

Identyfikacja i ocena zmian poziomów zmienności na światowych rynkach giełdowych

Ryszard Węgrzyn*

Streszczenie: Celem opracowania jest identyfikacja i ocena zmian zachodzących w zmienności indeksów giełdowych reprezentujących akcje spółek z różnych krajów i regionów geograficznych.

Przeprowadzona analiza dotyczyła porównania kształtowania się indeksów w czasie, wyodrębnienia podokresów oraz identyfikacji zmian zachodzących w zmienności indeksów na podstawie oszacowanych modeli GARCH. Analizą objęto łącznie 15 rynków giełdowych oraz reprezentujące je indeksy w okresie 2.01.2000 – 31.10.2013 roku.

Uzyskane wyniki empiryczne pozwoliły stwierdzić, że w ponad 70% przypadków nastąpił wzrost zmienności na analizowanych rynkach. Odpowiedź na pytanie o trwałość tej zmiany wymaga jednak dalszych badań w tym zakresie.

Słowa kluczowe: zmienność, indeks giełdowy, GARCH

Wprowadzenie

W ciągu ostatnich kilkunastu lat, obejmujących między innymi kryzys finansowy zapoczątkowany w 2007 r., doszło do znaczących zmian w kształtowaniu się podstawowych wielkości charakteryzujących światowe rynki giełdowe. Zauważyć można wyraźny wzrost powiązań pomiędzy rynkami giełdowymi wielu krajów, których przejawem są między innymi rosnące przepływy kapitału oraz zmiany zachodzące na płaszczyźnie instytucjonalnej (Mrzygłód 2011). Zachodzące coraz powszechniej procesy liberalizacji działalności gospodarczej, deregulacji rynków oraz rozwoju nowoczesnych technologii przyczyniają się do postępującej globalizacji gospodarki światowej oraz integracji rynków kapitałowych (Kowalak 2006; Mrzygłód 2011; Friedman, Shachmurove 2005). Potencjalne korzyści i zagrożenia wynikające z tych procesów stanowią nowe wyzwania zarówno dla teorii ekonomii, jak i praktyki gospodarczej. W tym kontekście warto zwrócić uwagę na zmiany zachodzące w kształtowaniu się zmienności na światowych rynkach giełdowych.

Celem niniejszego opracowania jest właśnie identyfikacja i ocena zmian w kształtowaniu się indeksów giełdowych reprezentujących akcje spółek z różnych regionów geograficznych i krajów, a w szczególności ocena zmian zachodzących w zmienności tych indeksów.

Przeprowadzona analiza indeksów giełd światowych dotyczyła porównania ich kształtowania się w czasie, wyodrębnienia podokresów oraz identyfikacji zmian zachodzących

* dr Ryszard Węgrzyn, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, e-mail: wegrzynr@uek.krakow.pl.

w zmienności indeksów na podstawie oszacowanych modeli GARCH. Analizą objęto łącznie 15 rynków giełdowych oraz reprezentujące je indeksy w okresie 2.01.2000–31.10.2013 r.

1. Analiza wstępna kształtowania się wybranych indeksów giełdowych w latach 2000–2013

Głównym kryterium przy wyborze analizowanych rynków giełdowych, a tym samym indeksów giełdowych je reprezentujących, była wielkość kapitalizacji danej giełdy, a także reprezentowany region geograficzny. I tak Amerykę Północną reprezentują giełdy New York Stock Exchange (indeks DJIA, *Dow Jones Industrial Average*), NASDAQ (indeks NASDAQ), a także Toronto Stock Exchange (indeks TSX). Następnie Europę reprezentują: London Stock Exchange (indeks FTSE250, *Financial Times Stock Exchange 250*), Giełda Paryska (indeks CAC40, *Cotation Assistée en Continu*), Giełda Niemiecka (indeks DAX, *Deutscher Aktienindex*), a także Giełda Moskiewska (indeks RTS, *Russian Trading System*) i Giełda Warszawska (indeks WIG20, *Warszawski Indeks Giełdowy 20*). W przypadku Azji wybrano z kolei giełdy w Tokio (indeks Nikkei 225, *Nikkei heikin kabuka*), Szanghaju (indeks Shanghai, *Shanghai Stock Exchange Composite*), Hong Kongu (indeks Hang Seng), Bombaju (indeks SENSEX, *Bombay Stock Exchange Sensitive Index*) oraz Australian Securities Exchange (indeks *All Ordinaries*), a w przypadku Ameryki Łacińskiej dwie największe giełdy tego regionu: São Paulo Stock Exchange (indeks Bovespa, *Bolsa de Valores de São Paulo*) oraz Mexican Stock Exchange (indeks IPC, *Índice de Precios y Cotizaciones*).

