

Joanna Landmesser
Katedra Ekonometrii i Informatyki SGGW
e-mail: jgwiadza@mors.sggw.waw.pl

EFEKT DNIA TYGODNIA NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE

Streszczenie: W pracy zbadano występowanie efektu dnia tygodnia na Giełdzie Papierów Wartościowych S.A. w Warszawie (GPW) w okresie od stycznia 2002 do grudnia 2005. W tym celu posłużono się modelami autoregresyjnymi z warunkową heteroskedastycznością GARCH. Okazało się, że efekt sezonowości dziennej jest obecny w wyraźny sposób w równaniach na średnią i w słabszy w równaniach na wariancję warunkową. W równaniach średniej statystycznie istotne okazały się wysokie stopy zwrotu osiągnięte w poniedziałki i piątki. W wypadku wariancji warunkowej wychwycono podwyższoną zmienność poniedziałkową.

Słowa kluczowe: efekt dnia tygodnia, model GARCH

WSTĘP

Badania empiryczne finansowych szeregów stóp zwrotu wykazują występowanie w tych szeregach efektu skupienia się wariancji, grubych ogonów oraz skośności rozkładów, długoterminowej zależności danych, zjawiska kumulacji informacji podczas okresów zamknięcia rynków finansowych, które uzewnętrznia się w zwiększonej wariancji zmian cen w momencie otwarcia rynku, i efektu dźwigni, wyrażającego się w tendencji do występowania negatywnej korelacji zmian cen instrumentów finansowych ze zmianami w ich wariancji. Jedną z najczęściej analizowanych anomalii rozkładu stóp zwrotu jest efekt dnia tygodnia, dotyczący różnic w stopach zwrotu z inwestycji w instrumenty finansowe w kolejnych dniach tygodnia. Wykazano na przykład, że na rynku amerykańskim przeciętne poniedziałkowe stopy zwrotu są znacznie niższe od przeciętnych stóp zwrotu w pozostałe dni tygodnia, w dodatku przyjmują one średnio wartość ujemną [Cross 1973, French 1980]. Dalsze badania [Rogalski 1984, Harris 1986] koncentrowały się na znalezieniu odpowiedzi na pytanie, kiedy dokładnie realizują się zaobserwowane negatywne stopy zwrotu: czy między zamknięciem w piątek a otwarciem w poniedziałek, czy może podczas trwania sesji w poniedziałek? Dodatkowo w wielu badaniach zwrócono uwagę na fakt, iż średnie piątkowe stopy zwrotu są wyższe w porównaniu do pozostałych dni.

Rozkład stóp zwrotu w ciągu tygodnia analizowano w odniesieniu do rynków kapitałowych w różnych państwach. Potwierdzono zachodzenie „efektu poniedziałku” w Kanadzie i w Wielkiej Brytanii [Jaff, Westerfield 1985] oraz zauważono efekt ujemnych wtorkowych stóp zwrotu w Australii. Badanie efektu

dnia tygodnia we Francji i we Włoszech pozwoliło na zidentyfikowanie ujemnych wtorkowych stóp zwrotu. Zależności w układzie stóp zwrotu dla walorów notowanych na warszawskiej GPW badli m.in. Szyszka [Szyszka 1999], który zaobserwował dodatnie przeciętne poniedziałkowe stopy i ujemne wtorkowe, oraz Kompa i Witkowska [Kompa, Witkowska 2006], postulujący występowanie istotnie różniących się od zera dodatnich poniedziałkowych i dodatnich piątkowych stóp zwrotu.

Od czasu ukazania się pracy Engle'a [Engle 1982] na temat modeli autoregresyjnych z warunkową heteroskedastycznością ARCH, skonstruowano wiele modeli typu GARCH, szeroko stosowanych do analizy zmienności stóp zwrotu, do badania ich struktury czasowej, jak również występowania efektu dnia tygodnia. French, Schwert i Stambaugh [French i in. 1987] przebadali relację pomiędzy cenami akcji i ich zmiennością, dochodząc do wniosku, że stopy zwrotu są ujemnie skorelowane z ich wariancją. Natomiast Nelson [Nelson 1991] oraz Glosten, Jagannathan i Runkle [Glosten i in. 1993] dowodzili, że dodatnie nieoczekiwane zwroty powodują redukcję w wariancji warunkowej, podczas gdy ujemne wywołują jej wzrosty.

