

Ryszard Węgrzyn

Katedra Analizy Rynku i Badań Marketingowych
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Zmiany siły powiązań i zmienności indeksów giełd światowych

Streszczenie

Celem opracowania jest identyfikacja i ocena zmian w kształtowaniu się indeksów giełdowych, a w szczególności zwrócenie uwagi na zmiany siły powiązania indeksów reprezentujących akcje spółek z różnych regionów geograficznych i krajów, a także zmiany zachodzące w zmienności tych indeksów. Przeprowadzona analiza dotyczyła porównania kształtowania się indeksów w czasie, wyodrębnienia podokresów oraz określenia zmian siły powiązań pomiędzy poszczególnymi indeksami na podstawie oszacowanych modeli GARCH. Analizą objęto łącznie 15 indeksów giełdowych w okresie 2.01.2000–31.10.2013. Uzyskane wyniki empiryczne pozwoliły stwierdzić, że mimo okresowych wahań poziomu współczynników korelacji powodowanych sytuacją na giełdzie w zdecydowanej większości współczynniki te wzrastały w długim okresie. W ponad 70% przypadków nastąpił także wzrost zmienności na analizowanych rynkach.

Słowa kluczowe: indeksy giełdowe, korelacja, zmienność, giełdy światowe.

1. Wprowadzenie

W ostatnich kilkunastu latach wyraźnie wzrosły powiązania pomiędzy rynkami giełdowymi wielu krajów. Ich przejawem są m.in. rosnące przepływy kapitału oraz zmiany zachodzące na płaszczyźnie instytucjonalnej (zob. [Mrzygłód 2011]). W przypadku giełd można mówić nawet o całej fali przejęć, fuzji i aliansów strategicznych. Za przykład może posłużyć tutaj powstanie międzynarodowej giełdy Euronext, a następnie NYSE-Euronext, czy giełdy OMX, a następnie Nasdaq-OMX.

Coraz powszechniej zachodzące procesy liberalizacji działalności gospodarczej, deregulacji rynków oraz rozwoju nowoczesnych technologii przyczyniają się do postępującej globalizacji gospodarki światowej oraz integracji rynków kapitałowych (zob. [Kowalak 2006, Mrzygłód 2011, Friedman i Shachmurove 2005]). Potencjalne korzyści i zagrożenia wynikające z tych procesów stanowią nowe wyzwania dla poszczególnych przedsiębiorstw, rynków i gospodarek. W tym kontekście warto zwrócić uwagę na zmiany zachodzące w sposobie kształtowania się indeksów giełdowych.

Celem niniejszego opracowania jest identyfikacja i ocena zmian w kształtowaniu się indeksów giełdowych w kontekście postępującej globalizacji rynków finansowych, a w szczególności zwrócenie uwagi na zmiany siły powiązania indeksów reprezentujących akcje spółek z różnych regionów geograficznych i krajów, a także zmiany zachodzące w zmienności tych indeksów.

Przeprowadzona analiza indeksów giełd światowych dotyczyła porównania ich kształtowania się w czasie, wyodrębnienia podokresów oraz określenia zmian w kształtowaniu się siły związków pomiędzy poszczególnymi indeksami. Pogłębianej analizy zmian zachodzących w zmienności indeksów dokonano na podstawie oszacowanych modeli GARCH. Analizą objęto łącznie 15 rynków giełdowych oraz reprezentujące je indeksy w okresie od 2 stycznia 2000 r. do 31 października 2013 r.

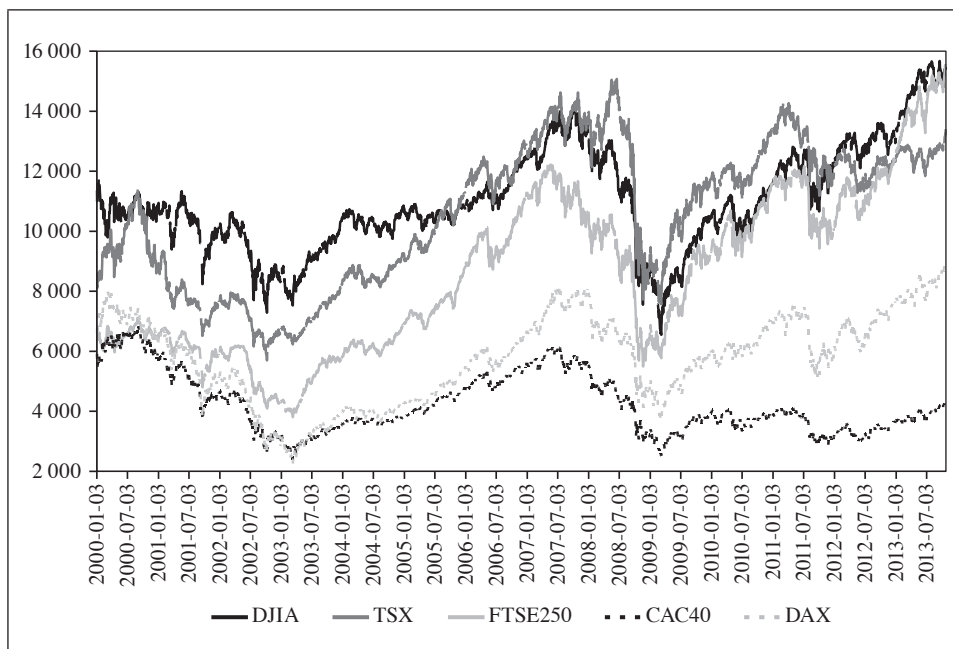
2. Wstępna analiza kształtowania się indeksów giełd światowych w latach 2000–2013