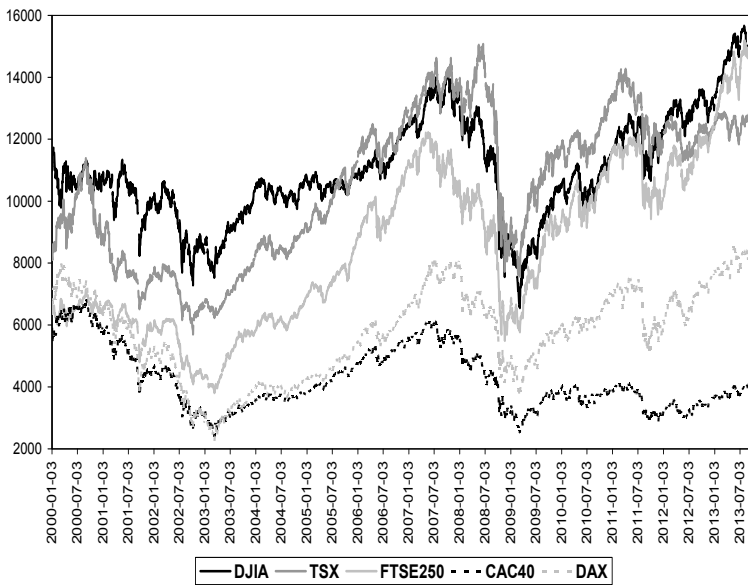
Dla przykładu, na rysunku 1 przedstawiono kształtowanie się indeksów DJIA, TSX, FTSE250, CAC40 oraz DAX w badanym okresie.

Analizując kształtowanie się wszystkich indeksów, można zauważyć, że do czasu przełomu 2002/2003 indeksy w większości wykazywały trend spadkowy ze znaczną dynamiką zmian. Od 2003 r. natomiast obserwować można dość stabilną długookresową tendencję wzrostową. Trudno jednak powiedzieć, na ile utrzymywanie się tej tendencji było w danym przypadku jeszcze wynikiem uwarunkowań fundamentalnych, a na ile oznaczało już pewien poziom przewartościowania spółek. Na przykład rynek akcji w Chinach był w latach 2005–2008 ekstremalnie rozchwiany. Y. Shujie i L. Dan wskazali na pewne psychologiczne aspekty powstałej w tym okresie „bańki” na tym rynku (Shujie, Dan 2009).

Większość momentów odwrócenia trendu ze wzrostowego na spadkowy przypadło na drugą połowę 2007 r. Nieco wcześniej do odwrócenia trendu doszło w przypadku indeksów dla Giełdy Londyńskiej i Paryskiej. Natomiast indeksy RTS i Bovespa swoje maksimum osiągnęły dopiero w maju 2008 r., a TSX w czerwcu 2008 r. Oznacza to, że indeksy te nie zareagowały nawet na bardzo trudną sytuację w Stanach Zjednoczonych w styczniu 2008 r., kiedy wiele indeksów giełdowych bardzo mocno spadało (zob. rys. 1).

W przypadku odwrócenia trendu ze spadkowego na rosnący sytuacja była mniej zróżnicowana. Najczęściej do takiej zmiany trendu dochodziło bowiem w lutym albo marcu 2008 r., zwłaszcza 9 marca 2009 r. Nieco wcześniej doszło do odbicia indeksów RTS, Shan-

ghai, FTSE250, a najwcześniej odbiły się ponownie w górę indeksy Hang Seng, Bovespa i IPC. Stało się to w każdym z tych trzech przypadków 27 października 2008 r., po okresie bardzo głębokich spadków DJIA. Takie zachowanie indeksów może świadczyć o nieco lepszej ich „kondycji” oraz pewnej specyfice gospodarek, które reprezentują.



Rysunek 1. Kształtowanie się indeksów w okresie 2.01.2000–31.10.2013

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Serwisu Informacyjnego Stoog.

Pomimo zaobserwowanych znacznych różnic w sytuacji na poszczególnych rynkach, należy zwrócić uwagę, że zasadniczo reakcja wszystkich analizowanych giełd na kryzys finansowy była podobna. Chociaż spadki indeksów występowały w nieco innych okresach, to ich skala mieściła się w granicach 49–80%.

Po kryzysowych zawirowaniach dopiero w 2010 r. indeksy odzyskały względną stabilność, utrzymując w większości trend wzrostowy. Nie wszystkim jednak udało się do października 2013 r. przekroczyć szczyty z 2007 czy 2008 r. Spośród analizowanych indeksów tylko DJIA, FTSE250, DAX, SENSEX oraz IPC przekroczyły swoje najwyższe poziomy sprzed kryzysu finansowego.

Na podstawie przeprowadzonej analizy wstępnej można, jak się wydaje, wyodrębnić ogólnie 4 podstawowe okresy o zróżnicowanej charakterystyce. Okres 1 – od stycznia 2000 do grudnia 2002 r., okres 2 – od stycznia 2003 do połowy 2007 r., okres 3 – od lipca 2007 do końca 2009 r. i okres 4 – od początku 2010 do października 2013 r.

Kolejnym krokiem w analizie było wyliczenie dziennych stóp zwrotów (zmian) indeksów giełdowych. Na ich podstawie, przy dokładnej synchronizacji danych, obliczono średnie arytmetyczne i odchylenia standardowe dla wyodrębnionych okresów (zob. tab. 1).

