

*Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki*

Tomasz Zdanowicz

TESTOWANIE SYMETRYCZNOŚCI ROZKŁADU WARUNKOWEGO

Z a r y s t r e ś c i. W artykule poruszono problem testowania asymetrii rozkładu warunkowego. Istniejące obecnie testy z dużym prawdopodobieństwem są w stanie wskazać na występowanie asymetrii w rozkładzie warunkowym. Test zaproponowany przez Bai i Ng (2001) został stworzony do testowania asymetrii w szeregach przefiltrowanych modelami z rodziny ARMA-GARCH. Wspomniany test zastosowano do oceny asymetrii warunkowej w szeregach z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Uzyskane wyniki potwierdzają występowanie asymetrii w rozkładach stóp zwrotu analizowanych spółek, która może zostać opisana modelami z rodziny GARCH.

S ł o w a k l u c z o w e : nieliniowość, asymetria rozkładu warunkowego.

1. WSTĘP

Od momentu ukazania się pracy Engle'a, prezentującej model ARCH, minęło już ponad ćwierć wieku. W tym czasie pojawiło się wiele modyfikacji oryginalnego modelu, wystarczy wspomnieć choćby progowe, asymetryczne czy wykładnicze modele GARCH. Stały się one klasyką ekonometrii finansowej. Z czasem zostały poddane modyfikacjom, które dotyczyły nie tylko równania wariancji warunkowej, ale również samego rozkładu warunkowego. Stosowane są rozkłady, które opisują leptokurtozę, grube ogony i asymetrię występującą w empirycznych szeregach finansowych. Z literatury światowej dotyczącej tematu nie sposób nie wspomnieć prac Bollersleva (1986), Nelsona (1991) i wielu innych. Z literatury polskiej można przytoczyć chociażby prace: Doman, Doman (2004), Fiszeder (2004), Osińska (1999). Duża liczba możliwych równań wariancji oraz szeroka klasa rozkładów warunkowych powoduje, że stosowanie wspomnianych modeli

może nastęrczać pewnych trudności związanych z wyborem odpowiedniej kombinacji równań warunkowej średniej-wariancji oraz rozkładu. Obecnie stosuje się metodę a-posteriori polegającą na oszacowaniu wszystkich możliwych kombinacji modeli – rozkładów i wyborze najlepiej dopasowanego, np. ze względu na kryteria informacyjne. Cała procedura jest czasochłonna. Innym problemem są zależności między parametrami modelu GARCH a parametrami rozkładu warunkowego. W pracy Bai i Ng (2001) pojawiła się propozycja testu asymetrii w rozkładzie warunkowym, który może posłużyć jako narzędzie diagnostyczne, pozwalające na ocenę dopasowania odpowiedniego modelu do danych. Celem artykułu jest prezentacja testu asymetrii rozkładu warunkowego oraz zastosowanie wspomnianego testu do wykrycia asymetrii w rozkładach warunkowych szeregów pochodzących z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie.

Niniejszy tekst składa się ze wstępu, dwóch części i podsumowania. W części drugiej przedstawiono test asymetrii w rozkładzie warunkowym. Część trzecia zawiera wyniki testu z szeregów pochodzących z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie.

2. TESTY ASYMETRII W ROZKŁADZIE WARUNKOWYM

Asymetria występująca w rozkładzie warunkowym może zostać opisana na kilka sposobów. Spośród możliwych rozwiązań problemu można wskazać na odpowiednią specyfikację równań warunkowej średniej i wariancji, zastosowanie rozkładu, który jest w stanie opisać skośność poprzez dodatkowy parametr oraz rozwiązanie pośrednie, polegające na zastosowaniu odpowiedniego równania opisującego trzeci moment warunkowy. W literaturze można znaleźć kilka propozycji testów asymetrii w rozkładzie warunkowym – Fan i Gencay (1995), Newey i Powell (1988). Większość z nich zakłada, że mamy do dyspozycji reszty z liniowego modelu oraz zgodnego oszacowania wektora nieznanych parametrów β . Test asymetrii w rozkładzie warunkowym, zaproponowany przez Bai i Ng (2001), został stworzony przy bardzo ogólnym założeniu, że mamy do czynienia z nieliniowym modelem postaci:

