

STUDIA I PRACE
WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 2

DOMINIK ROZKRUT
Uniwersytet Szczeciński

ANALIZA ZMIENNOŚCI INDEKSÓW GIEŁDOWYCH
NA RYNKACH ZAGRANICZNYCH

W modelowaniu wariancji w szeregach czasowych stóp zwrotu pojawia się czasami potrzeba rozróżnienia między odmiennym wpływem pozytywnych i negatywnych informacji. Jeśli występuje takie zjawisko, mają zastosowanie modele uwzględniające taką możliwość. Jednym z powodów zasadności takiego podejścia w modelowaniu jest postulowany efekt dźwigni. Mechanizm tego efektu jest następujący: jeśli na rynku pojawi się jakakolwiek niekorzystna informacja, powodująca obniżenie ceny akcji i jednocześnie zmniejszenie wartości kapitału firmy, to zwiększy się relacja wielkości zadłużenia do kapitału. Może to z kolei spowodować wzrost ryzyka związanego z posiadaniem tych akcji (zwiększając poziom dźwigni) i zwiększyć oczekiwany poziom wariancji stóp zwrotu dla rozpatrywanego aktywa w przyszłości.

Klasyczne modele ARCH i GARCH nie uwzględniają efektu niesymetrycznego wpływu dobrych i złych informacji na oczekiwany poziom wariancji, narzucając niejako ich symetryczne oddziaływanie. Sprostanie takiemu założeniu może być jednak czasem nierealne. Łatwo jest bowiem wskazać okresy – analizując na przykład stopy zwrotu na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie – w których nerwowe reakcje na niekorzystne informacje znajdowały natychmiastowe odbicie w zwiększonej zmienności cen. Obserwowane w takich sytuacjach reakcje są wyraźnie silniejsze niż reakcje na pozytywne informacje (w zakresie zmienności). Zachowanie takie dosyć często można zaobserwować w przypadku rynków spadkowych, którym towarzyszy wyższy poziom zmienności. Wówczas istotny jest problem testowania, czy poszczególne aktywa, lub cały

rynek (reprezentowany indeksami) charakteryzuje się efektem asymetrycznej reakcji. Wiele z nich pozwala na modelowanie asymetrii wpływu pozytywnych i negatywnych zmian stóp zwrotu, na przykład: EGARCH, AGARCH, TGARCH, GQAARCH, GJR¹. Zawierają one składnik umożliwiający uwzględnienie korelacji między stopami zwrotu a warunkową wariancją. R.F. Engel i V.K. Ng² zaproponowali procedurę testową umożliwiającą sprawdzenie, czy występuje efekt niesymetrycznego wpływu i czy w związku z tym należy się posłużyć jednym z wymienionych modeli. Test ten wykrywa tak zwane obciążenie znakiem (*sign bias*), obciążenie ujemnym znakiem (*negative sign bias*) i obciążenie dodatnim znakiem (*positive sign bias*). Dużą zaletą testu jest możliwość przeprowadzania go dla danych surowych, bez wcześniejszego zakładania któregoś z modeli warunkowej wariancji i dla reszt otrzymanych po zastosowaniu któregoś z nich³.

Wstępnym etapem procedury testowej jest budowa modelu dla średniej, z którego otrzymuje się reszty. Zwykle używa się procesu autoregresyjnego, przy czym w większości przypadków proces pierwszego lub drugiego rzędu wydaje się wystarczający. Następnie definiowane są trzy zmienne: pierwsza służy do sprawdzenia czy oszacowana reszta jest ujemna, a dwie kolejne obejmują odpowiednio tylko dodatnie i ujemne reszty. Definicje zmiennych przedstawiają się więc następująco:

$$S_t^- = 1 \text{ jeśli } \hat{\varepsilon}_t < 0 \text{ i } S_t^- = 0 \text{ jeśli } \hat{\varepsilon}_t \geq 0 \quad (1)$$

$$\hat{\varepsilon}_t^- = S_t^- \hat{\varepsilon}_t \quad (2)$$

$$\hat{\varepsilon}_t^+ = (1 - S_t^-) \hat{\varepsilon}_t \quad (3)$$

gdzie:

S_t^1 – oszacowane reszty,

S_t^- – zmienna zerojedynkowa, przyjmująca wartość 1 dla reszt ujemnych,

$\hat{\varepsilon}_t^-$ – reszty ujemne,

$\hat{\varepsilon}_t^+$ – reszty dodatnie.

