

DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE

X Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 4–6 września 2007 w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Joanna Małgorzata Landmesser
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Efekt godziny w dniu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

1. Wstęp

Stopy zwrotu należą do najważniejszych charakterystyk opisujących instrumenty finansowe. Badania empiryczne finansowych szeregów stóp zwrotu wykazują jednak występowanie w tych szeregach wielu anomalii. Oprócz najczęściej analizowanej anomalii – efektu dnia tygodnia, badacze sporo uwagi poświęcają poszukiwaniom zależności czasowych w kształtowaniu się stóp zwrotu realizowanych w ciągu godziny, a nawet kwadransa (efekt godziny w dniu, efekt pory dnia).

Smirlock i Starks (1986) przeanalizowali godzinowe dane opisujące kształtowania się indeksu Dow Jones Industrial Average. Okazało się, że w pierwszej godzinie sesji poniedziałkowej stopy zwrotu były przeciętnie ujemne, natomiast w inne dni średnie zwroty poranne były dodatnie. Harris (1986) analizował zmiany cen dla 15-minutowych odcinków czasu. Odkrył on, że pierwsze 45 minut sesji poniedziałkowej charakteryzuje się ujemnymi stopami zwrotu, a ostatnie 15 minut sesji w pozostałych dni tygodnia niesie za sobą gwałtowne wzrosty cen (porównaj: Szyszka, 1999). Osińska (2006) wskazuje na to, że efekt godziny w dniu, to nie tylko niższe stopy zwrotu w pierwszej godzinie trwania sesji w poniedziałek, ale również wyższe w pierwszej godzinie trwania sesji w pozostałych dniach, oraz wyższe stopy zwrotu w ciągu ostatnich 15 minut trwania sesji we wszystkich dniach tygodnia. Wewnątrzdzienną sezonowość można badać również w odniesieniu do czasów trwania pomiędzy transakcjami (Engle, Russell, 1998). Powtarzalny każdego dnia wzorzec intensywności z jaką zawierane są transakcje jest następujący: największa aktywność rynku ma miejsce bezpośrednio po jego otwarciu i przed zamknięciem – wtedy to odstępy czasu pomiędzy transakcjami są najkrótsze.

Celem niniejszej pracy jest sprawdzenie, czy w szeregach finansowych obserwowanych na GPW w Warszawie występują efekty pory dnia. Narzędziem, które wykorzystamy w badaniu tego typu sezonowości będą modele autoregresyjne z warunkową heteroskedastycznością GARCH.

2. Opis danych empirycznych i metod badawczych

Estymację modeli przeprowadzimy na podstawie danych dotyczących notowań w odstępach 10-minutowych jednej ze spółek z warszawskiej GPW – spółki PeKaO. Okres badania obejmuje sześć miesięcy: od 3 lipca do 29 grudnia 2006. Liczebność próby wynosi 4961 obserwacji. Przedmiotem modelowania będą logarymiczne stopy zwrotu dla 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 .

Do testowania efektów sezonowych można stosować wiele metod. Najprostszą jest test na równość dwóch średnich stóp zwrotu (Kompa, Witkowska, 2006; Osińska, 2006).

Od czasu ukazania się pracy Engle'a (1982) na temat modeli autoregresyjnych z warunkową heteroskedastycznością, skonstruowano wiele modeli typu GARCH, szeroko stosowanych do analizy zmienności stóp zwrotu, jak również do badania ich struktury czasowej. Metodologię GARCH wykorzystali na przykład w pracach dotyczących analizy wariancji stóp zwrotu z uwzględnieniem efektu dnia tygodnia Berument i Kyimaz (2001).

