t)} \cdot 1000, \quad (4)$$

gdzie: $M(t)$, $M(0)$ – kapitalizacja portfela indeksu odpowiednio na sesji t i w dniu bazowym, $K(t)$ – współczynnik korygujący indeks na sesji t .

Współczynnik korygujący został obliczony po każdej zmianie kompozycji portfela indeksu wg następującego wzoru:

$$K(t+1) = \frac{M(t')}{M(t)} \cdot K(t), \quad (5)$$

gdzie: $M(t')$ – kapitalizacja portfela indeksu po zmianie kompozycji; $M(t)$ – kapitalizacja portfela indeksu przed zmianą kompozycji; $K(t)$ – dotychczasowa wartość współczyn-

nika korygującego; $K(t+1)$ – nowa wartość współczynnika korygującego, która będzie obowiązywać na następnej sesji. Datą bazową jest 3.08.1994 r., od tego bowiem okresu dysponowano notowaniami spółek wchodzących w skład indeksu WIG20.

Sektor bankowy, obok sektora teleinformatycznego, reprezentuje spółki duże, stabilne i dominujące pod względem kapitalizacji i obrotu na giełdzie. Dlatego sektor ten został wybrany jako pierwszy do badań nad efektywnością rynku. W tabeli 1 zostały podane spółki z tego sektora wchodzące w skład subindeksu WIG20-BANKI.

W badaniach wykorzystano dane od 3.10.1994 (tj. daty wprowadzenia piątej sesji giełdowej w tygodniu) do 29.12.2006. Rozważany okres został podzielony na podokresy, gdzie datami podziału są przełomowe wydarzenia dla giełdy. Wyznaczono 30 takich dat, jednakże ze względu na to, że utworzone w ten sposób podokresy były w wielu przypadkach bardzo krótkie, przeprowadzono ich agregację. W rezultacie otrzymano 19 podprób (tab. 1).

Tabela 1. Podokresy badania
Table 1. Research subperiods

Nr	T	Długość okresu	Spółki wchodzące w skład WIG20-BANKI	Zdarzenie rozpoczynające
1	2	3	4	5
I	151	3.10.1994– –16.05.1995	BIG, BRE, BSK, WBK, KB/BPH	wprowadzenie piątej sesji giełdowej w tygodniu
II	148	17.05.1995– –5.12.1995	BIG, BRE, BSK, WBK, BPH	pierwsze publiczne wezwanie do zapisywania się na sprzedaż
III	136	18.12.1995– –5.07.1996	BIG, BRE, BSK, WBK, BPH	wprowadzenie dogrywki dwustronnej
IV	149	8.07.1996– –11.02.1997	BIG, BRE, BSK, WBK, BPH	wprowadzenie do notowań ciągłych akcji pierwszych spółek: BIG, BG, BPH, Dębica, Elektrim, Rolimpex
V	151	12.02.1997– –9.09.1997	BIG, BRE, BSK, WBK, BPH	kapitalizacja giełdy osiąga 10 mld USD, rekordowy dzienny obrót 953,8mln zł
VI	212	21.09.1997– –3.08.1998	HANDLOWY, BRE, BSK, WBK/BIG, BPH	wybory parlamentarne, załamanie na giełdach Azji
VII	100	4.08.1998– –23.12.1998	HANDLOWY, BRE/PE- KAO, BSK, BIG, BPH	pierwsze notowanie praw do nowych akcji (na akcje BRE)
VIII	112	28.12.1998– –10.06.1999	HANDLOWY, PEKAO, BSK, BIG, BPH	ostatnie notowanie powszechnych świadectw udziałowych
IX	159	11.06.1999– –28.01.2000	HANDLOWY, PEKAO, BSK/BRE, BIG, BPH	kapitalizacja giełdy przekroczyła 100 mld zł
X	200	31.01.2000– –16.11.2000	HANDLOWY, PEKAO, BRE, BIG, BPH	początek udostępniania przez dystrybutorów serwisów giełdowych danych w czasie rzeczywistym w Internecie
XI	211	17.11.2000– –21.09.2001	HANDLOWY/BSK, PE- KAO, BRE, BIG, BPH	uruchomienie nowego systemu giełdowego WARSET
XII	150	23.09.2001- –2.05.2002	BSK, PEKAO, BRE, BZWBK, BPH	wybory parlamentarne
XIII	331	6.05.2002– –29.08.2003	BSK/BIG, PEKAO, BRE, BZWBK, BPH	rozpoczęcie oznaczania akcji, które spełniają wymogi dla tzw. krótkiej sprzedaży

cd. tab.1

1	2	3	4	5
XIV	167	1.09.2003– –30.04.2004	BIG/BACA, PEKAO, BRE, BZWBK, BPH	wprowadzenie dogrywki na zamknięcie notowań ciągłych
XV	133	1.05.2004– –9.11.2004	BACA, PEKAO, BRE, BZWBK, BPH	nowy podział rynków notowań na urzędowy i nieurzędowy; wejście do Unii Europejskiej
XVI	220	10.11.2004– –3.09.2005	BACA/PKOBP, PEKAO, BRE, BZWBK, BPH	najwyższy w historii GPW obrót akcjami na sesji 3,27 mld zł
XVII	106	25.09.2005– –4.02.2006	PKOBP, PEKAO, BRE, BZWBK, BPH	wybory parlamentarne
XVIII	100	27.02.2006– –4.07.2006	PKOBP, PEKAO, BRE, BZWBK, BPH	WIG przekracza 40 tys. punktów
XIX	109	25.07.2006– –9.12.2006	PKOBP, PEKAO, BRE, BZWBK, BPH	sesyjne obroty przekroczyły 176,2 mld zł

Źródło: Opracowanie własne.