Na podstawie tabeli można stwierdzić, że średnie stopy zwrotu indeksów w wyodrębnionych okresach kształtowały się w sposób zróżnicowany. W okresie 1 były ujemne z wyjątkiem indeksów RTS, Shanghai i IPC, w okresie 2 wszystkie osiągnęły poziom dodatni, w kolejnym okresie zawirowań kryzysowych znowu w większości były ujemne, a w okresie 4 w większości dodatnie. Warto zwrócić w tym kontekście uwagę na odchylenia standardowe jako miary zmienności stóp zwrotu, które w okresach 1 i 3 były, z wyjątkiem 3 przypadków, większe niż w okresach 2 i 4. Wynika z tego, że ogólnie wraz ze spadkami indeksów wzrastała ich zmienność, co jest szczególnie widoczne w okresie 3, obejmującym kryzysowe turbulencje. Trendy wzrostowe cechowała natomiast większa stabilność, przy czym należy zwrócić uwagę, że odchylenia standardowe w okresie 4 ukształtowały się w większości przypadków (na największych giełdach) na nieco wyższym poziomie niż w okresie 2. W tym ostatnim okresie, mimo utrzymywania się tendencji wzrostowych, poziom ryzyka w wielu przypadkach utrzymał się jednak na wysokim poziomie. Wyniki wstępnej analizy stóp zwrotu potwierdziły zatem wybór poszczególnych okresów jako okresów o znacząco różnych charakterystykach.

Tabela 1

Średnie i odchylenia standardowe stóp zwrotu indeksów w wyodrębnionych okresach

Nazwy indeksów	Średnia				Odchylenie standardowe			
	okres 1	okres 2	okres 3	okres 4	okres 1	okres 2	okres 3	okres 4
DJIA	-0,010007	0,0396	-0,0198	0,0426	1,399172	0,7445	1,8723	0,9874
NASDAQ	-0,059242	0,0543	0,0054	0,0609	2,640958	1,0251	2,0725	1,1991
TSX	-0,011178	0,0608	-0,0255	0,0139	1,316055	0,7069	1,8913	0,8643
FTSE250	-0,055425	0,0922	-0,0346	0,0522	0,897813	0,7708	1,7418	1,0465
CAC40	-0,068943	0,0576	-0,0607	0,0150	1,820397	1,0516	2,0161	1,4501
DAX	-0,081149	0,0783	-0,0438	0,0449	2,003310	1,2175	1,9513	1,3291
RTS	0,127709	0,1613	-0,0385	-0,0141	2,494463	1,7098	3,2574	1,6471
WIG20	-0,031693	0,0897	-0,0557	0,0125	1,839509	1,3298	2,1457	1,2764
Nikkei225	-0,117227	0,0515	-0,1203	0,0322	1,587723	1,1549	2,1227	1,4014
Shanghai	0,001572	0,0968	-0,0052	-0,0465	1,408903	1,4566	2,3340	1,2234
Hang Seng	-0,055656	0,0677	0,0161	-0,0075	1,650996	0,9529	2,5489	1,2181
All Ordinaries	-0,005722	0,0656	-0,0431	0,0121	0,785523	0,6337	1,6189	0,9461
SENSEX	-0,038339	0,1329	0,0191	0,0071	1,687347	1,3873	2,3660	1,0837
Bovespa	-0,017152	0,1316	0,0594	-0,0142	2,085369	1,6006	2,5590	1,3886
IPC	0,032981	0,1392	0,0213	0,0280	1,730553	1,1070	1,9039	0,9959

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Statistica na podstawie danych Serwisu Informacyjnego Stoq.

2. Zastosowanie modeli GARCH do identyfikacji i oceny zmienności na wybranych rynkach giełdowych

W tej części przedmiotem pogłębionej analizy była zmienność indeksów giełdowych. W analizie tej zastosowano modele zmienności GARCH, a dokładniej, w celu przeprowadzenia porównań zmienności, wybrano jedną postać modelu – AR(1)-GARCH(1,1) z rozkładem błędu *t*-Studenta, którą zastosowano w odniesieniu do wszystkich indeksów.

W badaniach dotyczących szeregów czasowych są powszechnie stosowane, ze względu na ich własności, logarytmiczne stopy zwrotu (zmian) (Osińska 2006; Doman, Doman 2009). Stopy te dla poszczególnych indeksów określono następująco:

$$r_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \cdot 100,$$

gdzie P_t oznacza poziom określonego indeksu w momencie t . Stopę tę podaje się często w takiej postaci, aby uniknąć wielkości bardzo bliskich zeru.

W literaturze finansowej istnieje bardzo bogaty wachlarz różnego typu modeli wykorzystywanych do modelowania i prognozowania zmienności stóp zwrotu. W ostatnich 50 latach najpowszechniej używanymi modelami do analizy szeregów czasowych były liniowe modele gaussowskie. Ogólną reprezentację tych modeli stanowi model ARMA(p,q) (*autoregressive moving average*) o postaci:

$$r_t = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j r_{t-j} + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{t-j},$$

gdzie: r_t – oznacza logarytmiczną stopę zwrotu, a_0 , a_j i b_j parametry modelu, a ε_t to niezależne i o tym samym rozkładzie zmienne losowe ze średnią zero i skończoną wariancją. Model ARMA(0,q) jest określany jako model średniej ruchomej rzędu q i oznaczany przez MA(q); natomiast model ARMA(p,0) jest modelem autoregresyjnym rzędu p , oznaczanym przez AR(p).