W niniejszej pracy anomalie sezonowe związane z występowaniem efektu pory dnia przebadamy wykorzystując najpierw model regresji liniowej, zawierający zmienne 0-1, po jednej dla każdego fragmentu czasu w ciągu dnia:

$$r_t = \sum_{l=1}^L \gamma_l D_{lt} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie r_t - logarymiczna stopa zwrotu, D_{lt} - zmienna 0-1 przybierająca wartość 1 dla kolejnych połówek godzin (od 9:30 do 16:30), γ_j - parametry wskazujące na średnią stopę zwrotu dla każdego fragmentu dnia. Z podejściem reprezentowanym przez równanie (1) wiążą się problemy: uzyskane z modelu reszty mogą wykazywać autokorelację, a ich wariancja nie jest stała w czasie. Rozwiązaniem pierwszego problemu jest zastosowanie następującego modelu AR(s):

$$r_t = \sum_{l=1}^L \gamma_l D_{lt} + \sum_{j=1}^s \gamma_{j+L} r_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

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 (1986) i dla analizowanego przez nas szeregu stóp zwrotu przyjmuje następującą postać:

$$r_t = \gamma_0 + \varepsilon_t, \quad \text{gdzie} \quad \varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (3)$$

Celem uwzględnienia relacji zachodzących pomiędzy stopami zwrotu i zmiennością oraz zidentyfikowania sezonowości wewnątrzdziennej oszacujemy następujący model AR(s)-GARCH(p,q) (por. Berument, Kyimaz, 2001):

$$r_t = \sum_{l=1}^L \gamma_l D_{lt} + \sum_{j=1}^s \gamma_{j+L} r_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (4)$$

Model ten zmodyfikujemy włączając zmienne związane z efektem pory dnia do równania wariancji warunkowej:

$$r_t = \sum_{l=1}^L \gamma_l D_{lt} + \sum_{j=1}^s \gamma_{j+L} r_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \sum_{l=1}^L \delta_l D_{lt} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (5)$$

3. Wyniki

Przed przystąpieniem do modelowania wariancji stóp zwrotu przeprowadzono badanie ciągu r_t pod kątem stacjonarności, występowania autokorelacji oraz obecności efektu ARCH.

Następnie przystąpiono do estymacji poszczególnych modeli: modelu liniowego (2) z sezonowością, modelu GARCH z sezonowością w równaniu średniej (4) oraz modelu 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 AIC i SIC oraz wielkością $-2\ln L$. Wyniki estymacji przedstawia tabela 1. Oceny parametrów z równania (2) wskazują na średnią stopę zwrotu dla każdej z analizowanych połówek godziny. Jedynie ujemne stopy z okresu czasu 12:30–13:00 okazały się w sposób statystycznie istotny różne od zera.

Tabela 1. Wyniki estymacji modeli uwzględniających efekt pory dnia dla notowań spółki PeKaO (***, **, * oznaczają statystyczną istotność parametrów na poziomach 1%, 5% i 10%)

Zmienne	AR(1)	AR(1)-ARCH(1,1)	AR(1)-ARCH(1,1)
D1 9:30-10 (M)	0.0353	-0.0014	0.0025
D2 10-10:30 (M)	0.0201	0.0090	0.0048
D3 10:30-11 (M)	0.0146	-0.0036	0.0040
D4 11-11:30 (M)	-0.0161	0.0015	-0.0023
D5 11:30-12 (M)	-0.0036	0.0006	-0.0029
D6 12-12:30 (M)	-0.0025	0.0012	0.0044
D7 12:30-13 (M)	-0.0410 ***	-0.0253 **	-0.0282 ***
D8 13-13:30 (M)	0.0136	-0.0147	-0.0077
D9 13:30-14 (M)	-0.0024	0.0086	0.0046
D10 14-14:30 (M)	-0.0087	0.0019	-0.0024
D11 14:30-15 (M)	0.0211	-0.0119	0.0016
D12 15-15:30 (M)	0.0063	0.0413 ***	0.0177
D13 15:30-16 (M)	-0.0055	-0.0375 **	-0.0138
D14 16-16:30 (M)	0.0397	0.2880 ***	0.0563
rt-1 (M)	-0.1636 ***	-0.1832 ***	-0.1622
Cst (V)		0.0356 ***	
D1 9:30-10 (V)			-0.0064
D2 10-10:30 (V)			0.0060
D3 10:30-11 (V)			0.0242 ***
D4 11-11:30 (V)			0.0054 *
D5 11:30-12 (V)			0.0211 ***
D6 12-12:30 (V)			0.0146 ***
D7 12:30-13 (V)			0.0118 ***
D8 13-13:30 (V)			0.0370 ***
D9 13:30-14 (V)			0.0010
D10 14-14:30 (V)			0.0305 ***
D11 14:30-15 (V)			0.0313 ***
D12 15-15:30 (V)			0.0398 ***
D13 15:30-16 (V)			0.0494 ***
D14 16-16:30 (V)			0.3472 ***
ARCH(Alpha1)		0.4755 ***	0.1589 ***
GARCH(Beta1)		0.4229 ***	0.6225 ***
R2	0.028722		
logL	-2346.32	-2038.738	-1685.314
AIC	0.9521	0.8292	0.6919
SIC	0.9591	0.8528	0.7326
Alpha[1]+Beta[1]		0.8981	0.78126