WYNIKI EMPIRYCZNE

W badaniu autokorelacji wykorzystano logarytmiczne stopy zwrotu postaci:

$$r_t = \ln p_t - \ln p_{t-1} = \ln \frac{p_t}{p_{t-1}} \quad (6)$$

gdzie: p_t, p_{t-1} są wartościami indeksu WIG20 i WIG20-BANKI dla t i $t-1$.

Obliczenia wykonano za pomocą programów komputerowych Statistica i Gretl a weryfikację hipotez przeprowadzono dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$.

Na początku zweryfikowano hipotezę o zerowej wartości średnich stóp zwrotu. Sprawdzono również, za pomocą testu Jarque-Bera (JB), zgodność rozkładu prawdopodobieństwa stóp zwrotu z rozkładem normalnym³, co stanowi hipotezą zerową tego testu. Średnie stopy zwrotu $E(r_t)$ i wyniki obu testów przedstawiono w tab. 2, oznaczając odrzucenie hipotezy zerowej dla $\alpha = 0,05$ gwiazdką.

Jak widać w tabeli 2, tylko w okresie III dla obu indeksów i w okresie XVI dla indeksu WIG20 średnie logarytmiczne stopy zwrotu istotnie różnią się od zera. W przypadku testu Jarque-Bera odrzucono H_0 dla większości badanych indeksów, co oznacza, że założenie o normalności nie jest spełnione. W praktyce stwierdzenie normalności rozkładu za pomocą testu Jarque-Bera zdarza się dość rzadko. Zauważmy jednak, że H_0 nie odrzucono dla WIG20 w 11 na 19 przypadków, a dla subindeksu WIG-BANKI w okresach: XV oraz XVII–XIX. Oprócz tego w części przypadków odrzucenia H_0 można, na podstawie wykresu, stwierdzić, że rozkłady stóp zwrotu są zbliżone do rozkładu normalnego.

³Przy stosowaniu wielu narzędzi statystycznych zakłada się normalność rozkładu stóp zwrotu.

Tabela 2. Średnie logarytmiczne stopy zwrotu, wyniki testu istotności dla wartości oczekiwanej oraz testu Jarque-Bera dla obu indeksów

Table 2. Average logarithmic of the rate of return, results of significance test for expected value and Jarque-Ber test for both indexes

NR	WIG20-BANKI		WIG20		NR	WIG20-BANKI		WIG20	
	$E(r_t)$	JB	$E(r_t)$	JB		$E(r_t)$	JB	$E(r_t)$	JB
I	-0,0023	*	-0,0005		XI	-0,0004	*	-0,0023	
II	-0,0010	*	-0,0001	*	XII	0,0020	*	0,0018	*
III	0,0068*	*	0,0046*		XIII	0,0002	*	0,0007	*
IV	0,0025	*	0,0014		XIV	0,0001	*	0,0002	
V	-0,0010	*	-0,0001	*	XV	0,0001		0,0003	
VI	0,0001	*	-0,0004	*	XVI	0,0011	*	0,0013*	
VII	-0,0045	*	-0,0033		XVII	0,0012		0,0016	*
VIII	0,0015	*	0,0018	*	XVIII	0,0006		0,0003	
IX	0,0018	*	0,0012		XIX	0,0015		0,0007	
X	-0,0008	*	-0,0008	*					

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Authors' research.

Opisane testy statystyczne zostały przeprowadzone dla szeregów czasowych dziennych notowań logarytmicznych stóp zwrotów indeksów WIG20 i WIG20-BANKI. Przy obliczaniu współczynników autokorelacji ważne jest ustalenie długości opóźnienia. Wprawdzie Gujarati [Gujarati 1995] sugeruje 1/3 długości próby, jednak w pracy tej przyjęto za [Tarczyński 1998] 1/4 długości z uwagi na to, iż dla dłuższych opóźnień wyniki przedstawiały się podobnie, co oznacza maksymalne opóźnienie równe 35.

Wyniki testu Quenouille'a ($\rho(k)$) i statystyki Ljunga-Boxa (LB) dla indeksów WIG20-BANKI i WIG20 i opóźnień: 1, 10, 20, 30, 35 przedstawia tabela 3 (z uwagi na ograniczoność pracy nie umieszczono pozostałych opóźnień). Oznaczone gwiazdką wyniki uznać można za statystycznie istotne.