Głównym kryterium przy wyborze analizowanych rynków giełdowych, a tym samym reprezentujących je indeksów giełdowych, była wielkość kapitalizacji danej giełdy¹, 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*), Hongkongu (indeks Hang Seng), Bombaju (indeks SENSEX – *Bombay Stock Exchange Sensitive Index*) oraz Australian Securities Exchange

¹ Uwzględniono dane dotyczące krajowej kapitalizacji giełd podane przez World Federation of Exchange, www.world-exchanges.org (data dostępu: 10.10.2013).

(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 rys. 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 można obserwować 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.



Rys. 1. Kształtowanie się indeksów w okresie 2.01.2000–31.10.20013

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Serwisu Informacyjnego Stooq, <http://stooq.pl> (data dostępu: 15.11.2013).

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 nastąpiły znaczne spadki wielu indeksów giełdowych (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, Shanghai, FTSE250, a najwcześniej odbiły się ponownie 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 kondycji tych indeksów oraz pewnej specyfice gospodarek, które reprezentują.

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 lat 2007 czy 2008. Spośród analizowanych indeksów tylko DJIA, FTSE250, DAX, SENSEX oraz IPC przekroczyły swoje najwyższe poziomy przed kryzysu finansowego.

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

Na podstawie danych zamieszczonych w tabeli 1 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 były 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 odchylenia standardowe

Tabela 1. Średnie i odchylenia standardowe stóp zwrotu indeksów w wyodrębnionych okresach

Indeks	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 Stooq, <http://stooq.pl> (data dostępu: 15.11.2013).

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.

3. Zmiany siły powiązań indeksów giełdowych

Wyniki wstępnej analizy stóp zwrotu potwierdziły wybór poszczególnych okresów jako okresów o znacząco różnych charakterystykach. Wyliczone w dalszej kolejności współczynniki korelacji stóp zwrotu pozwoliły ocenić siłę związku poszczególnych indeksów w kontekście tych charakterystyk. Wyniki obliczeń dla poszczególnych okresów zawarto w tabelach 2–5. Czcionką pogrubioną zapisano współczynniki nieistotne statystycznie przy poziomie $\alpha = 0,05$.

Na podstawie danych zamieszczonych w tabelach 2–5 można stwierdzić, że poziomy współczynniki, z wyjątkiem nieistotnych statystycznie w okresie 1 dla indeksu Shanghai, były dodatnie, a w poszczególnych okresach zachodziły w tym zakresie znaczące zmiany. Porównując okres 2 z okresem 1, można zauważyć, że w 77% przypadków nastąpił wzrost współczynników korelacji, natomiast w okresie 3 (zawirowań kryzysowych) w porównaniu z okresem 2 współczynniki wzrosły w 95% przypadków. Z kolei w okresie 4 w porównaniu z okresem 3 współczynniki korelacji w 44% zmniejszyły swój poziom.

Wskazuje to na wpływ sytuacji na giełdzie na kształtowanie się współczynników. W okresie spowodowanych kryzysem znacznych zmian poziomów indeksów i wzrostu ich zmienności współczynniki dość powszechnie i znacząco wzrosły, po czym w okresie 4 – względnej stabilizacji, duża ich część spadła. Porównując jednak okres 4 z okresem 1, można stwierdzić, z wyjątkiem 3 przypadków, znaczący wzrost współczynników. Oznacza to, że mimo okresowych wahań poziomu współczynników powodowanych sytuacją na giełdzie w zdecydowanej większości współczynniki te wzrastały w długim okresie.

Na podstawie tabeli 5 można zauważyć, że indeks największej giełdy światowej DJIA w ostatnim okresie był powiązany z 8 indeksami przy poziomie współczynników korelacji bliskich 0,7 lub powyżej tej wartości. Współczynniki dla indeksu WIG20 w 6 przypadkach osiągnęły poziom w granicach 0,5–0,7. Analizując, który z indeksów był w ostatnim okresie powiązany w największym stopniu z pozostałymi, obliczono średnie współczynniki dla poszczególnych indeksów. Indeks o największym stopniu powiązania okazał się FTSE250, najmniejszy stopień powiązania wykazały natomiast indeksy Shanghai i Nikkei. Indeks Shanghai, podobnie jak Nikkei, był przy tym najsilniej powiązany z indeksami Hang Seng i All Ordinaries.