¹ Zob. [1]; [2]; [4]; [7]; [11].

² [3].

³ Zob. [3], s. 1760.

Zgodnie z wprowadzonymi oznaczeniami, w kolejnym kroku estymuje się następujący model:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = a_0 + a_1 S_{t-1}^- + b_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^- + b_2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^+ + \eta_t \quad (4)$$

Jeśli znak opóźnionych reszt nie ma wpływu na kwadraty reszt, to $a_1 = 0$, w przeciwnym przypadku $a_1 \neq 0$. Tę część wnioskowania autorzy określają mianem badania obciążenia znakiem. Wspomniane testowanie obciążenia ujemnym znakiem (*negative sign bias*) i dodatnim znakiem (*positive sign bias*) jest oparte na wartości parametrów b . Wartość $b_1 = 0$ oznacza, że kwadraty reszt nie zależą od wielkości ujemnych reszt. Podobnie wartość $b_2 = 0$ oznacza, że kwadraty reszt nie zależą od wielkości dodatnich reszt. W indywidualnych testach wykorzystuje się statystykę t -Studenta. R.F. Engel i V.K. Ng przedstawili także łączny test⁴ oparty na statystyce TR^2 , czyli wartości współczynnika R^2 powyższego modelu przemnożoną przez liczbę obserwacji. Statystyka ta ma rozkład χ^2 z trzema stopniami swobody dla wymienionej specyfikacji modelu ($EN(3)$), przy czym model ten można rozbudować przez dodanie dodatkowych zmiennych dla wyższych opóźnień czasowych. W badaniu, w którym uwzględniono pierwsze i drugie opóźnienia, test oznaczano jako $EN(6)$.

Opisany test wykorzystano do badania występowania efektu asymetrii reakcji w szeregach stóp zwrotu indeksów z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Nazwy analizowanych szeregów zamieszczono w tabeli 1. Okres analizy obejmował wszystkie dostępne notowania od początku do 15 marca 2006 roku. Szeregi stóp zwrotu modelowano z użyciem procesu autoregresyjnego drugiego rzędu. Reszty z tego modelu posłużyły następnie do przeprowadzenia procedury testowej. Test Engel-Ng przeprowadzono na podstawie następującego modelu:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = a_0 + a_1 S_{t-1}^- + a_2 S_{t-2}^- + b_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^- + b_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^- + b_3 \hat{\varepsilon}_{t-1}^+ + b_4 \hat{\varepsilon}_{t-2}^+ + \eta_t \quad (5)$$

Jak widać, model poszerzono tak, aby uwzględnić opóźnienia drugiego rzędu. W tabeli 1 przedstawiono wartości łącznej statystyki testowej $EN(6)$ i liczbę obserwacji dla każdego z szeregów.

⁴ Określany tu jako EN , od nazwisk autorów.

