



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Zeszyty Naukowe
Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego
w Warszawie

PROBLEMY
ROLNICTWA
ŚWIATOWEGO

Tom 11 (XXVI)

Zeszyt 4

Wydawnictwo SGGW
Warszawa 2011

Adam Waszkowski¹

Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego
Warszawa

Hipoteza efektywności rynku; weryfikacja dla indeksu WIG-Spożywczy

Efficient market hypothesis; a verification of the WIG-Spożywczy index

Synopsis. W pracy poddano weryfikacji hipotezę o słabej efektywności informacyjnej rynku finansowego. Badania przeprowadzono dla indeksu WIG-Spożywczy. Wykorzystano w tym celu test Walda-Wolfowitza, test współczynnika autokorelacji Quenouille'a, łączną statystykę Ljung-Boxa oraz testy efektów stycznia oraz poniedziałku. Analizę przeprowadzono w oparciu o dzienne logarymiczne stopy zwrotu dla okresu od 31.12.1998 do 05.05.2011 dla wyznaczonych 11 próbek.

Słowa kluczowe: efektywność informacyjna rynku, test Walda-Wolfowitza, test autokorelacji, efekty kalendarzowe.

Abstract. The aim of this research is to verify the hypothesis of the weak form efficiency of capital market. The research is conducted for the WIG-Spożywczy index. In the paper, Wald-Wolfowitz's test, Quenouille's test of autocorrelation coefficients, the test of joint autocorrelation with Ljung-Box's statistic and the test of calendar-related anomaly are used. The analysis is provided for 11 sub-samples that contain the daily logarithmic rates of return from 31st December 1998 till 5th May 2011.

Key words: efficient market hypothesis, Wald-Wolfowitz's test, test of autocorrelation, calendar-related anomaly.

Wprowadzenie

Hipoteza rynku efektywnego zapoczątkowana została przez Bacheliera w roku 1990, która była poprzedzona w literaturze przez prace Famy. Uważał on [1970], że rynek można nazwać efektywnym, gdy spełnione jest założenie dotyczące zerowych kosztów pozyskania informacji i kosztów transakcyjnych. Nieco słabsza forma hipotezy rynku efektywnego [Fama 1991] bazuje na rachunku marginalnym. Zakłada bowiem, że ceny odzwierciedlają informację do tego stopnia, że krańcowe korzyści płynące z jej wykorzystania nie mogą przekraczać krańcowych kosztów. Dodatkowo wskazuje ona, że ceny dokładnie odzwierciedlają fundamentalne informacje o instrumencie finansowym.

Niech oczekiwana przyszła stopa zwrotu $E(R_{t+1})$ określona będzie następującą relacją:

$$E(R_{t+1}) = \frac{E(P_{t+1}) - P_t}{P_t} \quad (1)$$

¹ Mgr, e-mail: adam_waszkowski@sggw.pl.

gdzie: $E(P_{t+1})$ jest wartością oczekiwaną ceny instrumentu finansowego w okresie $t+1$. Zgodnie z hipotezą rynku efektywnego można określić następującą zależność [Osińska 2006]:

$$E(P_{t+1}) = (1+r)P_t + \beta_1 E(d_{t+1}) + \beta_2 E(X_{t+1}) + \beta_3 E(e_{t+1}) \quad (2)$$

gdzie: E to wartość oczekiwana argumentu, r – stopa procentowa, β_1 – dodatnia stała obrazująca wpływ przyszłej dywidendy na wzrost kapitału, β_2 – dodatnia stała określająca wpływ informacji zewnętrznych na stopę zwrotu, β_3 – dodatnia stała określająca wpływ informacji poufnych na stopę zwrotu, X_t – czynniki mogące mieć wpływ na przyszłą stopę zwrotu, znane badaczowi, e_t – czynniki mogące mieć wpływ na przyszłą stopę zwrotu, nieznanne badaczowi, lecz które mogą być znane innym uczestnikom rynku. Równanie (2) ma charakter zależności przyczynowo-skutkowej, która określa, jakie czynniki uznawane są przez inwestorów za przesłanki prognostyczne. Efektywność rynków finansowych oznacza w praktyce, że nie jest możliwym osiągnięcie ponadprzeciętnych zysków z inwestycji, co można zapisać jako:

$$E(R_{t+1}) = r \quad (3)$$

Rozwiązaniem równania (1) ze względu na P_t jest:

$$P_t = \frac{1}{1+r} E(P_{t+1}) \quad (4)$$

Z zależności określonej przez równanie (2) wynika, że (3) jest prawdziwe tylko, gdy:

$$\beta_1 = \beta_2 = 0, \quad (5)$$

$$\beta_3 = 0 \text{ lub } E(e_{t+1}) = 0 \quad (6)$$

Równanie (2) definiuje źródła informacji, do których ma dostęp inwestor. Są to zarówno zbiory ogólnodostępne takie, jak publikowane ceny czy informacje o wynikach finansowych, jak i informacje niedostępne, tajne, niepublikowane. Ilość posiadanych informacji prowadzi do wyróżnienia stopni efektywności rynku [Fama 1970].

Mianem słabej efektywności określa się sytuację, gdy inwestor nie ma możliwości osiągnięcia ponadprzeciętnych zysków z racji wykorzystania informacji zawartych w cenach bieżących i przeszłych. Oznacza to, że bieżące ceny natychmiast i w sposób pełny odzwierciedlają całą informację zawartą w historycznych szeregach czasowych cen giełdowych. Można zatem zapisać, że:

$$E(P_{t+1}) = P_t \text{ czyli } P_{t+1} = P_t + e_{t+1}. \quad (7)$$

Zakłada się zatem, że relacja (5) jest prawdziwa, natomiast (6) podlega testowaniu. Średnia efektywność rynku ma miejsce wtedy, gdy wykorzystanie wszystkich publicznie dostępnych dla graczy rynkowych informacji nie umożliwi osiągnięcia dodatkowych korzyści. Zachodzi ona wówczas, gdy zależność (5) jest pozytywnie zweryfikowana zakładając, że (6) jest prawdziwa. Silna efektywność to sytuacja, gdy uzyskanie ponadprzeciętnych zysków nie jest możliwe nawet przy wykorzystaniu informacji prywatnych, niedostępnych dla pozostałych uczestników rynku².

Metody weryfikacji hipotezy o słabej efektywności rynku

Weryfikacji statystycznej podlega najczęściej hipoteza dotycząca słabej efektywności rynku. Wynika to z faktu, że w przypadku gdy średnia oraz wariancja e_{t+1} relacji (7) przy danym P_t są nieprognozowalne, związana jest ona z hipotezą o błędzeniu losowym. Do badania efektywności wykorzystuje się zarówno testy parametryczne, jak i nieparametryczne. Weryfikacja hipotezy rynku efektywnego może polegać na stwierdzeniu, czy zmiany ceny danego instrumentu finansowego można opisać jako błędzenie przypadkowe, lub czy stopa zwrotu z niego ma białoszumowe własności. W niniejszej pracy testowaniu podlegać będą własności białego szumu³. Zweryfikowane zostaną hipotezy dotyczące losowości, autokorelacji, efektu miesiąca w roku (efekt stycznia) oraz efektu dnia w tygodniu (efekt poniedziałku).