Podstawowym ustaleniem dla modelowania zmian w wariancji było określenie stopy zwrotu r_t jako sumy o postaci (Doman, Doman 2009):

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t,$$

gdzie μ_t oznacza średnią warunkową, opisywaną zazwyczaj za pomocą modelu ARMA(p,q), a ε_t innowację w średniej, określaną jako ciąg niezależnych i o tym samym rozkładzie (iid, ang. *independent and identically distributed*) zmiennych losowych z_t ze średnią zero i wariancją jeden, pomnożonych przez odchylenie standardowe σ_t :

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t.$$

R.F. Engle (1982) zaproponował, aby wariancja była w tym wypadku modelowana jako warunkowa względem przeszłych obserwacji przy użyciu modelu autoregresyjnej hetero-

skedastyczności warunkowej (ARCH, *autoregressive conditional heteroscedasticity*). Najprostszą jego postacią jest:

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta \varepsilon_{t-1}^2, \alpha > 0, \beta \geq 0.$$

Ograniczenia nałożone na parametry w tym modelu wiążą się z zapewnieniem dodatniej wariancji. Ważną własnością modeli ARCH jest ich zdolność uchwycenia skupisk zmienności w danych finansowych, tj. skłonności do tego, że duże (małe) zmiany w zwrotach następują po dużych (małych) zmianach przypadkowego kierunku. Efekty ARCH zostały udokumentowane w literaturze finansowej między innymi przez V. Akgiraya (1989) dla zwrotów indeksowych, G.W. Schwerta i P.J. Seguina (1990) dla rynków transakcji terminowych oraz R.F. Engle'a i C. Mustafy (1992) dla zwrotów z akcji pojedynczych spółek.

W przedstawionej prostej postaci modelu ARCH, warunkowa wariancja zależy od pojedynczej obserwacji. Dobrze jest rozłożyć pamięć procesu na wiele przeszłych obserwacji przez włączenie większej liczby opóźnień, w ten sposób uwzględniane zmiany w wariancji następują wolniej. To prowadzi do następującego sformułowania:

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \varepsilon_{t-p}^2,$$

które oznacza model ARCH(p), gdzie $\alpha > 0$ i $\beta_i \geq 0$ (Engle 1982). Włączając opóźnione wartości σ_t^2 otrzymujemy tak zwany uogólniony model ARCH:

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \varepsilon_{t-p}^2 + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \gamma_q \sigma_{t-q}^2,$$

gdzie dodatkowo $\gamma_i \geq 0$.

Model ten został po raz pierwszy zaproponowany przez T. Bollersleva (1986) i S.J. Taylora (1986) i określony jako GARCH(p,q) (*generalized autoregressive conditional heteroscedasticity*). Modyfikacja ta doprowadziła do redukcji liczby koniecznych do estymowania parametrów. W większości z empirycznych wdrożeń, wartości ($p \leq 2$, $q \leq 2$) są wystarczające, by modelować zmienność, dając wystarczający kompromis pomiędzy elastycznością a zbytnią oszczędnością modelu.

Na podstawie przeprowadzonych wcześniej przez autora badań (Węgrzyn 2013), można stwierdzić, że w odniesieniu do indeksu WIG20, ale nie tylko, postać modelu AR(1)-GARCH(1,1) z rozkładem błędu *t*-Studenta, jest postacią o dobrym dopasowaniu. Wybór takiego modelu jest także zgodny z wynikami badań spotykanymi w literaturze (Doman, Doman 2009; Osiewalski i in. 2004).

Po wyliczeniu logarytmicznych stóp zwrotu dla poszczególnych indeksów przeprowadzono zatem oszacowania parametrów modelu metodą największej wiarygodności dla wyodrębnionego wcześniej okresu 2 i 4. Obliczeń dokonano za pomocą programu komputerowego *Time Series Modelling*.

Wyniki oszacowań parametrów modeli dla okresu 2 zostały zawarte w tabelach 2–4. Na ich podstawie można zauważyć, że, z wyjątkiem parametru modelu AR(1) – a_1 ,

parametry wykazały istotność statystyczną w przypadku każdego z analizowanych indeksów. Parametr a_1 był istotny statystycznie tylko w 4 przypadkach.