Tabela 1

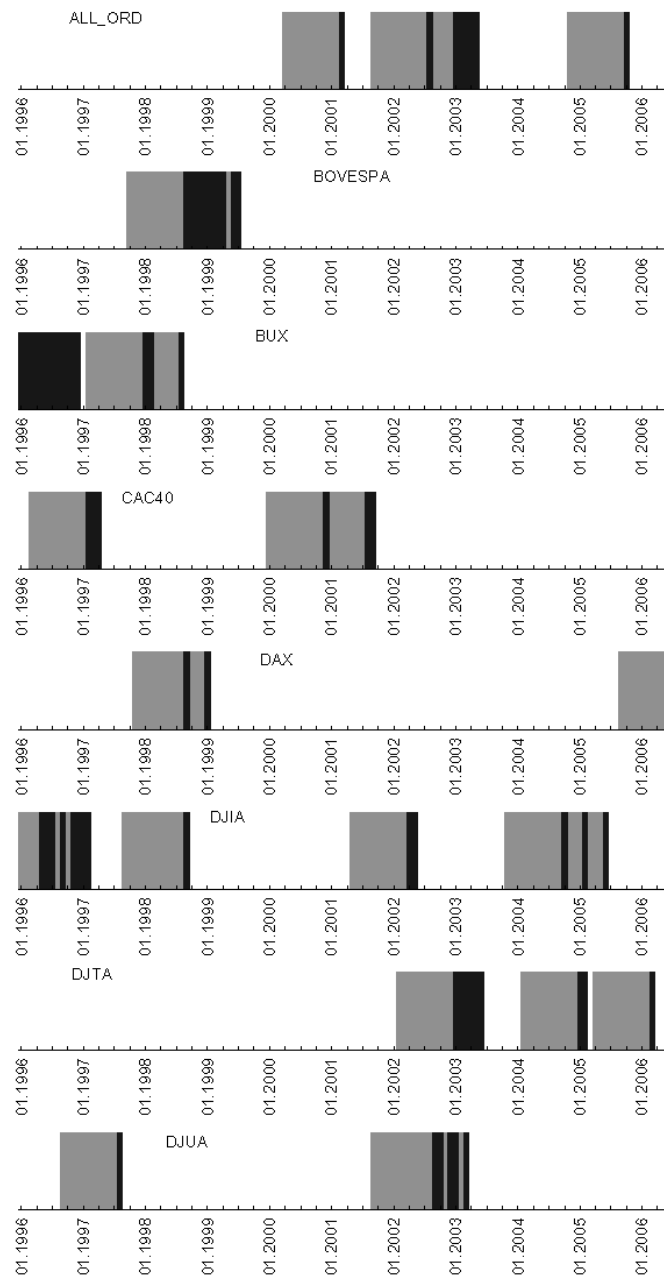
Wyniki testu EN^5

Indeks	n	$EN(6)$	p
ALL_ORD	3063	16,999	0,0093
AMEX_MAJ	3063	3,895	0,6909
BUX	3063	14,706	0,0227
CAC40	3063	3,286	0,7722
DAX	3063	2,300	0,8901
DJIA	3063	2,187	0,9017
DJTA	3063	6,714	0,3482
DJUA	3063	6,641	0,3554
EOE	3063	1,718	0,9437
FT-SE100	3063	6,198	0,4013
HANGSENG	3063	9,580	0,1435
MEXICIPC	3063	17,437	0,0078
NASDAQ	3063	13,739	0,0327
NIKKEI	3063	7,134	0,3086
SMI	3063	1,005	0,9854
SP500	3063	6,010	0,4220
TSE-300	3063	6,028	0,4200

Źródło: obliczenia własne.