$$Y_t = h(\Omega_t, \beta) + \sigma(\Omega_t, \lambda)e_t, \quad (1)$$

gdzie $h(\Omega_t, \beta)$ – warunkowa średnia, $\sigma(\Omega_t, \lambda)$ warunkowa wariancja, Ω_t – zbiór informacji dostępny w momencie t . Zmienna e_t ma zerową średnią oraz jednostkową wariancję. Symetryczność rozkładu warunkowego jest badana na podstawie empirycznej funkcji gęstości i empirycznej dystrybuanty. Idea testu jest dość prosta i polega na porównaniu dwóch dystrybuant dla zmiennej e_t oraz $-e_t$. Statystyka testowa jest wyznaczana na podstawie wzoru:

$$W_T(x) = U_T^+(x) - U_T^-(x) = \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{i=1}^T [I(e_i \leq x) - I(-e_i \leq x)], \quad (2)$$

$$\text{gdzie: } U_T^+(x) = \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{i=1}^T [I(e_i \leq x) - F(x)], U_T^-(x) = \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{i=1}^T [I(-e_i \leq x) - F(x)]$$

są empirycznymi procesami zbieżnymi do mostu Browna (Brownian Bridge Process). Proces $W_T(x)$ jest natomiast zbieżny do standardowego ruchu Browna. W przypadku symetrycznego rozkładu wartości $W_T(x)$ powinny być niewielkie dla dowolnej wartości x . Dysponując oszacowaniami e_i z modelu liniowego – \hat{e}_i , statystykę testową można zdefiniować jako $\max |W_T(x)|$. Jednak w przypadku wielu szeregów finansowych założenie o liniowości modelu nie jest spełnione. Jest to przyczyną tego, że oszacowania wektora reszt są wyznaczone odpowiednimi transformacjami funkcjami $h(\Omega_i, \beta)$ i $\sigma(\Omega_i, \lambda)$ i w konsekwencji nie zachodzi zbieżność $\hat{W}_T(x)$, wyznaczonej dla \hat{e}_i , do standardowego ruchu Browna. W tym przypadku należy odpowiednio zmodyfikować statystykę testową. W rezultacie odpowiednich przekształceń otrzymujemy odpowiednio dla $x \leq 0$

$$S_T(x) = \hat{W}_T(x) - \hat{W}_T(0) + \int_x^0 h_T^-(y) dy, \quad (3)$$

analogicznie dla $x > 0$ mamy

$$S_T(x) = \hat{W}_T(x) - \hat{W}_T(0) - \int_0^x h_T^+(y) dy, \quad (4)$$

gdzie $h_T^-(y)$, $h_T^+(y)$ to pewne funkcje zależne od funkcji gęstości \hat{e}_i oraz jej pochodnej¹. Mając wyznaczony proces $S_T(x)$ test na asymetrię w rozkładzie warunkowym można zapisać jako:

$$CS^+ = \max_{x \geq 0} |S_T(x)|, \quad (5)$$

$$CS^- = \max_{x < 0} |S_T(x)|. \quad (6)$$

Ze względu na złożoność funkcji $h_T^-(y)$, $h_T^+(y)$ statystyki testowe wyznacza się numerycznie. Procesy wyznaczone wzorami 5 i 6 są zbieżne do standardowego ruchu Browna. Wartości krytyczne dla 1 i 5 procentowego poziomu istotności wynoszą odpowiednio 2,78 i 2,21. Ze względu na fakt, iż procesy jako CS^+ i CS^- nie są sobie równe², na statystykę testu asymetrii warunkowej należy wybrać:

$$CS = \max(CS^-, CS^+). \quad (7)$$

¹ Ze względu na ograniczoną objętość artykułu nie zapisywano wszystkich funkcji. Szczegóły można znaleźć w pracy Bai i Ng (2001).

² Zależność ta wynika z zastosowania odpowiednich oszacowań funkcji $h_T^-(y)$ i $h_T^+(y)$.

W przypadku gdy wartość CS jest większa od wartości krytycznej, hipotezę zeroową mówiącą o symetryczności rozkładu warunkowego należy odrzucić na korzyść alternatywnej. Bai i Ng (2001) prezentują również wyniki symulacji dotyczące mocy testu, które wskazują, że zaproponowany test ma dobre charakterystyki.