Analizę wariancji stóp zwrotu z uwzględnieniem efektu dnia tygodnia podjęli m.in. Berument, Kyimaz [Berument, Kyimaz 2001] oraz Apolinario, Santana, Sales i Caro [Apolinario i in. 2006]. Autorzy ci badali sezonowość dzienną za pomocą różnych wariantów modeli GARCH. Wydaje się, że wskazanie ścisłych reguł rządzących wariancją stóp zwrotu mogłoby mieć istotne znaczenie w takich sferach zastosowań, jak hedging, wycena opcji, czy też choćby w ramach zwykłych działań spekulacyjnych.

Celem niniejszej pracy jest sprawdzenie, czy w szeregach finansowych obserwowanych na GPW w Warszawie występują efekty dnia tygodnia.

PREZENTACJA DANYCH EMPIRYCZNYCH

Wykorzystane w badaniach empirycznych dane statystyczne pochodzą z GPW w Warszawie. Baza danych o częstotliwości dziennej obejmuje okres czterech lat, od 2.01.2002 do 30.12.2005. Liczebność próby wynosi 1006 obserwacji. Informacje dotyczą indeksów giełdowych WIG, WIG20, MIDWIG i TECHWIG oraz notowań spółek KGHM, PeKaO, PKN Orlen i Prokom. Przedmiotem modelowania były logarytmiczne dzienne stopy zwrotu dla indeksów oraz kursów akcji, wyznaczone na podstawie wzoru $r_t = 100 \cdot \ln(P_t / P_{t-1})$, gdzie P_t oznacza poziom indeksu lub kurs zamknięcia dla akcji w chwili t .

Obliczone dzienne stopy zwrotu pogrupowano w zależności od dnia tygodnia, w którym przypadły. Dla każdej grupy wyznaczono wartości przeciętne, zarówno dla całego rozpatrywanego okresu (Tab.1. i Tab. 2.), jak również dla rocznych podokresów (Tab. 3.)

Tab. 1. Przeciętne dzienne stopy zwrotu dla indeksów giełdowych na GPW wraz z wartościami podstawowych statystyk opisowych w okresie od 2.01.2002 do 30.12.2005.

		Wszystkie dni	Poniedziałki	Wtorki	Środy	Czwartki	Piątki
WIG	średnia arytm.	0,09	0,17	0,02	-0,06	0,09	0,26
	odch. stand.	1,06	1,17	1,03	1,03	1,08	0,93
	wsp. zmienn.	11,37	6,84	64,05	-16,88	12,47	3,61
	skośność	0,11	0,23	-0,01	0,19	0,03	0,11
	kurtoza	4,06	3,67	3,46	4,64	4,86	3,42
WIG20	średnia arytm.	0,08	0,20	0,00	-0,14	0,07	0,27
	odch. stand.	1,30	1,42	1,28	1,27	1,31	1,15
	wsp. zmienn.	16,72	7,16	-360,21	-9,31	19,07	4,30
	skośność	0,18	0,34	-0,03	0,27	0,16	0,15
	kurtoza	4,06	3,62	3,84	4,43	4,84	3,55
MidWIG	średnia arytm.	0,08	0,11	-0,01	0,02	0,08	0,18
	odch. stand.	0,77	0,89	0,74	0,73	0,81	0,65
	wsp. zmienn.	10,08	8,20	-95,30	32,78	10,30	3,53
	skośność	-0,31	-0,40	-0,21	-0,35	-0,31	-0,15
	kurtoza	4,81	4,73	3,95	5,00	5,54	3,27
TechWIG	średnia arytm.	0,03	0,25	-0,14	-0,15	0,02	0,21
	odch. stand.	1,53	1,63	1,71	1,48	1,46	1,32
	wsp. zmienn.	43,88	6,46	-11,82	-9,62	73,18	6,30
	skośność	-0,37	0,08	-1,29	-0,11	0,28	-0,35
	kurtoza	7,35	3,73	11,66	6,30	5,52	5,38

Zródło: obliczenia własne.