Losowość stóp zwrotu można weryfikować wykorzystując test serii oraz testy znaków. Idea testu serii Walda-Wolfowitza ($W-W$) polega na porównywaniu wzrostów i spadków stóp zwrotu pod względem kolejności ich wystąpienia. Ponieważ w przypadku braku różnic między pojawieniem się wzrostów i spadków liczba oraz długość serii⁴ powinna mieć charakter przypadkowy, formalnie można założyć, że hipoteza zerowa określa, że dwie próby pochodzą z tej samej populacji generalnej. Oznacza to również spełnienie założeń słabej efektywności rynku. Przy prawdziwości hipotezy zerowej statystyka testowa:

$$W - W = \frac{|K - E(K)| - 0,5}{\sqrt{V(K)}} \quad (8)$$

gdzie: K – liczba serii w szeregu,

$$E(K) = \frac{2n_1n_2}{n_1+n_2} + 1$$

$$V(K) = \frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1 + n_2)^2 (n_1 + n_2 - 1)}$$

gdzie: n_1, n_2 – liczba dodatnich i ujemnych stóp zwrotu, a $E(K)$ ma rozkład normalny.

² Czyli jeśli $B_3 \neq 0$ i $E(e_{t+1}) \neq 0$.

³ W literaturze wyróżnia się trzy rodzaje białego szumu: niezależne przyrosty o jednakowych rozkładach, niezależne przyrosty o różnych rozkładach oraz nieskorelowane przyrosty, przy czym najsilniejszym jest ujęcie pierwsze.

⁴ Seria to jest ciąg liczb, w tym przypadku stóp zwrotu o takim samym znaku.

Autokorelacja określa zależność między zmiennymi losowymi występującymi w realizacji szeregu czasowego, które są oddalone od siebie o k okresów, co można zapisać jako:

$$Q(k) = \frac{\text{cov}(r_t, r_{t-k})}{\sqrt{\text{var}(r_t)}\sqrt{\text{var}(r_{t-k})}} = \frac{\text{cov}(r_t, r_{t-k})}{\text{var}(r_t)} \quad (9)$$

gdzie: $Q(k)$ – współczynnik autokorelacji stóp zwrotu rzędu k , gdzie k oznacza opóźnienie, r_t – stopa zwrotu z indeksu w czasie t . Testowanie wystąpienia zjawiska autokorelacji ma na celu zbadanie, czy współczynniki autokorelacji są statystycznie istotne (statystycznie różne od zera). W teście Quenouille'a (Q) hipoteza zerowa zakładająca brak autokorelacji zostaje odrzucona, gdy wartość bezwzględna współczynnika autokorelacji przekroczy wartość $Q^* = 1,96/\sqrt{T}$, gdzie T jest liczbą obserwacji. Weryfikacja hipotezy o braku autokorelacji dowolnego rzędu można przeprowadzić również korzystając ze statystyki LB testu Ljunga-Boxa [Ljung i Box 1978] o postaci:

$$LB = T(T+2) \sum_{m=1}^k \frac{\rho^2(m)}{T-m} \quad (10)$$

gdzie: $\rho(m)$ – współczynnik autokorelacji dla opóźnienia m , T – liczba obserwacji. Przy prawdziwości hipotezy zerowej o braku autokorelacji do rzędu m włącznie, statystyka testowa ma asymptotyczny rozkład χ^2 z k stopniami swobody.

Na rynkach finansowych obserwuje się również anomalie, które wpływają na weryfikację hipotezy efektywności. Gdy są one regularne, można próbować wyjaśniać w większym stopniu wariację stóp zwrotu. Do efektów kalendarzowych zalicza się [Syszka 2003] między innymi efekt miesiąca w roku (efekt stycznia) oraz efekt dnia w tygodniu (efekt poniedziałku). Obserwuje się, że styczniowe stopy zwrotu są wyższe niż w innych miesiącach, co jest wynikiem wyprzedzaży w grudniu akcji przynoszących spadek. Ponadto poniedziałkowe stopy zwrotu mogą być średnio niższe niż w pozostałych dniach tygodnia, co może wynikać z dłuższego niż zwykle czasu na podjęcie decyzji między sesją odbywającą się w piątki a sesją poniedziałkową. W testowaniu efektów sezonowych wykorzystuje się test na równość dwóch średnich stóp zwrotu. Badaniu podlegają dwie populacje generalne, które charakteryzuje rozkład normalny. Weryfikacji podlega hipoteza $H_0: E(r_1) = E(r_2)$ na podstawie dwóch niezależnych prób⁵ o liczebnościach N_1 oraz N_2 . Statystyka testowa z w przypadku nieznanymi odchyleń standardowych postaci:

$$z = \frac{\bar{r}_1 - \bar{r}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{N_1} + \frac{S_2^2}{N_2}}} \quad (11)$$