W założeniu omawiany test ma służyć jako narzędzie, za pomocą którego można stwierdzić, czy jest potrzeba dodania dodatkowego parametru, opisującego asymetrię, do rozkładu warunkowego i ponownej estymacji rozszerzonego w ten sposób modelu. Test nie rozstrzyga jednak kwestii zmienności warunkowej asymetrii w badanym szeregu. Jak do tej pory nie analizowano wskazań testu w przypadku szeregu ze zmienną w czasie asymetrią.

Dla przetestowania zachowania się testu w takim przypadku przeprowadzono eksperyment symulacyjny, który polegał na symulowaniu szeregów przy założeniu następujących modeli

M1:

$$y_t = 0,05y_{t-1} + e_t \quad (8a)$$

$$e_t = v_t \sqrt{h_t}, v_t \sim STD(0,1,0,\eta) \quad (8b)$$

$$h_t = 0,0001 + 0,1e_{t-1}^2 + 0,8h_{t-1} \quad (8c)$$

M2:

$$y_t = 0,05y_{t-1} + e_t \quad (9a)$$

$$e_t = v_t \sqrt{h_t}, v_t \sim STD(0,1,-1 + 2\lambda(s_t),\eta) \quad (9b)$$

$$h_t = 0,0001 + 0,1e_{t-1}^2 + 0,8h_{t-1} \quad (9c)$$

$$s_t = \iota_1 + \iota_2 e_{t-1}^3 + \iota_3 s_{t-1}, \quad (9d)$$

gdzie STD – rozkład skośny t-Studenta, η – liczba stopni swobody, λ – oznacza transformację logistyczną. Parametr liczby stopni swobody przyjmował jedną z dwóch wartości – 10 i 30, natomiast parametry ι_1 , ι_2 oraz ι_3 odpowiednio: $-0,02$, $0,2$ i $-0,4$. Generowano szeregi długości 2100 obserwacji. Pierwsze 100 następnie odrzucano i dla tak otrzymanego szeregu estymowano model AR(1)-GARCH z rozkładem t-Studenta, z którego wyznaczane były standaryzowane reszty. Dla każdego z szeregów reszt wyznaczano statystykę testową CS . Całą procedurę powtarzano 1000 razy.

Tabela 1. Wyniki symulacji dla testu asymetrii warunkowej.

MODEL	CS	CS-	CS+	MODEL	CS	CS-	CS+
M1-STD(10)	3%	3%	2%	M2-STD(10)	46%	46%	37%
M1-STD(30)	4%	3%	3%	M2-STD(30)	46%	46%	33%

Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie wyników symulacji zawiera tabela 1, w której zawarty jest stosunek liczby szeregów, w przypadku których test odrzucił hipotezę o symetryczności rozkładu warunkowego przy 5% poziomie istotności do liczby symulacji.

W przypadku modeli z symetrycznym rozkładem warunkowym (modele M1-STD(10) i M1-STD(30)) wyniki zawarte w tabeli 1 potwierdzają wysoką moc testu. Przy założeniu 5% poziomu istotności uzyskano wyniki zbliżone do tej wartości 3–4%. W przypadku modeli M2-STD(10) i M2-STD(30) ze zmienną w czasie asymetrią warunkową test w około 50% odrzucił hipotezę o symetryczności rozkładu. Takie wyniki pozwalają stwierdzić, że test jest wrażliwy na zmiany asymetrii warunkowej w analizowanym szeregu. Jednak nie można jednoznacznie odpowiedzieć na pytanie o rodzaj asymetrii. Z drugiej strony ze względu na charakter testu – statystyka maksymalna, można się spodziewać, że test w przypadku jednej skrajnej wartości CS^+ lub CS^- wskaże na asymetrię rozkładu. W przypadku analizowanych szeregów takie skrajne wartości mogły wynikać z leptokurtycznego rozkładu warunkowego lub ze skrajnej asymetrii w danym momencie czasu. Ze względu na charakter symulowanych szeregów – symulowane były rozkłady leptokurtyczny i zbliżony do normalnego wyniki, należy odrzucić pierwszą przyczynę jako nieistotną w analizowanym przypadku. Otwarta pozostaje natomiast kwestia występowania skrajnych wartości asymetrii w szeregu. W takim przypadku należałoby analizować proces zdefiniowany jako:

$$CS_T = |S_T(x)| \quad (10)$$

lub badać sekwencyjnie statystykę CS dla pewnych podrób badanego szeregu. Proponowane metody nie były jednak analizowane w zastosowaniu do generowanych szeregów i danych rzeczywistych. Będą stanowiły przedmiot dalszych badań autora nad zmiennością asymetrii warunkowej.