Tab. 2. Przeciętne dzienne stopy zwrotu dla wybranych spółek na GPW wraz z wartościami podstawowych statystyk opisowych w okresie od 2.01.2002 do 30.12.2005.

		Wszystkie dni	Poniedziałki	Wtorki	Środy	Czwartki	Piątki
KGHM	średnia arytm.	0,16	0,39	-0,04	-0,27	0,24	0,46
	odch. stand.	2,20	2,10	2,21	2,14	2,33	2,11
	wsp. zmienn.	14,16	5,35	-59,34	-8,00	9,64	4,57
PeKaO	średnia arytm.	0,08	0,21	-0,03	-0,16	0,08	0,30
	odch. stand.	1,90	2,08	1,79	1,87	1,76	1,95
	wsp. zmienn.	24,69	9,96	-61,98	-11,53	21,99	6,60
PKN Orlen	średnia arytm.	0,12	0,28	0,01	-0,02	-0,05	0,38
	odch. stand.	1,76	1,79	1,68	1,76	1,90	1,63
	wsp. zmienn.	15,00	6,38	237,64	-96,81	-35,21	4,31
Prokom	średnia arytm.	0,02	0,25	-0,21	-0,28	0,05	0,33
	odch. stand.	2,15	2,15	2,16	2,16	2,25	1,96
	wsp. zmienn.	89,90	8,77	-10,30	-7,59	48,79	5,85

Zródło: obliczenia własne.

Dla wszystkich badanych indeksów giełdowych oraz spółek przeciętne poniedziałkowe oraz piątkowe stopy zwrotu były w łącznym badanym okresie dodatnie i znacznie wyższe od uzyskiwanych w inne dni tygodnia. Na uwagę zasługują zazwyczaj ujemne środowe stopy. Najwyższe odchylenia standardowe dla zwrotów z indeksów zanotowano w poniedziałki, najniższe – w piątki. Jak wynika z danych, analizowane rozkłady stóp zwrotu charakteryzują się wysoką zmiennością, często prawostronną skośnością oraz zawsze podwyższoną kurtozą. Są to cechy towarzyszące zazwyczaj finansowym szeregom czasowym.

Tab. 3. Przeciętne dzienne stopy zwrotu dla indeksów giełdowych na GPW w rozbiciu na roczne podokresy.

		Wszystkie dni	Poniedziałki	Wtorki	Środy	Czwartki	Piątki
WIG	2002	0,01	-0,08	-0,09	-0,11	0,13	0,20
	2003	0,15	0,36	-0,12	-0,06	0,26	0,32
	2004	0,10	0,21	0,13	-0,04	-0,08	0,27
	2005	0,12	0,20	0,14	-0,04	0,05	0,24
WIG20	2002	-0,01	-0,13	-0,10	-0,21	0,18	0,20
	2003	0,12	0,40	-0,23	-0,13	0,25	0,30
	2004	0,09	0,26	0,17	-0,11	-0,17	0,28
	2005	0,12	0,25	0,16	-0,10	0,02	0,30
MidWIG	2002	-0,03	-0,14	-0,08	-0,01	-0,01	0,10
	2003	0,12	0,28	-0,08	-0,07	0,20	0,25
	2004	0,12	0,16	0,02	0,11	0,04	0,27
	2005	0,10	0,13	0,11	0,06	0,09	0,10
TechWIG	2002	-0,21	-0,14	-0,30	-0,48	-0,06	-0,04
	2003	0,19	0,63	-0,23	-0,03	0,25	0,33
	2004	0,06	0,27	0,02	-0,07	-0,18	0,26
	2005	0,09	0,24	-0,06	-0,04	0,07	0,28

Źródło: obliczenia własne.