Tabela 2. Współczynniki korelacji stóp zwrotu indeksów giełdowych w okresie 1 (2.01.2000–31.12.2002)

Indeks	DJIA	NASDAQ	TSX	FTSE250	CAC40	DAX	RTS	WIG20	Nikkei225	Shanghai	Hang Seng	All Ordinaries	SENSEX	Bovespa	IPC
DJIA	1,00	0,67	0,55	0,30	0,45	0,56	0,18	0,17	0,09	-0,03	0,04	0,07	0,03	0,46	0,54
NASDAQ	0,67	1,00	0,69	0,27	0,39	0,52	0,25	0,25	0,09	-0,03	0,15	0,06	0,05	0,49	0,61
TSX	0,55	0,69	1,00	0,37	0,46	0,53	0,27	0,31	0,15	0,00	0,18	0,15	0,13	0,42	0,53
FTSE250	0,30	0,27	0,37	1,00	0,69	0,58	0,41	0,46	0,39	0,07	0,52	0,45	0,25	0,23	0,34
CAC40	0,45	0,39	0,46	0,69	1,00	0,84	0,37	0,42	0,21	-0,03	0,29	0,21	0,13	0,31	0,41
DAX	0,56	0,52	0,53	0,58	0,84	1,00	0,33	0,37	0,16	-0,02	0,24	0,13	0,12	0,38	0,46
RTS	0,18	0,25	0,27	0,41	0,37	0,33	1,00	0,48	0,22	-0,04	0,35	0,24	0,21	0,21	0,27
WIG20	0,17	0,25	0,31	0,46	0,42	0,37	0,48	1,00	0,24	-0,05	0,34	0,22	0,18	0,19	0,25
Nikkei225	0,09	0,09	0,15	0,39	0,21	0,16	0,22	1,00	0,24	0,07	0,55	0,49	0,21	0,08	0,11
Shanghai	-0,03	0,07	0,00	0,07	-0,03	0,07	1,00	0,07	1,00	0,13	0,13	0,12	0,01	-0,02	0,00
Hang Seng	0,04	0,15	0,18	0,52	0,29	0,24	0,35	0,34	0,55	0,13	1,00	0,52	0,30	0,09	0,19
All Ordinaries	0,07	0,06	0,15	0,45	0,21	0,13	0,24	0,22	0,49	0,12	0,52	1,00	0,26	0,06	0,16
SENSEX	0,03	0,05	0,13	0,25	0,13	0,12	0,21	0,18	0,21	0,01	0,30	0,26	1,00	0,08	0,13
Bovespa	0,46	0,49	0,42	0,23	0,31	0,38	0,21	0,19	0,08	-0,02	0,09	0,06	0,08	1,00	0,53
IPC	0,54	0,61	0,53	0,34	0,41	0,46	0,27	0,25	0,11	0,00	0,19	0,16	0,13	0,53	1,00

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Statistica na podstawie danych Serwisu Informacyjnego Stoog, <http://sooq.pl> (data dostępu: 15.11.2013).

Tabela 3. Współczynniki korelacji stóp zwrotu indeksów giełdowych w okresie 2 (2.01.2003–31.06.2007)

Indeks	DJIA	NASDAQ	TSX	FTSE250	CAC40	DAX	RTS	WIG20	Nikkei225	Shanghai	Hang Seng	All Ordinaries	SENSEX	Bovespa	IPC
DJIA	1,00	0,85	0,54	0,33	0,50	0,57	0,13	0,22	0,10	0,06	0,11	0,04	0,10	0,55	0,56
NASDAQ	0,85	1,00	0,54	0,33	0,47	0,55	0,13	0,21	0,15	0,05	0,15	0,04	0,12	0,56	0,56
TSX	0,54	0,54	1,00	0,38	0,41	0,40	0,20	0,25	0,21	0,08	0,21	0,16	0,21	0,52	0,52
FTSE250	0,33	0,33	0,38	1,00	0,69	0,63	0,43	0,45	0,43	0,02	0,44	0,45	0,39	0,34	0,42
CAC40	0,50	0,47	0,41	0,69	1,00	0,88	0,31	0,40	0,31	0,02	0,31	0,26	0,28	0,35	0,44
DAX	0,57	0,55	0,40	0,63	0,88	1,00	0,26	0,38	0,27	0,02	0,28	0,21	0,23	0,37	0,44
RTS	0,13	0,13	0,20	0,43	0,31	0,26	1,00	0,41	0,21	0,07	0,27	0,26	0,26	0,22	0,28
WIG20	0,22	0,21	0,25	0,45	0,40	0,38	0,41	1,00	0,25	0,04	0,37	0,27	0,27	0,26	0,30
Nikkei225	0,10	0,15	0,21	0,43	0,31	0,27	0,21	0,25	1,00	0,07	0,57	0,52	0,34	0,17	0,21
Shanghai	0,06	0,05	0,08	0,02	0,02	0,02	0,07	0,04	0,07	1,00	0,15	0,07	0,06	0,11	0,09
Hang Seng	0,11	0,15	0,21	0,44	0,31	0,28	0,27	0,37	0,57	0,15	1,00	0,51	0,43	0,20	0,26
All Ordinaries	0,04	0,04	0,16	0,45	0,26	0,21	0,26	0,27	0,52	0,07	0,51	1,00	0,33	0,14	0,18
SENSEX	0,10	0,12	0,21	0,39	0,28	0,23	0,26	0,27	0,34	0,06	0,43	0,33	1,00	0,17	0,18
Bovespa	0,55	0,56	0,52	0,34	0,35	0,37	0,22	0,26	0,17	0,11	0,20	0,14	0,17	1,00	0,59
IPC	0,56	0,56	0,52	0,42	0,44	0,44	0,28	0,30	0,21	0,09	0,26	0,18	0,18	0,59	1,00