3. WYNIKI EMPIRYCZNE DLA SZEREGÓW Z GPW

Opisany wcześniej test zastosowano do wybranych szeregów z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Badano notowania ok. 40 spółek/indeksów, wśród których znajdowały się m.in: WIG, Żywiec, Krosno, Swarzędz, Mostalexp, Optimus, BreBank, Kable, Próchnik, Irena, BZWBK, Vistula, Indykpol. Dane pochodziły z serwisu www.bossa.pl. Dla każdego z szeregów wybrano wartości ceny otwarcia od początku 2000 r. do połowy roku 2008, co dawało ok. 2000 obserwacji. Procedura testowa polegała na wyznaczeniu dla logarytmicznych stóp zwrotu reszt z modeli AR(2)-GARCH(1,1) oraz AR(2)-EGARCH(1,1), dla których następnie badano asymetrię rozkładu warunkowego.

Tabela 2. Wyniki testu asymetrii rozkładu warunkowego – model GARCH

	ALMA		BANKBPH		BORYSZEW		BRE		BUDIMEX	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	4,38	2,87	4,59	2,50	7,08	6,53	4,37	3,54	4,30	1,92
CS-	4,38	2,87	4,23	2,17	7,08	6,53	4,37	3,54	4,27	1,92
CS+	3,86	2,57	4,59	2,50	6,19	6,02	4,33	3,47	4,30	1,59
	BZWBK		DĘBICA		ECHO		EFEKT		ELBUDOWA	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	4,35	2,15	5,37	4,57	6,19	2,53	5,82	2,78	5,33	3,82
CS-	4,35	2,15	5,37	4,57	6,19	2,53	5,82	2,78	5,33	3,82
CS+	3,88	1,93	4,98	4,13	6,11	2,48	5,64	2,48	4,39	3,18
	INGBSK		IRENA		JUTRZENKA		KABLE		KĘTY	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	4,88	2,28	7,54	1,96	4,64	3,14	5,15	1,21	3,95	0,58
CS-	4,62	2,28	7,54	1,96	4,64	3,14	5,15	1,21	3,95	0,49
CS+	4,88	1,76	7,09	1,29	4,07	2,81	4,36	0,73	3,95	0,58
	KROSNO		MIESZKO		MILLENNIUM		MOSTALEXP		MOSTALZAB	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	0,68	1,94	2,81	1,45	1,02	2,09	6,92	1,55	3,68	4,87
CS-	0,64	1,31	2,81	1,45	1,02	2,09	6,92	1,55	3,68	4,87
CS+	0,68	1,94	2,52	1,29	1,02	1,82	6,12	0,88	2,86	3,46
	PROCHEM		PRÓCHNIK		RAFAKO		RELPOL		REMAK	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	6,20	2,68	1,58	1,89	7,41	2,72	2,48	0,68	4,33	1,79
CS-	6,20	2,68	1,58	1,89	7,41	2,72	2,46	0,68	4,33	1,79
CS+	6,12	2,01	0,96	1,15	7,02	2,41	2,48	0,59	4,23	1,30
	SWARZĘDZ		VISTULA		WIG		WIG20		ŻYWIEC	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	3,11	4,10	9,02	3,13	1,63	1,63	1,34	1,24	5,37	1,17
CS-	3,11	3,96	8,70	3,13	1,39	1,40	1,34	1,24	5,33	1,17
CS+	2,31	4,10	9,02	2,90	1,63	1,63	1,26	1,24	5,37	1,17

Źródło: obliczenia własne.

Tabele 1 i 2 zawierają oprócz wyznaczonych wartości statystyk CS dodatkowo również CS^+ oraz CS^- wyznaczone zarówno dla szeregów stóp zwrotu oraz dla standaryzowanych reszt z odpowiednich modeli.