Tabela 2

Wyniki oszacowania parametrów modeli dla okresu 2 (1)

Parametry	Oceny parametrów	Błędy standardowe	Poziomy t	Poziomy p
Parametry modelu dla indeksu DJIA				
a_1	-0,04242	0,02823	-1,503	0,133
$\sqrt{\alpha}$	0,43441	0,0549	-	-
β_1	0,05831	0,01382	4,219	0,000
γ_1	0,91199	0,0186	49,031	0,000
\sqrt{DF}	3,09463	0,478	-	-
Parametry modelu dla indeksu NASDAQ				
a_1	0,00048	0,02739	0,017	0,986
$\sqrt{\alpha}$	0,57542	0,0809	-	-
β_1	0,04609	0,01209	3,813	0,000
γ_1	0,93387	0,01553	60,133	0,000
\sqrt{DF}	3,4703	0,6084	-	-
Parametry modelu dla indeksu TSX				
a_1	0,03621	0,02987	1,212	0,226
$\sqrt{\alpha}$	0,46942	0,0569	-	-
β_1	0,05175	0,01698	3,048	0,002
γ_1	0,90951	0,03111	29,235	0,000
\sqrt{DF}	3,63229	0,6487	-	-
Parametry modelu dla indeksu FTSE250				
a_1	0,12985	0,03166	4,101	0,000
$\sqrt{\alpha}$	0,45264	0,0423	-	-
β_1	0,12379	0,02469	5,014	0,000
γ_1	0,80613	0,0401	20,103	0,000
\sqrt{DF}	2,68501	0,2935	-	-
Parametry modelu dla indeksu CAC40				
a_1	-0,04758	0,02922	-1,628	0,104
$\sqrt{\alpha}$	0,51012	0,0521	-	-
β_1	0,07839	0,0156	5,025	0,000
γ_1	0,89221	0,01923	46,397	0,000
\sqrt{DF}	3,30254	0,4538	-	-

\sqrt{DF} – oznacza pierwiastek oszacowanej liczby stopni swobody (*degree of freedom*) dla rozkładu *t*-Studenta.

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Time Series Modelling 4,31.

Tabela 3

Wyniki oszacowania parametrów modeli dla okresu 2 (2)

Parametry	Oceny parametrów	Błędy standardowe	Poziomy t	Poziomy p
1	2	3	4	5
Parametry modelu dla indeksu DAX				
a_I	-0,02573	0,02924	-0,88	0,379
$\sqrt{\alpha}$	0,48739	0,066	-	-
β_I	0,08047	0,01495	5,383	0,000
γ_I	0,90257	0,01601	56,376	0,000
\sqrt{DF}	3,1335	0,4302	-	-
Parametry modelu dla indeksu RTS				
a_I	0,12245	0,02995	4,089	0,000
$\sqrt{\alpha}$	1,01141	0,1046	-	-
β_I	0,12423	0,02494	4,981	0,000
γ_I	0,81967	0,03014	27,195	0,000
\sqrt{DF}	2,34668	0,1952	-	-
Parametry modelu dla indeksu WIG20				
a_I	0,0389	0,02826	1,377	0,169
$\sqrt{\alpha}$	0,7185	0,126	-	-
β_I	0,05421	0,00952	5,695	0,000
γ_I	0,92386	0,01327	69,62	0,000
\sqrt{DF}	3,0074	0,4094	-	-
Parametry modelu dla indeksu Nikkei225				
a_I	-0,00658	0,0288	-0,229	0,819
$\sqrt{\alpha}$	0,48554	0,0905	-	-
β_I	0,0662	0,01319	5,019	0,000
γ_I	0,92148	0,01302	70,774	0,000
\sqrt{DF}	3,52849	0,6364	-	-
Parametry modelu dla indeksu Shanghai				
a_I	0,01614	0,02876	0,561	0,575
$\sqrt{\alpha}$	0,8131	0,0997	-	-
β_I	0,0735	0,01651	4,452	0,000
γ_I	0,8995	0,0214	42,033	0,000
\sqrt{DF}	2,3283	0,2061	-	-
Parametry modelu dla indeksu Hang Seng				
a_I	0,03235	0,02611	1,239	0,216
$\sqrt{\alpha}$	0,55843	0,1342	-	-
β_I	0,03811	0,01006	3,788	0,000
γ_I	0,94585	0,01627	58,134	0,000
\sqrt{DF}	2,34254	0,2495	-	-
Parametry modelu dla indeksu All Ordinaries				
a_I	-0,03471	0,03118	-1,113	0,266
$\sqrt{\alpha}$	0,24423	0,0566	-	-
β_I	0,05457	0,01681	3,246	0,001
γ_I	0,93696	0,01947	48,123	0,000
\sqrt{DF}	3,41829	0,5486	-	-

1	2	3	4	5
Parametry modelu dla indeksu SENSEX				
a_I	0,11378	0,03078	3,697	0,000
$\sqrt{\alpha}$	0,68912	0,0718	–	–
β_I	0,12995	0,02781	4,673	0,000
γ_I	0,82285	0,03461	23,775	0,000
\sqrt{DF}	3,6282	0,5729	–	–

\sqrt{DF} – oznacza pierwiastek oszacowanej liczby stopni swobody (*degree of freedom*) dla rozkładu *t*-Studenta.

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Time Series Modelling 4,31.

Tabela 4

Wyniki oszacowania parametrów modeli dla okresu 2 (3)

Parametry	Oceny parametrów	Błędy standardowe	Poziomy t	Poziomy p
Parametry modelu dla indeksu Bovespa				
a_I	0,0185	0,02884	0,641	0,521
$\sqrt{\alpha}$	1,18296	0,1076	–	–
β_I	0,04541	0,01213	3,744	0,000
γ_I	0,89953	0,02233	40,284	0,000
\sqrt{DF}	4,141	0,9949	–	–
Parametry modelu dla indeksu IPC				
a_I	0,10773	0,02872	3,751	0,000
$\sqrt{\alpha}$	0,70973	0,0616	–	–
β_I	0,08732	0,01769	4,936	0,000
γ_I	0,84616	0,02832	29,879	0,000
\sqrt{DF}	3,20329	0,4998	–	–

\sqrt{DF} – oznacza pierwiastek oszacowanej liczby stopni swobody (*degree of freedom*) dla rozkładu *t*-Studenta.