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Statistica na podstawie danych Serwisu Informacyjnego Stoog, <http://stoog.pl> (data dostępu: 15.11.2013).

Tabela 4. Współczynniki korelacji stóp zwrotu indeksów giełdowych w okresie 3 (1.07.2007–31.12.2009)

Indeks	DJIA	NASDAQ	TSX	FTSE250	CAC40	DAX	RTS	WIG20	Nikkei225	Shanghai	Hang Seng	All Ordinaries	SENSEX	Bovespa	IPC
DJIA	1,00	0,95	0,63	0,47	0,56	0,62	0,30	0,39	0,11	0,03	0,28	0,11	0,34	0,77	0,79
NASDAQ	0,95	1,00	0,62	0,47	0,54	0,59	0,28	0,37	0,08	0,02	0,25	0,07	0,30	0,78	0,80
TSX	0,63	0,62	1,00	0,51	0,52	0,50	0,43	0,40	0,27	0,11	0,35	0,20	0,31	0,70	0,64
FTSE250	0,47	0,47	0,51	1,00	0,84	0,79	0,62	0,62	0,40	0,14	0,44	0,38	0,45	0,57	0,61
CAC40	0,56	0,54	0,52	0,84	1,00	0,92	0,58	0,62	0,37	0,16	0,39	0,36	0,43	0,64	0,64
DAX	0,62	0,59	0,50	0,79	0,92	1,00	0,55	0,61	0,34	0,16	0,40	0,32	0,44	0,64	0,67
RTS	0,30	0,28	0,43	0,62	0,58	0,55	1,00	0,62	0,49	0,21	0,54	0,50	0,45	0,48	0,46
WIG20	0,39	0,37	0,40	0,62	0,62	0,61	0,62	1,00	0,32	0,15	0,41	0,33	0,48	0,50	0,50
Nikkei225	0,11	0,08	0,27	0,40	0,37	0,34	0,49	0,32	1,00	0,35	0,71	0,75	0,43	0,25	0,24
Shanghai	0,03	0,02	0,11	0,14	0,16	0,16	0,21	0,15	0,35	1,00	0,51	0,30	0,33	0,19	0,12
Hang Seng	0,28	0,25	0,35	0,44	0,39	0,40	0,54	0,41	0,71	0,51	1,00	0,67	0,64	0,42	0,39
All Ordinaries	0,11	0,07	0,20	0,38	0,36	0,32	0,50	0,33	0,75	0,30	0,67	1,00	0,45	0,20	0,21
SENSEX	0,34	0,30	0,31	0,45	0,43	0,44	0,45	0,48	0,43	0,33	0,64	0,45	1,00	0,37	0,35
Bovespa	0,77	0,78	0,70	0,57	0,64	0,64	0,48	0,50	0,25	0,19	0,42	0,20	0,37	1,00	0,82
IPC	0,79	0,80	0,64	0,61	0,64	0,67	0,46	0,50	0,24	0,12	0,39	0,21	0,35	0,82	1,00

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Statistica na podstawie danych Serwisu Informacyjnego Stooq, <http://stooq.pl> (data dostępu: 15.11.2013).