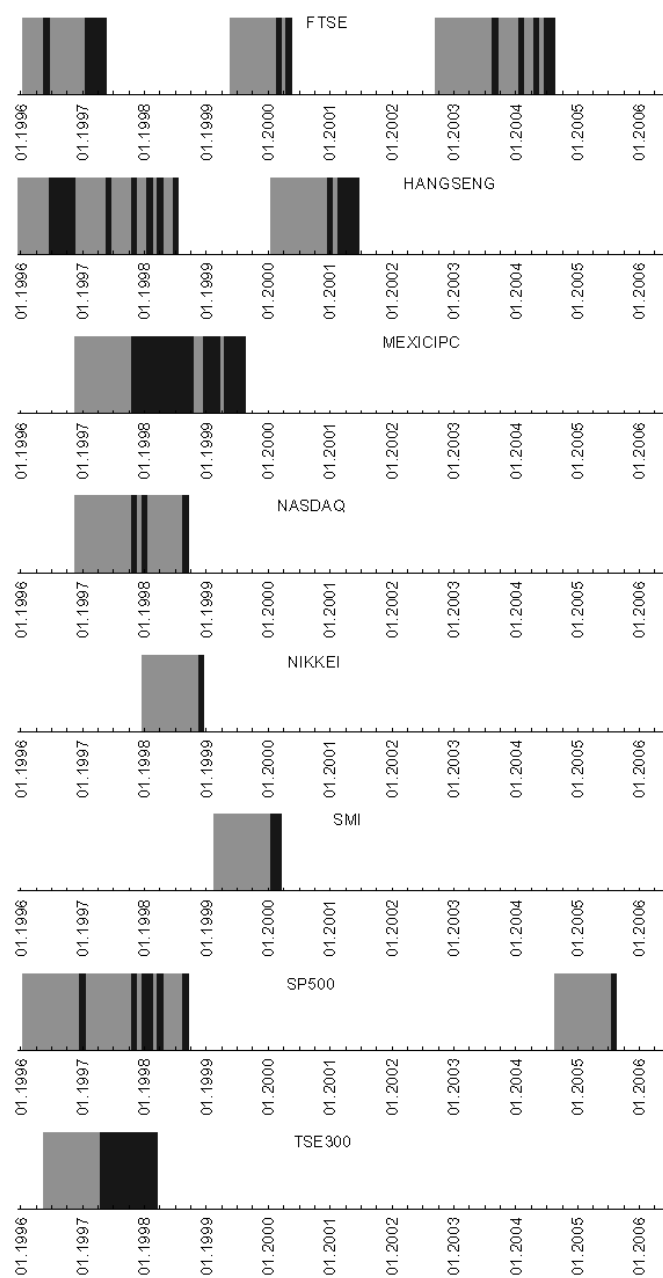
Występowanie efektu asymetrycznej reakcji (na poziomie istotności $\alpha = 0,05$) wykryto w 4 spośród 18 analizowanych szeregów, czyli dla ALL_ORD, BUX, MEXICIPC i NASDAQ. W następnym etapie badania zdecydowano się przeprowadzić serię testów zgodnie z powyższą procedurą dla kolejnych okresów rocznych, z miesięcznym krokiem, dla wszystkich analizowanych indeksów, czyli testowano kolejne okresy styczeń–grudzień, luty–styczeń kolejnego roku, marzec–styczeń kolejnego roku itd. Procedura ta miała na celu sprawdzenie czy, jak zapewne można podejrzewać, możliwa jest taka sytuacja, że w pewnych okresach (np. okresach dekonjunktury) efekt niesymetrycznej reakcji jest obecny, a w innych okresach nie. Ponieważ szeregi dotyczące WIG-media i WIG-paliwa nie mają jeszcze wystarczającej liczby obserwacji, badanie przeprowadzono dla pozostałych 11 indeksów. Tak jak poprzednio posłużono się modelem (5), przeprowadzając w sumie 1044 testy.

⁵ Wartości istotne statystycznie pogrubiono.



Rys. 1. Okresy występowania efektu dla stop zwrotu z indeksu

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 2. Okresy występowania efektu dla stop zwrotu z indeksu

Źródło: obliczenia własne.

Dla wizualizacji otrzymanych wyników zaproponowano budowę specjalnych wykresów. Na osi czasu oznaczono kolejne miesiące okresu badawczego. Gdy dla okresu kończącego się w danym miesiącu wykryto obecność efektu niesymetrycznych reakcji, rezultat taki oznaczano na wykresie ciemnoszarym paskiem, a 11 poprzedzających miesięcy jasnoszarym paskiem. Jeżeli poprzedni miesiąc był również końcem okresu z wykrytym efektem, ciemny pasek niejako „zasłania” jasny. Na rysunkach 1 i 2 przedstawiono tak skonstruowane wykresy oparte na wynikach analiz.