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Time Series Modelling 4,31.

Na podstawie parametrów modeli GARCH(1,1) stwierdzono następnie, że w każdym przypadku suma parametrów β_I i γ_I była mniejsza od jeden, co oznacza, że proces ε_t generowany przez GARCH(1,1) jest kowariancyjnie stacjonarny. W takiej sytuacji wariancja procesu ε_t jest równa (Doman, Doman 2009):

$$E(\varepsilon_t^2) = \frac{\alpha}{1 - \beta_I - \gamma_I}.$$

Posługując się tą formułą, obliczono wariancje procesu dla poszczególnych indeksów w okresie 2, a następnie przedstawiono je wraz z przeliczonymi odchyleniami standardowymi w ujęciu rocznym w tabeli 5.

Tabela 5Wyniki oszacowania wariancji (odchylenia standardowego) procesu ε_t dla okresu 2

Indeks	$\alpha^{*0,5}$	β_I	γ_I	Wariancja procesu	Odchylenie standardowe procesu w ujęciu rocznym
DJIA	0,43441	0,05831	0,91199	6,3539	39,8558
NASDAQ	0,57542	0,04609	0,93387	16,5224	64,2697
TSX	0,46942	0,05175	0,90951	5,6881	37,7096
FTSE250	0,45264	0,12379	0,80613	2,9236	27,0350
CAC40	0,51012	0,07839	0,89221	8,8511	47,0401
DAX	0,48739	0,08047	0,90257	14,0064	59,1744
RTS	1,01141	0,12423	0,81967	18,2344	67,5174
WIG20	0,71850	0,05421	0,92386	23,5405	76,7145
Nikkei225	0,48554	0,06620	0,92148	19,1355	69,1655
Shanghai	0,81310	0,07350	0,89950	24,4864	78,2406
Hang Seng	0,55843	0,03811	0,94585	19,4416	69,7167
All Ordinaries	0,24423	0,05457	0,93696	7,0423	41,9592
SENSEX	0,68912	0,12995	0,82285	10,0612	50,1526
Bovespa	1,18296	0,04541	0,89953	25,4158	79,7117
IPC	0,70973	0,08732	0,84616	7,5724	43,5098

Źródło: obliczenia własne.

Taką samą procedurę przeprowadzono w odniesieniu do wyodrębnionego okresu 4. W tym wypadku oszacowane parametry poszczególnych modeli przedstawiono w tabelach 6–7. Po stwierdzeniu we wszystkich przypadkach kowariancyjnej stacjonarności procesu, obliczono poziomy wariancji (odchylenia standardowego) procesu, które zostały zawarte w tabeli 8.

Tabela 6

Wyniki oszacowania parametrów modeli dla okresu 4 (1)

Parametry	Oceny parametrów	Błędy standardowe	Poziomy t	Poziomy p
1	2	3	4	5
Parametry modelu dla indeksu DJIA				
a_I	-0,01768	0,03123	-0,566	0,571
$\sqrt{\alpha}$	0,44638	0,0523	–	–
β_I	0,13361	0,02996	4,46	0,000
γ_I	0,83903	0,0272	30,847	0,000
\sqrt{DF}	2,40434	0,2142	–	–

1	2	3	4	5
Parametry modelu dla indeksu NASDAQ				
a_I	0,0029	0,03078	0,094	0,925
$\sqrt{\alpha}$	0,57759	0,0632	–	–
β_I	0,10459	0,02455	4,26	0,000
γ_I	0,86467	0,02556	33,829	0,000
\sqrt{DF}	2,68955	0,3027	–	–
Parametry modelu dla indeksu TSX				
a_I	0,04449	0,03123	1,425	0,155
$\sqrt{\alpha}$	0,4419	0,0515	–	–
β_I	0,08657	0,01971	4,392	0,000
γ_I	0,88362	0,02324	38,021	0,000
\sqrt{DF}	2,98606	0,3985	–	–
Parametry modelu dla indeksu FTSE250				
a_I	0,08252	0,03262	2,53	0,012
$\sqrt{\alpha}$	0,48233	0,0833	–	–
β_I	0,08057	0,02353	3,424	0,001
γ_I	0,89813	0,0303	29,641	0,000
\sqrt{DF}	3,21713	0,4443	–	–
Parametry modelu dla indeksu CAC40				
a_I	-0,01314	0,03116	-0,422	0,673
$\sqrt{\alpha}$	0,6839	0,0992	–	–
β_I	0,10259	0,0316	3,246	0,001
γ_I	0,8716	0,03398	25,65	0,000
\sqrt{DF}	2,67547	0,2929	–	–
Parametry modelu dla indeksu DAX				
a_I	0,04238	0,03004	1,411	0,159
$\sqrt{\alpha}$	0,60332	0,099	–	–
β_I	0,08161	0,02029	4,022	0,000
γ_I	0,89882	0,0233	38,576	0,000
\sqrt{DF}	2,58019	0,2733	–	–
Parametry modelu dla indeksu RTS				
a_I	0,07955	0,02833	2,808	0,005
$\sqrt{\alpha}$	0,74745	0,1457	–	–
β_I	0,05043	0,01141	4,42	0,000
γ_I	0,93585	0,01305	71,713	0,000
\sqrt{DF}	2,31225	0,2137	–	–