Tabela 5. Współczynniki korelacji stóp zwrotu indeksów giełdowych w okresie 4 (2.01.2010–31.10.2013)

Indeks	DJIA	NASDAQ	TSX	FTSE250	CAC40	DAX	RTS	WIG20	Nikkei225	Shanghai	Hang Seng	All Ordinaries	SENSEX	Bovespa	IPC
DJIA	1,00	0,92	0,75	0,66	0,71	0,72	0,69	0,52	0,14	0,12	0,18	0,23	0,28	0,68	0,71
NASDAQ	0,92	1,00	0,76	0,64	0,68	0,69	0,66	0,50	0,16	0,15	0,20	0,26	0,28	0,68	0,69
TSX	0,75	0,76	1,00	0,62	0,63	0,63	0,64	0,47	0,18	0,22	0,29	0,31	0,33	0,66	0,64
FTSE250	0,66	0,64	0,62	1,00	0,84	0,83	0,73	0,66	0,35	0,27	0,45	0,48	0,48	0,53	0,53
CAC40	0,71	0,68	0,63	0,84	1,00	0,93	0,71	0,68	0,25	0,21	0,37	0,37	0,43	0,55	0,55
DAX	0,72	0,69	0,63	0,83	0,93	1,00	0,71	0,69	0,26	0,20	0,37	0,36	0,42	0,54	0,55
RTS	0,69	0,66	0,64	0,73	0,71	0,71	1,00	0,63	0,27	0,27	0,44	0,38	0,47	0,61	0,57
WIG20	0,52	0,50	0,47	0,66	0,68	0,69	0,63	1,00	0,21	0,20	0,38	0,31	0,43	0,45	0,46
Nikkei225	0,14	0,16	0,18	0,35	0,25	0,26	0,27	0,21	1,00	0,34	0,56	0,62	0,30	0,09	0,15
Shanghai	0,12	0,15	0,22	0,27	0,21	0,20	0,27	0,20	0,34	1,00	0,57	0,42	0,26	0,20	0,19
Hang Seng	0,18	0,20	0,29	0,45	0,37	0,37	0,44	0,38	0,56	0,57	1,00	0,70	0,54	0,30	0,26
All Ordinaries	0,23	0,26	0,31	0,48	0,37	0,36	0,38	0,31	0,62	0,42	0,70	1,00	0,38	0,24	0,23
SENSEX	0,28	0,28	0,33	0,48	0,43	0,42	0,47	0,43	0,30	0,26	0,54	0,38	1,00	0,34	0,34
Bovespa	0,68	0,68	0,66	0,53	0,55	0,54	0,61	0,45	0,09	0,20	0,30	0,24	0,34	1,00	0,63
IPC	0,71	0,69	0,64	0,53	0,55	0,55	0,57	0,46	0,15	0,19	0,26	0,23	0,34	0,63	1,00

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Statistica na podstawie danych Serwisu Informacyjnego Stoog, <http://stoog.pl> (data dostępu: 15.11.2013).

Ogólnie indeksy giełd azjatyckich były w mniejszym stopniu powiązane z pozostałymi, ale też względem siebie. W ich przypadku jednak także można obserwować wzrost współczynników w długim okresie.

Podsumowując, należy zwrócić uwagę, że uzyskane wyniki mogą być obciążone błędem wynikającym z wybranych okresów porównań. Ostatni okres może się okazać zbyt krótki, aby wyciągać daleko idące wnioski. Być może wraz z dalszą stabilizacją sytuacji na giełdach współczynniki korelacji będą się obniżać. Jak zaznaczono wcześniej, poziom zmienności może odgrywać znaczącą rolę w kształtowaniu się współczynników korelacji.

4. Identyfikacja i ocena zmian poziomów zmienności wybranych indeksów 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.

Ogólną reprezentację liniowych modeli gaussowskich stosowanych do analizy szeregów czasowych 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($p, 0$) 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 (zob. [Doman i Doman 2009, s. 76–79]):

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

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 heteroskedastyczności warunkowej (*autoregressive conditional heteroscedasticity* – ARCH). Najprostszą jego postacią jest:

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

Włączając opóźnioną wartość σ_t^2 , otrzymujemy z kolei najprostszą postać uogólnionego modelu ARCH określanego jako GARCH(1,1) (*generalized autoregressive conditional heteroscedasticity*) (zob. [Bollerslev 1986, Taylor 1986]):

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2,$$

gdzie dodatkowo $\gamma_1 \geq 0$.

Na podstawie przeprowadzonych wcześniej przez autora badań (zob. [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 (zob. [Doman i Doman 2009, s. 98–103; Osiewalski, Pajor i Pipień 2004, s. 17–39]).

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.

Przykładowe wyniki oszacowań parametrów modeli zostały zawarte w tabeli 6. Na podstawie wszystkich wyników zauważono, że, poza parametrem modelu AR(1) – a_1 , który rzadko wykazywał istotność statystyczną, pozostałe parametry wykazały istotność statystyczną w przypadku każdego z analizowanych indeksów.