Analizując roczne podokresy można zauważyć wyraźną różnicę występującą pomiędzy rokiem 2002 a latami 2003-2005. Różnica ta dotyczy zdecydowanie niższych niż w pozostałych podokresach stóp zwrotu w roku 2002 (w szczególności ujemnych poniedziałkowych stóp). Z uwagi na zakres czasowy badania nie można stwierdzić, czy zaobserwowane zależności mają charakter trwały, czy też są dziełem przypadku.

METODOLOGIA

Anomalie sezonowe związane z występowaniem efektu dnia tygodnia przebadano wstępnie wykorzystując prosty model regresji liniowej, zawierający pięć zmiennych zero-jedynkowych, po jednej dla każdego dnia tygodnia.

$$r_t = \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_3 D_{3t} + \gamma_4 D_{4t} + \gamma_5 D_{5t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Występujące w modelu tym wielkości mają następujące znaczenie: r_t - dzienna logarymiczna stopa zwrotu z inwestycji w instrument finansowy, D_{jt} - zmienna zero-jedynkowa przybierająca wartość 1 w wypadku, gdy korespondujący z nią dzień tygodnia jest poniedziałkiem, wtorkiem, środą, czwartkiem, piątkiem lub wartość 0 w przeciwnym przypadku, γ_j - parametry wskazujące na średnią stopę zwrotu dla każdego z dni tygodnia, ε_t - składnik losowy. Równanie (1) estymowano używając metody najmniejszych kwadratów.

Z powyżej zaprezentowanym podejściem wiążą się jednak dwa problemy: 1. uzyskane z modelu reszty mogą wykazywać autokorelację, 2. wariancja reszt nie jest stała w czasie.

Rozwiązaniem pierwszego problemu jest zastosowanie następującego modelu AR(s):

$$r_t = \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_3 D_{3t} + \gamma_4 D_{4t} + \gamma_5 D_{5t} + \sum_{j=1}^s \gamma_{j+5} r_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Drugą trudność pokonuje się uwzględniając zmienność wariancji reszt w modelach typu ARCH. Wariancja warunkowa jest w nich wyrażana jako funkcja poprzedzających reszt. Dzięki zależności wariancji od poprzednich wartości szereg ARCH dobrze modeluje efekt grupowania danych. Uogólniona wersja tego modelu – GARCH(p,q) – zaproponowana została przez Bollersleva [Bollerslev 1986] i dla analizowanego przez nas szeregu stóp zwrotu przyjmuje następującą postać:

$$r_t = \gamma_0 + \varepsilon_t, \quad \text{gdzie} \quad \varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (3)$$

Zakładamy, że składnik losowy ε_t ma warunkowy rozkład normalny ze średnią zero i zmienną w czasie warunkową wariancją σ_t^2 . Wymogiem specyfikacji jest $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_i \geq 0$ oraz $\sum_{i=1}^p \beta_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$.

Celem uwzględnienia relacji zachodzących pomiędzy stopami zwrotu i zmiennością oraz zidentyfikowania sezonowości dziennej szacowano w niniejszej pracy następujący model AR(s)-GARCH(p,q) (porównaj: [Berument, Kyimaz 2001]):

$$r_t = \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_3 D_{3t} + \gamma_4 D_{4t} + \gamma_5 D_{5t} + \sum_{j=1}^s \gamma_{j+5} r_{t-j} + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (4)$$

Model ten następnie zmodyfikowano włączając zmienne związane z efektem dnia tygodnia również do równania wariancji warunkowej:

$$r_t = \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_3 D_{3t} + \gamma_4 D_{4t} + \gamma_5 D_{5t} + \sum_{j=1}^5 \gamma_{j+5} r_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \sum_{i=1}^5 \alpha_{5+i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^5 \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (5)$$

Estymacji powyższych modeli dokonano metodą największej wiarygodności.

WYNIKI EMPIRYCZNE

Przed przystąpieniem do modelowania wariancji stóp zwrotu przeprowadzono badanie ciągu r_t pod kątem jego stacjonarności, występowania autokorelacji oraz obecności efektu ARCH. Stacjonarność badano za pomocą testu Dickey'a-Fullera, uzyskując każdorazowo pozytywny wynik. Występowanie autokorelacji badano za pomocą testu Boxa-Pierce'a, a w wypadku jej obecności uznawano, że proces winien być opisany modelem AR, którego rząd ustalano posługując się wartościami funkcji ACF i PACF. W celu sprawdzenia czy dany szereg charakteryzuje się heteroskedastyczną wariancją wykorzystywano test Engle'a mnożników Lagrange'a (test na występowanie efektu ARCH).