W przypadku indeksu WIG20-Banki zaobserwowano zależność pomiędzy dwiema kolejnymi sesjami. dla okresów: 1, 3, 4, 6, 9, 10, 11, 12, 16, a w przypadku indeksu WIG20 – dla okresu 1, 3, 4, 6. Większość współczynników istotnych statystycznie dla WIG20-BANKI była ujemna, co oznacza, że wzrost ceny na sesji poprzedniej oznaczał bardziej prawdopodobnym spadek ceny na sesji następnej. W przypadku natomiast indeksu WIG20 nie było już tak znacznej różnicy pomiędzy współczynnikami dodatnimi i ujemnymi istotnymi statystycznie. Dla indywidualnych walorów Papla zaobserwował podobne zależności tj. przewagę ujemnych współczynników korelacji istotnych statystycznie. W okresie od 1.02.1995 do 22.11.2002 zanotował nieznaczną ich przewagę [Papla 2003], natomiast po zawężeniu okresu obserwacji do próby od 3.01.2000 do 22.11.2002 ujawniła się już znaczna przewaga współczynników ujemnych (na 63,54% istotnych współczynników autokorelacji pierwszego rzędu 50,83% stanowiły współczynniki ujemne) [Papla 2003].

Tabela 3. Wyniki testu Quenouille'a i statystyki LB dla obu indeksów
 Table 3. Results of Quenouille test and LB statistics for both indexes

k	$\rho(k)$	LB	$\rho(k)$	LB	$\rho(k)$	LB	$\rho(k)$	LB	$\rho(k)$	LB	$\rho(k)$	LB	$\rho(k)$	LB
	I		II		III		IV		V		VI		VII	
WIG20 BANKI														
1	*	*			*	*	*	*			*	*		
10		*						*						
20													*	
30							*							
35														
WIG20														
1	*	*			*	*	*	*			*	*		
10						*								
20		*												
30														
35														
	VIII		IX		X		XI		XII		XIII		XIV	
WIG20 BANKI														
1			*	*	*	*	*	*	*	*				
10						*	*	*	*	*		*		
20						*	*	*	*	*		*		
30										*		*		
35									*	*		*		
WIG20														
1														
10		*		*						*				
20		*				*								
30														
35														
	XV		XVI		XVII		XVIII		XIX					
WIG20 BANKI														
1			*	*										
10				*										
20				*										
30				*										
35				*										
WIG20														
1														
10														
20						*								
30						*								
35						*								

Źródło: Opracowanie własne.
 Source: Authors' research.

Otrzymane w pracy wyniki (do 35 opóźnienia), poza nielicznymi przypadkami, kiedy współczynniki autokorelacji były istotnie różne od zera (dla testu Quenouille'a: 3,91% – dla WIG20-Banki, 4,66% – dla WIG20), wskazują na brak zależności pomiędzy stopami zwrotu a to oznacza, że podlegają procesowi błędzenia losowego. Można zatem stwierdzić, iż hipoteza o słabej formie efektywności rynku jest spełniona dla indeksów WIG20 i WIG20-Banki.

PIŚMIENNICTWO

- Bachelier L., *Theory of Speculation*, [w:] Cootner, *The Random Character of Stock Market Prices*, Cambridge Mass. 1964.
- Buczek S.B., *Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie 2005.
- Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C., *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press 1997.
- Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce z perspektywy dziesięciolecia*, Wydawnictwo Naukowe PWN 2001.
- Fama E.F., *Efficient capital market: A review of theory and empirical work*, *Journal of Finance*, vol. 25, 1970.
- Gujarati D.N., *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, New York 1995.
- Ljung, G. and Box, G., *On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models*, *Biometrika* vol. 66, 1978.
- Malkier B., *Efficient Market Hypothesis*, [w:] Newman P., Milgate M., Eatwell J., *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Macmillan 1992.
- Papla D., *Teoria rynku efektywnego i jej zastosowanie na rynku polskim*, rozprawa doktorska, 2003.
- Roberts H.V., *Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market*, *Center for Research in Security Prices* 1967.
- Samuelson P., *Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly*, *Industrial Management Review* 1965.
- Szyszka A., *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu 2003.
- Tarczyński W., *Próba badania efektywności polskiego rynku kapitałowego*, *Folia Oeconomica Stetinensia* 5, 1998, s. 119–143.

RESEARCH OF WSE EFFICIENCY BASED ON SELECTED INDEXES: TEST OF AUTOCORRELATION

Abstract. The aim of the research is to verify the hypothesis of the weak form efficiency of the Polish capital market. The research is conducted for the index, that was constructed for quotations of the bank sector companies, and the index of gold companies WIG20. In the paper the Quenouille's test of autocorrelation coefficients and test of joint autocorrelation with Ljung-Box statistics are used. The analysis is provided for 19 defined subsamples that contain the daily logarithmic rates of return from the period 3.10.1994–29.12.2006.

Key words: efficient market hypothesis, test of autocorrelation