\sqrt{DF} – oznacza pierwiastek oszacowanej liczby stopni swobody (*degree of freedom*) dla rozkładu *t*-Studenta.

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Time Series Modelling 4,31.

Tabela 7

Wyniki oszacowania parametrów modeli dla okresu 4 (2)

Parametry	Oceny parametrów	Błędy standardowe	Poziomy t	Poziomy p
1	2	3	4	5
Parametry modelu dla indeksu WIG20				
a_I	-0,00961	0,03225	-0,298	0,766
$\sqrt{\alpha}$	0,6432	0,0845	-	-
β_I	0,06368	0,01533	4,154	0,000
γ_I	0,91368	0,01891	48,317	0,000
\sqrt{DF}	2,64804	0,2819	-	-
Parametry modelu dla indeksu Nikkei225				
a_I	-0,01823	0,03285	-0,555	0,579
$\sqrt{\alpha}$	0,8525	0,0908	-	-
β_I	0,09059	0,02748	3,297	0,001
γ_I	0,85393	0,03824	22,331	0,000
\sqrt{DF}	3,45063	0,6818	-	-
Parametry modelu dla indeksu Shanghai				
a_I	-0,0029	0,02703	-0,107	0,914
$\sqrt{\alpha}$	1,00583	0,264	-	-
β_I	0,00072	0,0022	0,329	0,742
γ_I	0,99595	0,00327	304,571	0,000
\sqrt{DF}	2,20808	0,1785	-	-
Parametry modelu dla indeksu Hang Seng				
a_I	0,01588	0,02825	0,562	0,574
$\sqrt{\alpha}$	0,61386	0,1168	-	-
β_I	0,04897	0,01104	4,435	0,000
γ_I	0,93231	0,01289	72,329	0,000
\sqrt{DF}	2,98728	0,421	-	-
Parametry modelu dla indeksu All Ordinaries				
a_I	-0,00699	0,03165	-0,221	0,825
$\sqrt{\alpha}$	0,38964	0,0705	-	-
β_I	0,08176	0,01897	4,31	0,000
γ_I	0,90089	0,0223	40,399	0,000
\sqrt{DF}	4,45772	1,2545	-	-
Parametry modelu dla indeksu SENSEX				
a_I	0,04534	0,03148	1,44	0,15
$\sqrt{\alpha}$	0,4938	0,1195	-	-
β_I	0,06422	0,01599	4,016	0,000
γ_I	0,92295	0,01971	46,827	0,000
\sqrt{DF}	3,30886	0,5182	-	-
Parametry modelu dla indeksu Bovespa				
a_I	0,01816	0,03191	0,569	0,569
$\sqrt{\alpha}$	0,86334	0,0977	-	-
β_I	0,07225	0,02568	2,813	0,005
γ_I	0,88196	0,04076	21,638	0,000

1	2	3	4	5
\sqrt{DF}	3,4616	0,5856	–	–
Parametry modelu dla indeksu IPC				
a_I	0,01842	0,03335	0,552	0,581
$\sqrt{\alpha}$	0,48253	0,0601	–	–
β_I	0,08212	0,02323	3,535	0,000
γ_I	0,89438	0,02616	34,189	0,000
\sqrt{DF}	2,82244	0,3375	–	–

\sqrt{DF} – oznaczta pierwiastek oszacowanej liczby stopni swobody (*degree of freedom*) dla rozkładu *t*-Studenta.

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Time Series Modelling 4,31.

Tabela 8

Wyniki oszacowania wariancji (odchylenia standardowego) procesu ϵ_t dla okresu 4

Indeks	$\alpha^{0,5}$	β_I	γ_I	Wariancja procesu	Odchylenie standardowe procesu w ujęciu rocznym
DJIA	0,44638	0,13361	0,83903	7,2827	42,6694
NASDAQ	0,57759	0,10459	0,86467	10,8526	52,0880
TSX	0,44190	0,08657	0,88362	6,5507	40,4681
FTSE250	0,48233	0,08057	0,89813	10,9222	52,2546
CAC40	0,68390	0,10259	0,87160	18,1216	67,3083
DAX	0,60332	0,08161	0,89882	18,5996	68,1903
RTS	0,74745	0,05043	0,93585	40,7202	100,8963
WIG20	0,64320	0,06368	0,91368	18,2732	67,5893
Nikkei225	0,85250	0,09059	0,85393	13,0994	57,2264
Shanghai	1,00583	0,00072	0,99595	303,8120	275,5957
Hang Seng	0,61386	0,04897	0,93231	20,1295	70,9392
All Ordinaries	0,38964	0,08176	0,90089	8,7504	46,7718
SENSEX	0,49380	0,06422	0,92295	19,0053	68,9299
Bovespa	0,86334	0,07225	0,88196	16,2777	63,7920
IPC	0,48253	0,08212	0,89438	9,9079	49,7692