Tabela 3. Wyniki testu asymetrii rozkładu warunkowego – model EGARCH

	ALMA		BANKBPH		BORYSZEW		BRE		BUDIMEX	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	4,40	2,84	4,59	3,09	7,08	5,30	4,37	0,70	4,30	2,33
CS-	4,40	2,84	4,23	2,43	7,08	5,30	4,37	0,70	4,27	2,33
CS+	3,86	2,58	4,59	3,09	6,19	5,00	4,33	0,61	4,30	1,93
	BZWBK		DĘBICA		ECHO		EFEKT		ELBUDOWA	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	4,35	3,83	5,37	4,78	6,19	5,88	5,82	2,29	5,33	3,60
CS-	4,35	3,83	5,37	4,78	6,19	5,88	5,82	2,29	5,33	3,60
CS+	3,88	3,72	4,98	4,21	6,11	5,69	5,64	2,02	4,39	3,04
	INGBSK		IRENA		JUTRZENKA		KABLE		KĘTY	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	4,88	2,05	7,54	2,11	4,64	2,61	5,15	1,97	3,95	1,10
CS-	4,62	2,05	7,54	2,11	4,64	2,61	5,15	1,97	3,95	0,93
CS+	4,88	1,74	7,09	1,36	4,04	2,36	4,36	1,30	3,95	1,10
	KROSNO		MIESZKO		MILLENNIUM		MOSTALEXP		MOSTALZAB	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	0,68	2,19	2,81	1,26	1,02	1,53	6,92	2,80	3,68	4,59
CS-	0,64	1,78	2,81	1,21	1,02	1,53	6,92	2,80	3,68	4,59
CS+	0,68	2,19	2,52	1,26	1,02	1,34	6,12	1,97	2,86	3,26
	PROCHEM		PRÓCHNIK		RAFAKO		RELPOL		REMAK	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	6,20	3,11	1,58	1,13	7,41	3,80	2,48	3,18	4,33	1,60
CS-	6,20	3,11	1,58	1,13	7,41	3,80	2,46	3,18	4,33	1,60
CS+	6,12	2,07	0,96	0,66	7,02	3,20	2,48	2,62	4,23	1,32
	SWARZĘDZ		VISTULA		WIG		WIG20		ŻYWIEC	
	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et	rt	et
CS	3,11	4,69	9,02	3,64	1,63	1,28	1,34	1,13	5,37	1,50
CS-	3,11	4,63	8,70	3,64	1,39	1,04	1,34	1,13	5,33	1,47
CS+	2,31	4,69	9,02	3,18	1,63	1,28	1,26	1,09	5,37	1,50

Źródło: obliczenia własne.

Ponieważ test ma zastosowanie do reszt z szerokiej gamy modeli, to dla weryfikacji hipotezy o symetryczności rozkładu warunkowego w przypadku stóp zwrotu przyjęto stałą w równaniu średniej i stałą wariancję (rt), dodatkowo analizowano również szeregi reszt z modelu AR(2)³.

Wyniki przedstawione w tabeli 1 w przypadku stóp zwrotu pozwalają stwierdzić, że w większości badanych szeregów występuje asymetria w rozkładzie

³ Ze względu na praktycznie identyczne wyniki, jak w przypadku modelu ze stałą, wyników testu nie prezentowano.