Źródło: obliczenia własne.

Oszacowanie modelu typu (4) dało podobny wynik, jednak można dodatkowo zauważyć o wiele wyższe od przeciętnych stopy zwrotu na koniec dnia. Wprowadzenie do modelu wariancji warunkowej spowodowało polepszenie jego jakości.

W zmodyfikowanym modelu GARCH typu (5) efekt pory dnia jest obecny w obu równaniach: w równaniu na średnią i w wyraźny sposób w równaniu na wariancję warunkową. W równaniu średniej ponownie statystycznie istotny jest

efekt okresu 12:30–13:00. Jeśli zaś chodzi o wariancję warunkową, to poza zmiennością poranną i z czasu 13:30–14:00, jest ona zależna w pozostałych przypadkach od pory dnia. Szczególnie silna zależność dotyczy końca dnia.

W dalszej kolejności przeprowadzono oszacowania modeli (4) i (5) osobno dla każdego dnia tygodnia, aby uwzględnić ewentualną sezonowość wynikającą z okresowych zmian stóp zwrotu również w okresie tygodniowym. Ze względu na brak zbieżności metody estymacji w wypadku zmiennych 0-1 dotyczących okresów półgodzinnych, uwzględnione ostatecznie w tych modelach zmienne 0-1 powiązane są z okresami o godzinnej rozpiętości: D_1 z okresem 9:30–10:30, D_2 z okresem 10:30–11:30 itd.

Tabela 2. Wyniki estymacji modeli uwzględniających efekt pory dnia w dniach tygodnia dla spółki PeKaO

	Wszystkie dni	Poniedziałki	Wtorki	Czwartki	Piątki
D1 (M)	0.0081	-0.0110	-0.0410	0.0258	-0.0376
D2 (M)	-0.0003	0.0175	0.0023	0.0260	-0.0250
D3 (M)	0.0008	0.0254	-0.0074	-0.0074	-0.0069
D4 (M)	-0.0164*	0.0134	-0.0245	-0.0155	-0.0375**
D5 (M)	0.0041	-0.0131	0.0148	0.0121	-0.0102
D6 (M)	0.0082	0.0263	0.0111	0.0240	-0.0127
D7 (M)	0.0057	0.0467	0.0038	-0.0200	-0.0410
rt-1 (M)	-0.1662***	-0.0958***	-0.1405***	-0.1102***	-0.2445***
D1 (V)	0.0077	-0.0102	0.0136	-0.0035	0.1765***
D2 (V)	0.0087***	0.0051	0.0065	0.0252***	0.0132**
D3 (V)	0.0121***	0.0029	0.0073***	0.0186***	0.0218***
D4 (V)	0.0186***	0.0018	0.0427***	0.0243***	0.0182***
D5 (V)	0.0143***	0.0253***	0.0007	0.0214***	0.0036*
D6 (V)	0.0302***	0.0054	0.0233***	0.0494***	0.0526***
D7 (V)	0.1323***	0.0748***	0.1154***	0.1784***	0.1158***
α_1	0.1333***	0.0690***	0.1562***	0.2039***	0.4520***
β_1	0.6862***	0.8218***	0.6839***	0.5622***	0.4225***
logL	-1770.402	-279.560	-332.903	-366.298	-422.547
AIC	0.7206	0.6028	0.7366	0.7501	0.8568
SIC	0.7429	0.6873	0.8235	0.8321	0.9386
$\alpha_1 + \beta_1$	0.8192	0.8906	0.8398	0.7658	0.8743