Na podstawie parametrów modeli GARCH(1,1) stwierdzono następnie, że w każdym przypadku suma parametrów β_1 i γ_1 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 i Doman 2009, s. 83]:

$$E(\varepsilon_t^2) = \frac{\alpha}{1 - \beta_1 - \gamma_1}.$$

Posługując się tą formułą, obliczono wariancje procesu dla poszczególnych indeksów w okresie 2 oraz 4, a następnie przedstawiono je po przeliczeniu na odchylenia standardowe w ujęciu rocznym w tabeli 7.

Na podstawie poziomów odchylenia 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 odchylenia standardowych nastąpił w przypadku indeksów Shanghai, RTS oraz FTSE250.

Tabela 6. Przykładowe wyniki oszacowania parametrów modeli dla okresu 2

Parametr	Ocena parametru	Błąd standardowy	Wartość p
Parametry modelu dla indeksu SENSEX			
a_1	0,11378	0,03078	0,000
$\sqrt{\alpha}$	0,68912	0,0718	–
β_1	0,12995	0,02781	0,000
γ_1	0,82285	0,03461	0,000
\sqrt{DF}	3,6282	0,5729	–
Parametry modelu dla indeksu Bovespa			
a_1	0,0185	0,02884	0,521
$\sqrt{\alpha}$	1,18296	0,1076	–
β_1	0,04541	0,01213	0,000
γ_1	0,89953	0,02233	0,000
\sqrt{DF}	4,141	0,9949	–
Parametry modelu dla indeksu IPC			
a_1	0,10773	0,02872	0,000
$\sqrt{\alpha}$	0,70973	0,0616	–
β_1	0,08732	0,01769	0,000
γ_1	0,84616	0,02832	0,000
\sqrt{DF}	3,20329	0,4998	–

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

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Time Series Modelling 4.31.

Pytanie o trwałość wzrostu zmienności jest, jak się wydaje, przedwczesne. Wzrost zmienności może wynikać bowiem z trwałych przyczyn, o których była mowa w poprzedniej części, ale może też być skutkiem opóźnionych reakcji na niezależnany jeszcze do końca kryzys finansowy. Kiedy nie będzie już widocznych skutków kryzysu, wyniki tego typu analizy będzie można zinterpretować bardziej jednoznacznie.

Uzyskane wyniki dotyczące siły powiązań oraz zmienności warto odnieść do wyników tego rodzaju badań spotykanych w innych publikacjach. Do jednych z pierwszych prac dotyczących pomiaru siły powiązań między rynkami finansowymi można zaliczyć [Levy i Sarnat 1970] i [Solnik 1974]. Autorzy badali w nich korelacje pomiędzy poszczególnymi rynkami w celu oceny możliwości dywersyfikacji portfela międzynarodowego. Kolejnym etapem było zaangażowanie do tego typu badań wielowymiarowych modeli GARCH i wielowymiarowych modeli

zmienności stochastycznej, a następnie przełącznikowego modelu GARCH z przełączaniem typu Markowa.

Tabela. 7. Oszacowane odchylenia standardowe dla okresu 2 i 4

Indeks	Odchylenie standardowe procesu w ujęciu rocznym	
	okres 2	okres 4
DJIA	39,8558	42,6694
NASDAQ	64,2697	52,0880
TSX	37,7096	40,4681
FTSE250	27,0350	52,2546
CAC40	47,0401	67,3083
DAX	59,1744	68,1903
RTS	67,5174	100,8963
WIG20	76,7145	67,5893
Nikkei225	69,1655	57,2264
Shanghai	78,2406	275,5957
Hang Seng	69,7167	70,9392
All Ordinaries	41,9592	46,7718
SENSEX	50,1526	68,9299
Bovespa	79,7117	63,7920
IPC	43,5098	49,7692

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie prowadzonych badań w wielu pracach stwierdzano, że siła powiązań rynków finansowych rośnie, gdy występują ujemne stopy zwrotów lub wzrasta zmienność (zob. np. [Longin i Solnik 2001, Ang i Bekaert 2002, Capiello, Engle i Sheppard 2006]). Oznaczało to łączenie wzrostu siły powiązań z sytuacjami kryzysowymi.

Z drugiej strony natomiast na przykład G. Bekaert, R.J. Hodrick i X. Zhang [2005] uznali, że nie ma żadnych dowodów na tendencję wzrostową korelacji stóp zwrotów, oprócz europejskich giełd papierów wartościowych. M. Glaser i S. Schaar-schmidt [2012] rozszerzyli tę analizę, wskazując, że współzależności (*comovements*) są napędzane przez spółki o dużej kapitalizacji. Uznali oni, że nawet bez europejskiej integracji rynkowej doszłoby do wzrostu korelacji stóp zwrotów spółek o dużej kapitalizacji.

Z kolei D.W. Blackburn i N.K. Chidambaran [2011] wskazali na dwa zasadnicze aspekty badania zmian współzależności. Po pierwsze, miary współzależności określanych za pomocą modeli stóp zwrotu są uwarunkowane wyborem modelu.