Następnie przystąpiono do estymacji poszczególnych modeli: modeli liniowych z sezonowością ((1), ewentualnie (2)), modeli GARCH z sezonowością w równaniu średniej (4) oraz zmodyfikowanych modeli GARCH z sezonowością w równaniu średniej i wariancji (5). Dokonując wyboru rzędu opóźnień w strukturze GARCH(p, q) kierowano się istotnością parametrów strukturalnych, wartościami kryteriów informacyjnych Akaike'a i Schwarz'a oraz wielkością ujemnego dwukrotnego logarytmu funkcji wiarygodności ($-2\ln L$), który jest tym mniejszy, im większa jest wiarygodność wyników.

Wyniki estymacji przedstawiają tabele Tab. 4 i Tab. 5. Oceny parametrów z oszacowanych równań (1) i (2) (w tabelach w kolumnach o nagłówkach KMNK) wskazują na średnią stopę zwrotu dla każdego z dni tygodnia. Stopy z poniedziałku i piątku okazywały się w większości badanych szeregów statystycznie istotny różne od zera.

Oszacowania modeli typu (4) dały podobne wyniki. Wprowadzenie do modeli wariancji warunkowej spowodowało polepszenie ich jakości. Estymatory są teraz bardziej efektywne (uzyskano mniejsze błędy ocen odpowiednich parametrów). Zmniejszeniu uległy wartości $-2\ln L$. Parametry w równaniach na wariancję uzyskały dodatnie oceny, ich sumy (poza stałymi) są mniejsze niż 1, aczkolwiek zbliżone do tej wartości. Ten ostatni fakt wskazuje na to, że informacje z odległej przeszłości są istotne w wyjaśnieniu bieżącej zmienności (*persistence of volatility*).

W zmodyfikowanych modelach GARCH typu (5) efekt dnia tygodnia jest obecny w obu równaniach: w wyraźny sposób w równaniach na średnią i w słabszy w równaniach na wariancję warunkową. W równaniach średniej statystycznie istotne okazały się najczęściej poniedziałek i piątek. Jeśli zaś chodzi o wariancję warunkową, to w kilku przypadkach statystycznie istotna jest wysoka zmienność poniedziałkowa (dla indeksów WIG, WIG20, MidWIG i spółki Prokom), a towarzysząca jej najniższa zmienność w piątki okazywała się statystycznie nieistotna. Otrzymany wynik dla stóp zwrotu z indeksów giełdowych znajduje swoje potwierdzenie w wartościach dla odchylenia standardowego umieszczonych w Tab. 1. Można go tłumaczyć tym, że poniedziałkowe ceny zamknięcia zawierają w sobie informacje aż z trzech dni. Stąd też uważa się, iż odchylenie standardowe dla poniedziałkowych zwrotów winno być wyższe niż w inne dni. Teza ta znajduje potwierdzenie na wielu rynkach finansowych. Na GPW jednak wysoki poziom wariancji poniedziałkowej nie tłumaczy efektu niskiego ryzyka wynikającego z dużych dziennych zwrotów osiąganych właśnie w poniedziałki. Wyższe poniedziałkowe zwroty można by uzasadniać przyjmując, że nie są one zwrotami dla okresu jednodniowego, lecz w rzeczywistości uwzględniają konieczność zamrożenia środków na czas weekendu. Z kolei wysokie stopy zwrotu realizowane w piątki idą w parze z niską wariancją w te dni, co potwierdza powszechnie uznawaną za słuszną relację: wysoka wariancja – niskie zwroty. Ten ostatni efekt jest już często obserwowany na światowych giełdach. Wydaje się, że jedynie wysokie stopy zwrotu w poniedziałki należy uznać za szczególną specyfikę warszawskiej giełdy w okresie jej funkcjonowania od roku 2003 do 2005.