⁵ r_1 i r_2 oznaczają stopy pochodzące z próby 1 i próby 2.

gdzie \bar{r}_1 i \bar{r}_2 oznaczają średnie stopy, S^2 oznacza wariancję, a z ma rozkład t Studenta z $N_1 + N_2 - 2$ stopniami swobody.

Wyniki empiryczne

Przedmiotem badań był indeks WIG-Spożywczy. Dla każdego okresu t wartość indeksu wyznacza się korzystając z formuły postaci:

$$WIG - Spoż = \frac{M(t)}{M(0) * K(t)} * 1279,56 \quad (12)$$

gdzie: $M(t)$ – kapitalizacja portfela subindeksu na t sesji, $M(0)$ – kapitalizacja portfela subindeksu sektorowego w dniu bazowym, $K(t)$ – współczynnik korygujący subindeksu na t sesji.

W badaniach wykorzystano dane od 31.12.1998 (data bazowa) do 05.05.2011 (łącznie 3106 obserwacji) pochodzące z portalu stooq.pl [Stooq... 2011]. Analizie poddano logarytmiczne stopy zwrotu postaci:

$$r_t = \ln p_t - \ln p_{t-1} = \ln \frac{p_t}{p_{t-1}} \quad (13)$$

gdzie: p_t, p_{t-1} – wartości indeksu WIG-Spożywczy dla okresu t oraz $t-1$. Rozważany szereg czasowy został podzielony na 10 podokresów. Za daty podziału przyjęto ważne wydarzenia dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Podokresy przedstawiono w tabeli 1.

Opisane testy zostały przeprowadzone dla wyróżnionych szeregów czasowych dziennych notowań logarytmicznych stóp zwrotu z indeksu WIG-Spożywczy.

Wyniki testu serii Walda-Wolfowitza przedstawiono w tabeli 2. Dla okresów nr 1, 4 oraz 5 nie ma podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomie istotności 5%. Można zatem stwierdzić, że w przypadku tych szeregów nie występują różnice między wzrostami a spadkami, co wskazuje na efektywność rynku finansowego dla tego indeksu. Hipoteza o losowości stóp zwrotu nie została również odrzucona w przypadku całego analizowanego szeregu czasowego logarytmicznej stopy zwrotu z indeksu WIG-Spożywczy. W przypadku okresów: 2, 3, 6, 7, 8, 9, 10 oraz 11 hipoteza zerowa została odrzucona. Test Walda-Wolfowitza nie dał jednoznacznej odpowiedzi w kwestii weryfikacji hipotezy o słabej efektywności rynku finansowego dla indeksu WIG-Spożywczy.

Tabela 2 przedstawia również wynik testów autokorelacji. W teście Quenouille'a (wzór (9)) dla każdego okresu wartość statystyki testowej okazała się mniejsza co do modułu od wartości krytycznej, dlatego hipotezy o braku autokorelacji na poziomie istotności 5% nie odrzucono.