Ponieważ miary są zależne od modeli, niestwierdzenie zmian we współzależnościach może być wynikiem źle określonego modelu. Po drugie, musi być wyraźne oczekiwanie co do przyczyn zmian współzależności, aby postawić rozsądne hipotezy i wybrać odpowiednie statystyki testowe do zbadania tendencji. W ich ocenie przeprowadzone przez nich badania zawierały zarówno nową metodykę wolną od obciążeń, jak i nowsze testy tendencji. Po zbadaniu współzależności rynków giełdowych 23 krajów rozwiniętych i 10 krajów wschodzących w latach 1980–2010 uznali oni, że współzależności stóp zwrotów spółek wzrastały znacznie od połowy lat 90. XX w. do 2010 r. tak na rynkach rozwiniętych, jak i wschodzących. Wywnioskowali oni, że współzależności dramatycznie zmieniły się i światowe giełdy papierów wartościowych są teraz coraz bardziej zintegrowane. Wskazali oni także, że światowe współzależności są napędzane przez międzynarodowe przepływy inwestycyjne.

Szerzej na przyczyny wysokich współczynników korelacji pomiędzy indeksami giełdowymi poszczególnych krajów spojrzeli J. Friedman i Y. Shachmurove [2005]. Zaliczyli oni do nich: wzrost powiązań gospodarczych pomiędzy państwami, zniesienie ograniczeń w przepływie kapitału, dóbr i usług oraz postęp technologii komunikacyjnej, która powoduje natychmiastowy przepływ informacji pomiędzy rynkami finansowymi.

W ostatnich latach coraz większego znaczenia nabierają prace, w których tego rodzaju zależności opisywane są za pomocą kopuli. W pracy [Chen i Poon 2007] autorzy przeanalizowali za ich pomocą następstwa kryzysu azjatyckiego i innych zdarzeń rynkowych i stwierdzili, że od kryzysu azjatyckiego zależność pomiędzy rynkami wzrosła. Zaobserwowali także, że rozwinięte rynki finansowe są najbardziej podatne na kryzys finansowy i tzw. zarażanie, a rynki Ameryki Łacińskiej są niemal odizolowane od wszystkich zdarzeń ekstremalnych. Wzrost zależności został również ogólnie zaobserwowany w pracach [Bartram, Taylor i Wang 2007] oraz [Poon, Rockinger i Tawn 2004].

W pracy [Doman i Doman 2014, s. 92–114] przeprowadzono zaawansowaną metodologicznie analizę 16 par indeksów giełdowych w okresie 1995–2009, wyodrębniając różne podokresy równej długości. Opisu dynamiki zależności dokonano za pomocą modeli kopuli z przełączaniem typu Markowa. Badano zależność „uśrednioną”, opisywaną za pomocą warunkowego współczynnika *rho* Spearmana, oraz zależność pomiędzy wartościami ekstremalnymi za pomocą współczynników zależności w ogonach rozkładów warunkowych. W przypadku długich podokresów (4–7 lat) zaobserwowano systematyczny i istotny statystycznie wzrost średniej siły powiązań interpretowany jako wynik postępującej globalizacji. Nie stwierdzono natomiast wzrostu zależności pomiędzy zwrotami ekstremalnymi. Formułowana często w literaturze teza o wzroście siły powiązań pomiędzy rynkami w okresach kryzysów nie została zatem potwierdzona, przy

czym w badaniu tym żaden z rozważanych podokresów nie odpowiadał w całości okresowi kryzysu, co mogło wpłynąć na ostateczny wynik.

Ten krótki przegląd wyników badań wskazuje, że wyniki te nie zawsze są jednoznaczne. Zależy to oczywiście od stosowanych metod pomiaru, badanych okresów czy chociażby sposobu synchronizacji danych. Pojawia się jednak coraz więcej nowych opracowań wskazujących, że taka istotna tendencja wzrostu siły powiązań występuje. Zaprezentowane przez autora wyniki badań wpisują się właśnie w ten nurt. Mimo że pod względem metodologicznym przedstawione badania nie są szczególnie zaawansowane, to obejmują one celowo dobrane podokresy uwzględniające określone sytuacje na rynkach finansowych, w tym lata 2010–2013.