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie zawartych w tabelach 5 i 8 poziomów wariancji i odchyłeń standardowych w ujęciu rocznym można stwierdzić wzrost zmienności w okresie 4 w odniesieniu do okresu 2 w 11 przypadkach na 15 (ok. 73%). Tylko w przypadku indeksów NASDAQ, WIG20, Nikkei225 i Bovespa nastąpił spadek. Odchylenia standardowe w ujęciu rocznym w okresie 2 ukształtowały się w przedziale 27–80%, a w okresie 4 w przedziale 40,5–275,5%. Największy wzrost odchyłeń standardowych nastąpił w przypadku indeksów Shanghai, RTS oraz FTSE250.

Uwagi końcowe

Uzyskane wyniki empiryczne pozwoliły na określenie zmian w kształtowaniu się zmienności indeksów giełdowych reprezentujących największe giełdy światowe. Na ich podstawie można stwierdzić, że w ponad 70% przypadków nastąpił wzrost zmienności na analizowanych rynkach. Pytanie o trwałość tej zmiany jest jednak przedwczesne. Wzrost zmienności może wynikać bowiem z trwałych przyczyn, związanych z procesem globalizacji oraz integracji rynków kapitałowych, ale może też być skutkiem opóźnionych reakcji na niezaznany jeszcze do końca kryzys finansowy. Kiedy nie będą już obserwowane skutki kryzysu, wyniki tego typu analizy będzie można zinterpretować bardziej jednoznacznie.

Należy także zwrócić uwagę, że uzyskane wyniki mogą być obciążone błędem wynikającym z wybranych okresów porównań czy zbyt krótkiego ostatniego okresu względnej stabilizacji, jak również z zastosowanego do analizy modelu zmienności.

Literatura

- Akgiray V. (1989), *Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts*, „Journal of Business”, vol. 62.
- Bollerslev T. (1986), *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*, „Journal of Econometrics”, vol. 31.
- Doman M., Doman R. (2009), *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*, Wolters Kluwer, Kraków.
- Engle R.F. (1982), *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of UK Inflation*, „Econometrica”, vol. 50.
- Engle R.F., Mustafa C. (1992), *Implied ARCH Models from Option Prices*, „Journal of Econometrics”, vol. 52.
- Friedman J., Shachmurove Y. (2005), *European Stock Markets Dynamics Before and After the Introduction of the Euro*, PIER, Working Paper, no. 28.
- Kowalak T. (2006), *Integracja rynków kapitałowych w Unii Europejskiej*, Twigger, Warszawa.
- Mrzygłód U. (2011), *Procesy integracyjne na rynkach kapitałowych Unii Europejskiej*, Materiały i Studia NBP, nr 257.
- Osiewalski J., Pajor A., Pipień M. (2004), *Bayesowskie modelowanie i prognozowanie indeksu WIG z wykorzystaniem procesów GARCH i SV*, w: red. A. Zeliaś, *XX Seminarium Ekonometryczne im. Prof. Zbigniewa Pawłowskiego*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków.
- Osińska M. (2006), *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa.
- Schwert G.W., Seguin P.J. (1990), *Heteroscedasticity in Stock Returns*, „Journal of Finance”, vol. 45.
- Shujie Y., Dan L. (2009), *The Economic Psychology of Stock Market Bubbles in China*, „The World Economy”, Oxford, vol. 32.
- Taylor S.J. (1986), *Modelling Financial Time Series*, J. Wiley, Chichester.
- Węgrzyn R. (2013), *Zastosowanie wybranych modeli zmienności w analizie ryzyka cen akcji*, w: *Zarządzanie finansami. Wycena przedsiębiorstw, zarządzanie wartością, zarządzanie ryzykiem*, red. D. Zarzecki, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, „Finanse, rynki finansowe, ubezpieczenia”, nr 761 (60).

IDENTIFICATION AND ASSESSMENT OF CHANGES IN THE LEVELS OF VOLATILITY ON THE WORLD STOCK MARKETS

Abstract: The aim of the study is to identify and assess changes in the volatility of stock market indices representing the shares of companies from different geographic regions and countries.

Analysis carried out concerned comparing of developing in the time, distinguishing subperiods and the identification of happening changes in the volatility of indices on the basis of estimated GARCH models. Altogether 15 stock exchange markets and indices were provided with analysis in the period 2.01.2000–31.10.2013. Get empirical scores let state, that in over the 70% of cases an increase in the volatility followed on analysed markets. However the answer to the question about the permanence of this change requires further research in this scope.

Keywords: volatility, stock index, GARCH

Cytowanie

Węgrzyn R. (2014), *Identyfikacja i ocena zmian poziomów zmienności na światowych rynkach giełdowych*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 802, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” nr 65, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 755–769; www.wneiz.pl/frfu.