Tabela 1. Podokresy badania

Table 1. Research subperiods

Nr okresu	Długość okresu (dni)	Daty graniczne okresu	Zdarzenie wyznaczające okres
1	71	14.12.1999 – 25.03.1999	notowania powszechnych świadectw udziałowych, okres kryzysu azjatyckiego
2	298	26.03.1999 – 07.06.2000	debiut subindeksów sektorowych
3	168	08.06.2000 – 06.02.2001	otwarcie nowej siedziby GPW
4	640	07.02.2001 – 30.08.2003	dwutysięczna sesja giełdowa
5	167	01.09.2003 – 30.04.2004	wprowadzenie dogrywki na zamknięte notowania ciągle
6	460	01.05.2004 – 22.02.2006	podział rynków notowań na urzędowe i nieurzędowe, akcesja do UE
7	379	23.02.2006 – 29.08.2007	wprowadzenie widełek dynamicznych
8	203	30.08.2007 – 24.06.2007	rozpoczęcie funkcjonowania New Connect
9	57	25.06.2008 – 14.09.2009	otwarcie przedstawicielstwa GPW na Ukrainie
10	536	15.09.2009 – 28.10.2010	ogłoszenie upadłości Lehman Brothers
11	127	29.10.2010 – 05.05.2011	debiut 400. spółki

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Statystyki testu Walda-Wolfowitza, Quenouille'a oraz Ljunga-Boxa

Table 2. Statistics of Wald-Wolfowitz, Quenouille and Ljung-Box tests

Nr okresu	Statystyka testowa W-W	Statystyka testowa Q (k=1)	Wartość p dla testu LB (m=1)	Wartość p dla testu LB (m=2)	Wartość p dla testu LB (m=5)	Wartość p dla testu LB (m=10)
cały szereg	-0,0756 *	0,04731 *	0,000572	0,070926 *	0,046424	0,099413 *
1	0,08267 *	0,15721 *	0,067136 *	0,086254 *	0,095780 *	0,091740 *
2	3,33723	-0,0997 *	0,003089	0,049724	0,017075	0,038630
3	1,09281	0,06414 *	0,034352	0,097288 *	0,098753 *	0,076872 *
4	-0,1238 *	0,05633 *	0,067837 *	0,052652 *	0,063690 *	0,051690 *
5	0,05811 *	0,03545 *	0,045206	0,037251	0,049398	0,038508
6	-0,1073	0,04089 *	0,057826 *	0,062713 *	0,067031 *	0,404349 *
7	-0,1196	0,01232 *	0,021487	0,004918	0,024179	0,086526 *
8	-0,0448	0,03812 *	0,047824	0,097916 * ⁹	0,030429	0,095246 *
9	0,09587	-0,0080 *	0,099320 *	0,098998 *	0,088946 *	0,110830 *
10	7,98268	0,03319 *	0,069925 *	0,091314 *	0,010310	0,064252 *
11	1,47855	0,04874 *	0,081578 *	0,096419 *	0,098055 *	0,020955

* oznaczono brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomie istotności 5%.

Źródło: opracowanie własne.

Test Ljunga-Boxa w większości przypadków potwierdził wcześniejsze wyniki dla autokorelacji rzędu I oraz wskazał na jej brak również dla wyższych rzędów (II, V oraz X). Potwierdza to na białoszumowe własności indeksu WIG-Spożywczy.

Dla całego szeregu czasowego składającego się z 3106 obserwacji przeprowadzono test efektu stycznia. Statystyka testowa postaci (11) dla badanego indeksu przyjęła wartość $Z = -0,72033$. Wartość krytyczna testu t-Studenta dla poziomu istotności 0,05 i 3873 stopni swobody jest równa 1,96 co wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (równości $E(r_1) = E(r_2)$) dotyczącej słabej efektywności rynku dla tego indeksu. Wskazuje to na fakt, że stopy zwrotu w styczniu nie są wyższe niż w pozostałych miesiącach.

Test na różnicę dwóch średnich został przeprowadzony również do weryfikacji hipotezy dla poszczególnych dni tygodnia. Dla każdego z wyznaczonych okresów obliczono wartość statystyki z porównując średnie dla poniedziałkowych stóp zwrotu ze średnimi w innych dniach tygodnia. Wyniki analizy przedstawia tabela 3.