5. Zakończenie

Mimo że uzyskane wyniki mogą być obarczone błędem wynikającym z wybranych okresów porównań czy zbyt krótkiego ostatniego okresu względnej stabilizacji, warto zwrócić uwagę, iż procesy powiązane z postępującą globalizacją gospodarki światowej stanowią pewnego rodzaju wyzwanie dla zapewnienia odpowiedniego poziomu bezpieczeństwa na rynkach finansowych. Globalizacja doprowadziła bowiem do tego, że kryzysy finansowe nie dotyczą pojedynczych gospodarek, lecz nabierają wymiaru międzynarodowego. Wzrost korelacji stóp zwrotu oznacza dla międzynarodowych inwestorów zmniejszenie efektu ograniczenia ryzyka wynikającego z dywersyfikacji portfela. Obecnie wielu autorów wskazuje już na potrzebę międzynarodowej dywersyfikacji na podstawie sektorów, a nie krajów. Ograniczenie efektów dywersyfikacji może prowadzić także do wzrostu zainteresowania instrumentami pochodnymi, które dawałyby możliwość ograniczania ryzyka, ale jednocześnie nie stanowiły zagrożenia dla stabilności rynków finansowych. Wzrastająca współzależność rynków giełdowych oznacza zatem poważne wyzwania zarówno dla nauki, jak i praktyki.

Jak zauważono wcześniej, poziom zmienności może odgrywać ważną rolę w kształtowaniu się współczynników korelacji stóp zwrotu indeksów giełdowych. Stąd oparta na modelach GARCH pogłębiona analiza zmian w zmienności indeksów giełdowych, która potwierdziła w ponad 70% przypadków wzrost zmienności na analizowanych rynkach, miała w tym wypadku istotne znaczenie przy formułowaniu ostatecznych wniosków. Uzyskane wyniki wskazały także na potrzebę dalszych badań w tym zakresie.

Literatura

- Ang A., Bekaert G. [2002], *International Asset Allocation with Regime Shifts*, „Review of Financial Studies”, vol. 15.
- Bartram S.M., Taylor S.J., Wang Y.-H. [2007], *The Euro and European Financial Market Integration*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 31(5).
- Bekaert G., Hodrick R.J., Zhang X. [2005], *International Stock Return Comovments*, NBER Working Papers, nr 11906.
- Blackburn D.W., Chidambaram N.K. [2011], *Is World Stock Market Co-movement Changing?* November 15, <http://ssrn.com/abstract=2024770>.
- Bollerslev T. [1986], *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*, „Journal of Econometrics”, vol. 31.
- Capiello L., Engle R.F., Sheppard K. [2006], *Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns*, „Journal of Financial Econometrics”, vol. 4, <http://dx.doi.org/10.1093/jjfinec/nbl005>.
- Chen S., Poon S.-H. [2007], *Modelling International Stock Market Contagion Using Copula and Risk Appetite*, MBS Working Paper Series, <http://ssrn.com/abstract=1024288>.
- Doman M., Doman R. [2009], *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*, Wolters Kluwer, Kraków.
- Doman M., Doman R. [2014], *Dynamika zależności na globalnym rynku finansowym*, Difin, Warszawa.
- Engle R.F. [1982], *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation*, „Econometrica”, vol. 50, <http://dx.doi.org/10.2307/1912773>.
- Friedman J., Shachmurove Y. [2005], *European Stock Markets Dynamics before and after the Introduction of the Euro*, PIER, Working Paper, nr 28.
- Glaser M., Schaarschmidt S. [2012], *Market Integration and Small Stock Returns: A Co-movement Analysis*, October 30, <http://ssrn.com/abstract=2021195>.
- Kowalak T. [2006], *Integracja rynków kapitałowych w Unii Europejskiej*, Twigger, Warszawa.
- Levy H., Sarnat M. [1970], *International Diversification of Investment Portfolios*, „American Economic Review”, vol. 60.
- Longin F., Solnik B. [2001], *Extreme Correlation of International Equity Markets*, „Journal of Finance”, vol. 56, <http://dx.doi.org/10.1111/0022-1082.00340>.
- 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:] XX Seminarium Ekonometryczne im. Prof. Zbigniewa Pawłowskiego*, red. A. Zeliaś, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków.
- Poon S.-H., Rockinger M., Tawn J. [2004], *Extreme Value Dependence in Financial Markets: Diagnostics, Models and Financial Implications*, „Review of Financial Studies”, vol. 17(2).
- Solnik B.H. [1974], *Why Not Diversify Internationally Rather than Domestically?* „Financial Analyst Journal”, vol. 30, <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v30.n4.48>.
- 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).

Changes in the Strength of Connections and the Volatility of Indices of the World Stock Exchanges

The aim of the study is to identify and assess the changes in the evolution of stock market indices, paying particular attention to changes in the strength of connections of indices representing the shares of companies from different geographic regions and countries, as well as changes in the volatility of these indices. The analysis involves a comparison of how the indices have shaped up over time, isolating sub-periods and determining changes in the strength of connections between different indices. A depth analysis of changes in the volatility of indices was based on the estimated GARCH models. The analysis included a total of 15 stock market indices in the period 2.01.2000–31.10.2013. On the basis of the empirical results it may be concluded that, in spite of periodic fluctuations in the level of correlation coefficients, the vast majority of them grew in the long term. In over the 70% of cases volatility grew on the analysed markets.

Keywords: stock market indices, correlation, volatility, world stock exchanges.