PODSUMOWANIE

W pracy przebadano występowanie efektu dnia tygodnia na GPW w Warszawie w okresie od stycznia 2002 do grudnia 2005. W tym celu posłużono się uogólnionymi modelami autoregresyjnymi z warunkową heteroskedastycznością GARCH. Okazało się, że efekt sezonowości dziennej jest obecny w wyraźny sposób w równaniach na średnią i w słabszy w równaniach na wariancję warunkową. W równaniach średniej statystycznie istotne okazały się najczęściej wysokie stopy zwrotu osiągane w poniedziałki i piątki. W wypadku wariancji warunkowej wychwycono wysoką zmienność poniedziałkową.

Praktyczne znaczenie zaobserwowanych prawidłowości w rozkładzie dziennych stóp zwrotu w tygodniu, nawet gdyby miały one trwały charakter, ma nieduże znaczenie praktyczne. Zidentyfikowane zależności są na tyle niewielkie, że nie można stworzyć na ich podstawie strategii inwestycyjnej gwarantującej zwroty ponadprzeciętne. Możliwe do osiągnięcia zyski nie byłyby w stanie pokryć prowizji maklerskich wynikających obrotu walorami. Występowanie wykrytych zależności w sposób trwały również w przyszłości mogłoby stanowić jednak przesłankę świadczącą o nieefektywności rynku.

Tab. 4. Wyniki estymacji modeli uwzględniających efekt dnia tygodnia dla indeksów giełdowych (w nawiasach błędy ocen parametrów: ***, **, * oznaczają statystyczną istotność na poziomach odpowiednio 1%, 5% i 10%). Źródło: obliczenia własne.

	WIG			WIG20			MidWIG			TechWIG		
	KMNK	GARCH (1,1)	GARCH (1,1)	KMNK	GARCH (1,1)	GARCH (1,1)	KMNK	AR(1)- GARCH (1,1)	AR(1)- GARCH (1,1)	KMNK	AR(1)- GARCH (1,1)	AR(1)- GARCH (1,1)
Poniedziałek (M)	0,172 ** (0,075)	0,167 ** (0,07)	0,161 ** (0,073)	0,199 ** (0,092)	0,214 ** (0,086)	0,202 ** (0,09)	0,073 (0,054)	0,075 (0,049)	0,072 (0,053)	0,229** (0,107)	0,31*** (0,087)	0,3*** (0,089)
Wtorek (M)	0,016 (0,074)	0,031 (0,068)	0,034 (0,07)	-0,004 (0,091)	0,029 (0,084)	0,03 (0,088)	-0,028 (0,053)	0,003 (0,048)	0,01 (0,049)	-0,171 (0,106)	-0,081 (0,085)	-0,088 (0,093)
Środa (M)	-0,061 (0,074)	0,008 (0,068)	0,003 (0,068)	-0,136 (0,091)	-0,061 (0,084)	-0,065 (0,085)	0,023 (0,053)	0,042 (0,048)	0,036 (0,046)	-0,139 (0,106)	-0,042 (0,084)	-0,046 (0,086)
Czwartek (M)	0,087 (0,075)	0,095 (0,07)	0,095 (0,069)	0,069 (0,092)	0,067 (0,085)	0,066 (0,085)	0,064 (0,054)	0,063 (0,049)	0,064 (0,049)	0,004 (0,107)	0,048 (0,085)	0,06 (0,085)
Piątek (M)	0,26 *** (0,075)	0,24 *** (0,068)	0,23 *** (0,064)	0,27 *** (0,092)	0,26 *** (0,084)	0,25 *** (0,078)	0,18 *** (0,054)	0,15 *** (0,048)	0,14 *** (0,042)	0,212** (0,107)	0,21** (0,085)	0,21*** (0,079)
r_{t-1} (M)							0,18 *** (0,031)	0,18 *** (0,033)	0,18 *** (0,033)	0,103** (0,031)	0,11*** (0,033)	0,11*** (0,033)
Cst (V)		0,018 ** (0,009)			0,021 * (0,011)			0,02 ** (0,009)			0,012* (0,007)	
Poniedziałek (V)			0,195 * (0,104)			0,297 ** (0,151)			0,19 *** (0,049)			0,215 (0,16)
Wtorek (V)			-0,01 (0,127)			0,035 (0,189)			-0,047 (0,056)			0,189 (0,233)
Środa (V)			-0,026 (0,111)			-0,077 (0,163)			-0,019 (0,053)			-0,163 (0,207)
Czwartek (V)			0,014 (0,083)			-0,003 (0,126)			0,043 (0,046)			-0,037 (0,135)
Piątek (V)			-0,066 (0,086)			-0,133 (0,132)			-0,073 * (0,042)			-0,113 (0,121)
ARCH(Alpha1)		0,05 *** (0,01)	0,04 *** (0,01)		0,04 *** (0,009)	0,03 *** (0,009)		0,09 *** (0,023)	0,08 *** (0,024)		0,06*** (0,012)	0,05*** (0,013)
GARCH(Beta1)		0,94 *** (0,015)	0,94 *** (0,016)		0,95 *** (0,013)	0,95 *** (0,013)		0,88 *** (0,034)	0,89 *** (0,035)		0,94*** (0,013)	0,94*** (0,015)
R2	0,011			0,012			0,04			0,023		
DW	1,88			1,9			2			2,01		
logL	-1475,77	-1442,02	-1440,36	-1681,17	-1649,76	-1647,61	-1139,72	-1093,01	-1086,52	-1835,58	-1732,33	-1729,83
AIC		2,886	2,89		3,299	3,303		2,193	2,188		3,465	3,468
SIC		2,925	2,949		3,338	3,361		2,237	2,252		3,509	3,532
Alpha[1]+Beta[1]		0,982	0,979		0,986	0,984		0,965	0,968		0,994	0,99