Źródło: obliczenia własne.

W modelach typu (4) wpływ na średnią procesu stóp zwrotu wywierają następujące pory dnia: 12:30–13:30 w piątek (obniżając stopy zwrotu) oraz 9:30–10:30 w środę (podwyższając stopy). Wyniki szacunków modeli typu (5) prezentuje tabela 2. W równaniu dla średniej dla piątku zauważono obniżający wartość stóp zwrotu efekt przedziału czasu 12:30–13:30. Nie da się potwierdzić hipotezy o niższych zwrotach w pierwszej godzinie trwania sesji w poniedziałek i wyższych w pierwszej godzinie trwania sesji w pozostałych dniach z uwagi na brak istotności parametrów. Brak również efektu końca dnia. Jeśli zaś chodzi o równania wariancji warunkowej, to dowodzą one o wyższej

wariancji stóp zwrotu w ciągu ostatniej godziny trwania sesji we wszystkich dniach tygodnia oraz na początek sesji piątkowej.

Podsumowanie

W pracy przebadano występowanie efektu godziny w dniu na przykładzie notowań spółki PeKaO z GPW w Warszawie z okresie od 3 lipca do 29 grudnia 2006. W tym celu posłużono się modelami GARCH. Okazało się, że efekt sezonowości wewnątrzdziennej jest obecny w równaniach na średnią i w wyraźny sposób w równaniach na wariancję warunkową. W równaniach średniej statystycznie istotne okazały się najczęściej ujemne stopy zwrotu osiągane w czasie 12:30 – 13:00 oraz wyższe stopy zwrotu na koniec dnia. W wypadku wariancji warunkowej wychwycono podwyższoną zmienność stóp w ciągu ostatniej godziny trwania sesji we wszystkich dniach tygodnia.

Zaobserwowane prawidłowości kojarzą się z zaprzeczeniem hipotezy rynku efektywnego, co jednak wcale nie musi tego oznaczać, jeśli hipotezę tę zinterpretuje się jako niemożność osiągnięcia ponadprzeciętnych zwrotów. Wszelkie strategie inwestycyjne oparte na zaprezentowanych zależnościach takich zwrotów nie zagwarantują.

Literatura

- 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.
- Engle, R.F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, No 50, 987–1007.
- Engle, R., Russell, J. (1998), Autoregressive Conditional Duration: a New Model for Irregularly Spaced Transaction Data, *Econometrica*, Vol. 66, No. 5, 1127–1162.
- Harris, L. (1986), A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 16, May, 99–117.
- Kompa, K., Witkowska, D. (2006), Analiza własności stóp zwrotu akcji wybranych spółek, materiały nadesłane na konferencję „Rynek Kapitałowy Skuteczne Inwestowanie”, Kołobrzeg.
- Osińska, M. (2006), *Ekonometria finansowa*, Warszawa.
- Smirlock, M., Starks, L. (1986), Day-of-the-Week and Intraday Effects In Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 17, 197–210.
- Szyszka, A. (1999), Efektywność rynku a anomalie w rozkładach stóp zwrotu w czasie, *Nasz Rynek Kapitałowy*, 12.