Tabela 3. Statystyki testu z

Table 3. Statistic of z test

Nr okresu	poniedziałek - wtorek	poniedziałek- środa	poniedziałek- czwartek	poniedziałek- piątek
cały szereg	-1,13242	-0,9648	0,04669	-1,10245
1	-1,65345 *	0,18144	0,05632	-1,08185
2	-1,44452	0,81925	0,79644	-0,34923
3	-1,61197	0,62673	0,76472	-1,67495 *
4	-0,43146	0,35118	0,58093	-1,57771
5	-1,35863	0,82951	0,42552	-0,38162
6	-0,29513	0,59242	0,43426	-0,34106
7	-1,33132	0,12674	0,73210	-0,10615
8	-0,48583	0,27846	0,62152	-1,83823 *
9	-0,76041	0,69768	0,54784	-1,67046 *
10	-0,62775	0,20240	0,88421	-0,52351
11	-1,39034	0,73839	0,41578	-0,65874

* odrzucenie hipotezy zerowej o równości średnich stóp zwrotu a poszczególnych dni na poziomie istotności 5%.

Źródło: opracowanie własne.

Analizując wyniki należy stwierdzić, że jedynie dla okresu nr 1 dostrzegalna jest różnica między średnimi stopami zwrotu z poniedziałków i wtorków. W przypadku okresów: 3, 8 oraz 9 zaobserwowano istotne różnice między średnimi dla stóp zwrotu z poniedziałków i piątków. Dla pozostałych średnich wartości statystyki testowej nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Podsumowanie

Celem niniejszej pracy była weryfikacja słabej wersji hipotezy efektywności informacyjnej polskiego rynku finansowego na przykładzie indeksu spółek branży

spożywczej notowanej na warszawskim parkiecie. Można przyjąć, że formalne testy statystyczne pozwoliły zweryfikować hipotezę EMH (Efficient Market Hypothesis) w wersji słabej pozytywnie. Test Walda-Wolfowitza wskazał na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o słabej efektywności informacyjnej rynku dla indeksu WIG-Spożywczy dla całego badanego szeregu oraz okresów 1, 4, 5 zdefiniowanych w tabeli 2. Oznacza to, że logarymiczna stopa zwrotu charakteryzuje się białoszumowymi właściwościami. W pozostałych okresach nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o losowości stóp zwrotu. Zastosowane testy autokorelacji dla większości okresów również wskazały na zjawisko efektywności informacyjnej rynku finansowego w wersji słabej. Styczeniowe stopy zwrotu nie wykazywały statystycznej różnicy w porównaniu do innych miesięcy, dlatego z 5% prawdopodobieństwem popełnienia błędu I rodzaju hipoteza zerowa dotycząca efektywności rynku nie została odrzucona. Tym samym potwierdzono, że uzyskanie ponadprzeciętnych zysków z racji wykorzystania informacji zawartych w cenach bieżących i przyszłych jest niemożliwe. Ponadto poniedziałkowe stopy zwrotu co do zasady nie są średnio niższe niż w pozostałych dniach tygodnia. Hipoteza o równości dwóch średnich oczekiwanych stóp zwrotu dla indeksu WIG-Spożywczy została odrzucona jedynie dla okresu 1 przy porównywaniu poniedziałkowych i wtorkowych stóp zwrotu, oraz dla okresów: 3, 8 oraz 9 przy porównywaniu stóp zwrotu poniedziałek- piątek.

Literatura i źródła

- Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C. [1997]: *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, Princeton.
- Fama E. [1970]: Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance* 25, ss. 383-417.
- Fama E. [1991]: Efficient Capital Markets: II. *Journal of Finance* 46, ss. 1575-1617.
- Ljung G., Box G. [1978]: On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika* t. 66.
- Osińska M. [2006]: *Ekonometria finansowa*. PWE, Warszawa.
- Stooq. [2011]. [Tryb dostępu:] www.stooq.pl. [Data odczytu: 07.05.2011].
- Szyska A. [2003]: *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*. Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.
- Witkowska D., Żebrowska-Suchodolska D. [2008]: Badanie efektywności GPW na przykładzie wybranych indeksów: test autokorelacji. *Acta Scientiarum Polonorum Oeconomia* 7(4), ss. 155-162.