Tab. 5. Wyniki estymacji modeli uwzględniających efekt dnia tygodnia dla spółek giełdowych (w nawiasach błędy ocen parametrów; ***, **, * oznaczają statystyczną istotność na poziomach odpowiednio 1%, 5% i 10%). Źródło: obliczenia własne.

	KGHM			PeKaO			PKNOren			Prokom		
	KMNK	GARCH (1,1)	GARCH (1,1)	KMNK	GARCH (1,1)	GARCH (1,1)	KMNK	GARCH (1,1)	GARCH (1,1)	KMNK	GARCH (1,1)	GARCH (1,1)
Poniedziałek (M)	0,39 *** (0,155)	0,41 *** (0,151)	0,42 *** (0,144)	0,209 (0,134)	0,254 * (0,13)	0,259 * (0,138)	0,28 ** (0,125)	0,301 ** (0,121)	0,303 ** (0,123)	0,246 (0,152)	0,349 ** (0,144)	0,353 ** (0,155)
Wtorek (M)	-0,037 (0,153)	0,01 (0,148)	-0,0001 (0,154)	-0,029 (0,133)	-0,056 (0,13)	-0,066 (0,126)	0,007 (0,123)	-0,01 (0,12)	-0,008 (0,116)	-0,209 (0,15)	-0,219 (0,141)	-0,215 (0,137)
Środa (M)	-0,268 * (0,153)	-0,221 (0,148)	-0,207 (0,15)	-0,162 (0,133)	-0,135 (0,128)	-0,148 (0,133)	-0,018 (0,123)	0,04 (0,121)	0,039 (0,122)	-0,284 * (0,15)	-0,218 (0,142)	-0,236 * (0,14)
Czwartek (M)	0,241 (0,155)	0,268 * (0,149)	0,271 * (0,155)	0,062 (0,135)	0,078 (0,131)	0,086 (0,124)	-0,054 (0,125)	-0,065 (0,122)	-0,063 (0,12)	0,046 (0,152)	0,03 (0,144)	0,034 (0,149)
Piątek (M)	0,46 *** (0,155)	0,41 *** (0,148)	0,41 *** (0,14)	0,296 ** (0,134)	0,248 * (0,13)	0,243 * (0,129)	0,38 *** (0,125)	0,41 *** (0,121)	0,41 *** (0,125)	0,335 ** (0,152)	0,39 *** (0,145)	0,38 *** (0,131)
Cst (V)		0,142 * (0,08)			0,22 (0,193)			0,15 ** (0,072)			0,286 ** (0,115)	
Poniedziałek (V)			0,177 (0,409)			0,544 (0,454)			0,075 (0,369)			1,51 *** (0,487)
Wtorek (V)			0,787 * (0,467)			-0,363 (0,34)			-0,145 (0,321)			-0,472 (0,501)
Środa (V)			-0,069 (0,537)			0,649 (0,489)			0,384 (0,352)			0,412 (0,449)
Czwartek (V)			0,355 (0,446)			-0,386 (0,511)			0,045 (0,294)			0,688 (0,488)
Piątek (V)			-0,684 (0,464)			0,243 * (0,129)			0,344 (0,341)			-0,719 (0,44)
ARCH(Alpha1)		0,04 *** (0,012)	0,03 *** (0,011)		0,047 ** (0,02)	0,04 * (0,02)		0,04 *** (0,014)	0,04 *** (0,014)		0,06 *** (0,018)	0,06 *** (0,018)
GARCH(Beta1)		0,93 *** (0,025)	0,94 *** (0,02)		0,89 *** (0,071)	0,91 *** (0,073)		0,91 *** (0,032)	0,92 *** (0,029)		0,87 *** (0,038)	0,88 *** (0,037)
R2	0,016			0,008			0,01			0,013		
DW	1,91			2,08			2,03			1,88		
logL	-2208,86	-2196,1	-2193,72	-2064,56	-2055,42	-2051,19	-1990,79	-1982,89	-1982,3	-2189,53	-2164,96	-2160,81
AIC		4,386	4,39		4,106	4,106		3,962	3,969		4,324	4,324