warunkowym. I jest to wynik, jakiego należało się spodziewać, analizując literaturę przedmiotu. Analiza wartości statystyk testu asymetrii dla reszt z modelu AR-GARCH wskazuje, że dodanie do modelu równania wariancji w swojej najpopularniejszej formie znacząco zmienia kształt rozkładu warunkowego. W około 30% przypadków model wariancji warunkowej jest w stanie wychwycić asymetrię rozkładu. W przypadku pozostałych spółek obecność równania wariancji warunkowej w modelu miała znaczący wpływ na wartość statystyki testu. W dalszym ciągu jednak w około połowie analizowanych spółek występuje asymetria. Dane zawarte w tabeli 3 generalnie potwierdzają wyniki uzyskane dla szeregów filetowanych modelem AR(2)-GARCH(1,1). W większości spółek unormowane stopy zwrotu charakteryzują się asymetrycznym rozkładem warunkowym, podczas gdy standaryzowane reszty z modelu AR(2)-EGARCH(1,1) posiadają już symetryczny rozkład. Porównując oba wyniki, należy zwrócić uwagę na kilka ciekawych przypadków. I tak dla spółek MOSTALEXP i RELPOL test wskazał na symetrię rozkładu tylko dla reszt z modelu GARCH. W resztach z modelu EGARCH asymetria rozkładu warunkowego w dalszym ciągu występowała. Taki wynik można tłumaczyć bardziej rozbudowanym równaniem modelu wykładniczego, który, jak się okazało po analizie wyników estymacji, posiadał nieistotne parametry. Te dodatkowe parametry, mimo że zbliżone wartością do 0 oraz logistyczna transformacja wariancji warunkowej powodowały, iż równanie wariancji warunkowej nie wychwyciło asymetrii rozkładu. Z drugiej strony, porównując wyniki testu dla spółek OPTIMUS czy BZWBK, mamy do czynienia z dokładnie odwrotną sytuacją. W tym przypadku równanie GARCH nie wychwyciło asymetrii. Analiza wyników estymacji obu modeli dla szeregu stóp zwrotu wskazała na EGARCH jako lepiej dopasowany do danych. Otrzymane wyniki potwierdzają moc testu zaproponowanego przez Bai i Ng (2001). Jednocześnie zakres stosowania testu można rozszerzyć również na weryfikację dopasowania modelu do danych.

4. PODSUMOWANIE

W artykule przedstawiono wyniki testu asymetrii rozkładu warunkowego dla jednorównaniowych modeli ekonometrycznych w szczególności modeli ARMA-GARCH. Test zastosowano do szeregów z polskiego rynku finansowego. Otrzymane wyniki wskazują, że w większości szeregów modele wariancji warunkowej są w stanie opisać asymetrię rozkładu warunkowego. W przypadku kilku spółek zamiast równania GARCH należało zastosować do tego celu Model EGARCH. Analizowany test nie rozstrzyga natomiast kwestii zmienności asymetrii w kolejnych jednostkach czasu. Problem ten wymaga głębszego badania i studiów metodologicznych.

LITERATURA

- Bollerslev T. (1986), *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, „Journal of Econometrics”, 31, 307–327.
- Bai J., Ng S. (2001), *A Consistent Test for Conditional Symmetry in Time Series Models*, „Journal of Econometrics”, 103, 225–258.
- Doman M., Doman R. (2004), *Ekonometryczne modelowanie dynamiki polskiego rynku finansowego*, Wydawnictwo AE, Poznań.
- Fan Y., Gencay R. (1995), *A Consistent Nonparametric Test of Symmetry in Linear Regression Models*, „Journal of the American Statistical Association”, 90, 551–557.
- Fiszeder P. (2004), *Prognozowanie zmienności na podstawie modeli GARCH*, „Rynek Terminowy”, nr 25, 121–128.
- Hansen B. E. (1994), *Autoregressive Conditional Density Estimation*, „International Economic Review”, 35, 705–730.
- Hamilton J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Lee S., Hansen B. E. (1994), *Asymptotic Theory for the GARCH(1,1) Quasi-Maximum Likelihood Estimator*, „Econometric Theory”, 10, 29–52.
- Nelson D. (1991), *Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach*, „Econometrica”, 59, 347–370.
- Newey W. K., Powell J. L. (1988), *Asymmetric Least Squares Estimation and Testing*, „Econometrica”, 55, 819–847.
- Osińska M. (2006), *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa.

SYMMETRY TESTING OF CONDITIONAL DISTRIBUTION

A b s t r a c t. The paper concerns the problem of asymmetry in conditional distribution. Some contemporarily used tests can with high likelihood show the presence of asymmetry in the distribution. The test proposed by Bai and Ng has been created in order to test asymmetry in series filtered by models from ARMA-GARCH family. The mentioned test has been used to evaluate conditional asymmetry in return series from the stock exchange in Warsaw. The results confirm the existence of asymmetry in distributions in returns of analyzed shares. This type of asymmetry can be described with the models from GARCH family.

K e y w o r d s : nonlinearities, conditional distribution asymmetry.