Obecność analizowanego efektu najczęściej można było zauważyć w przypadku indeksu MEXICIPC, co też potwierdził test dla całego dostępnego okresu notowań. Spośród analizowanych indeksów w przypadku dwóch (EOE i AME-X_MAJ) nie występował ten efekt.

Jedynie cztery spośród badanych indeksów przejawiały efekt niesymetrycznych reakcji na pozytywne i negatywne zmiany kursów. Należy jednak zauważyć, że występowanie analizowanego efektu trudniej zaobserwować w szeregach indeksów niż w szeregach cen poszczególnych akcji. Tam zachowania inwestorów mogą znacznie odbiegać od „przeciętnej” rynkowej, zwłaszcza w przypadku niektórych spółek. Wniosek taki zresztą potwierdzają wcześniejsze badania autora przeprowadzone dla spółek notowanych na GPW w połowie 2004 roku⁶. Jeśli jednak zaobserwowane w niniejszym badaniu rzadsze występowanie efektu w ostatnim czasie, mające związek z okresem dobrej koniunktury, jest słuszne, to w przypadku akcji można się spodziewać podobnych wyników, czyli mniejszej liczby testów potwierdzających występowanie efektu. Z pewnością interesująca będzie kontynuacja tych badań. Otrzymane rezultaty dowodzą także konieczności każdorazowego testowania analizowanych szeregów na występowanie efektu niesymetrycznych reakcji w przypadku budowy modeli warunkowej wariancji.

Literatura

1. Bollerslev T.: *Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*. „Journal of Econometrics” 1986, No 31.
2. Engle R.F.: *Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation*. „Econometrica” 1982, No 50.

⁶ Zob. [10].

3. Engle R.F., Ng V.K.: *Measuring and testing the impact of news on volatility*. „Journal of Finance” 1993, Vol. 48.
4. Glosten L.R., Jagannathan R., Runkle D.E.: *On the relation between expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks*. „Journal of Finance” 1993, Vol. 48.
5. Hagerud G.E.: *Modelling nordic stock returns with asymmetric GARCH models*. „Working Paper Series in Economics and Finance” 1997, No 164.
6. Jajuga K., Jajuga T.: *Inwestycje, instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*. PWN, Warszawa 2001.
7. Nelson D.: *Conditional heteroskedasticity in asset returns. A new approach*. „Econometrica” 1990, No 59.
8. Osińska M.: *Ekonometria finansowa*. PWE, Warszawa 2006.
9. Pagan A.R., Schwert G.W.: *Alternative models for conditional stock volatility*, „Journal of Econometrics” 1990, No 45.
10. Rozkrut D.: *Testing the asymmetric effect in stock returns from Warsaw Stock Exchange. W: Econometrical and computational methods in finance and insurance*. Red. P. Chrzan, Publisher of the K. Adamiński University of Economics in Katowice, Katowice 2006.
11. Tarczyński W.: *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*. Placet, Warszawa 2001.
12. Zakoian J. M., *Threshold heteroscedastic models*. „Journal of Economic Dynamics and Control” 1994, No18.

VOLATILITY ANALYSIS OF STOCK EXCHANGE INDEXES ON FOREIGN MARKETS

Summary

It is sometimes necessary to distinguish between the impact of positive and negative shocks on the time varying conditional variance. In case of asymmetric impact, models that capture that effect should be used (for example: EGARCH, AGARCH, TGARCH, N-GARCH, GJR). Carrying tests proposed by Engle and Ng may be useful in deciding whether asymmetry is present and an asymmetric ARCH type model should be used. The proposed test procedure was used in searching for the asymmetries in indexes from international stock exchanges, and the results are presented in the paper.

Translated by Dominik Rozkrut