SIC		4,425	4,448		4,145	4,165		4,001	4,027		4,363	4,383
Alpha[1]+Beta[1]		0,969	0,974		0,937	0,946		0,951	0,953		0,934	0,935

LITERATURA

- Apolinario R.M., Santana O.M., Sales L.J. i Caro A.R. (2006) Day of the Week Effect on European Stock Markets, *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 2, 53-70.
- Berument H., Kyimaz H. (2001) The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility, *Journal of Economics and Finance*, Vol. 25, Nr 2, 181-193.
- Bollerslev T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Cross F. (1973) The Behaviour of Stock Prices on Fridays and Mondays, *Financial Analysts Journal*, 29, November/December, 67-69.
- Engle R.F. (1982) Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, N° 50, 987-1007.
- French K.R. (1980) Stock Returns and the Weekend Effect, *Journal of Financial Economics*, 8, March, 55-69.
- French K.R., Schwert G.W. i Stambaugh R.F. (1987) Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
- Glosten L.R., Jagannathan R. i Runkle D.E. (1993) On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks, *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Harris L. (1986) A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 16, May, 99-117.
- Jaffe J., Westerfield R. (1985) The weekend effect in common stock return: the international evidence, *Journal of Finance*, 40, 433-454.
- Kompa K., Witkowska D. (2006) Analiza własności stóp zwrotu akcji wybranych spółek, materiały nadesłane na konferencję „Rynek Kapitałowy Skuteczne Inwestowanie”, Kołobrzeg.
- Nelson D.B. (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, 59, 347-370.
- Rogalski R.J. (1984) New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods, *Journal of Finance*, 39, 1603-1614.
- Szyska A. (1999) Efektywność rynku a anomalie w rozkładach stóp zwrotu w czasie, *Nasz Rynek Kapitałowy*, 12.

Day of the Week Effect on the Warsaw Stock Exchange

Summary: This study tests the presence of the day of the week effect on stock market volatility for Warsaw Stock Exchange during the period of January 2002 and December 2005 by using a GARCH models. The findings show that the day of the week effect is present in both volatility and return equation. The highest returns are observed on Monday and Friday and the highest volatility is observed for Monday.

Key words: day of the week effect, GARCH model