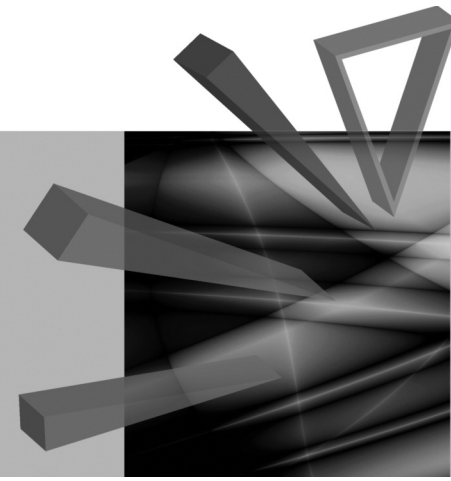
PRACE NAUKOWE
Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
RESEARCH PAPERS
of Wrocław University of Economics

233

Funkcjonowanie unii gospodarczej i walutowej w teorii i w praktyce



pod redakcją
Jana Borowca
Krzysztofa Bieguna

Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2011

Recenzent: Henryk Ćwikliński

Redaktor Wydawnictwa: Barbara Majewska

Redaktor techniczny: Barbara Łopusiewicz

Korektor: Barbara Cibis

Łamanie: Beata Mazur

Projekt okładki: Beata Dębska

Publikacja jest dostępna na stronie www.ibuk.pl

Streszczenia opublikowanych artykułów są dostępne w międzynarodowej bazie danych
The Central European Journal of Social Sciences and Humanities http://cejsh.icm.edu.pl
oraz w The Central and Eastern European Online Library www.ceeol.com
a także w adnotowanej bibliografii zagadnień ekonomicznych BazEkon
http://kangur.uek.krakow.pl/bazy_ae/bazekon/nowy/index.php

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania znajdują się
na stronie internetowej Wydawnictwa
www.wydawnictwo.ue.wroc.pl

Kopiowanie i powielanie w jakiejkolwiek formie
wymaga pisemnej zgody Wydawcy

© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wrocław 2011

ISSN 1899-3192
ISBN 978-83-7695-204-8

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Druk: Drukarnia TOTEM

Spis treści

Wstęp 7

Iwo Augustyński, Zmiana ryzyka systematycznego na polskim rynku jako skutek globalnego kryzysu finansowego. Analiza największych krajowych spółek 9
Bernadeta Baran, Europejski Mechanizm Stabilizacyjny – geneza i przesłanki pomocy finansowej dla krajów strefy euro 20
Krzysztof Biegun, Synchronizacja cykli koniunkturalnych Polski i strefy euro – warunek czy skutek procesu integracji monetarnej? 35
Jan Borowiec, Synchronizacja cykli koniunkturalnych w strefie euro 48
Ewa Pancer-Cybulska, Agata Surówka, Wewnętrzne zróżnicowanie wydatków socjalnych w Unii Europejskiej i strefie euro 59
Jarosław Czaja, Zmiany udziału polskiego złotego w obrotach na rynkach walutowych 77
Magdalena Pronobis, Michał Pronobis, Wpływ transferów unijnych na kurs walutowy i politykę pieniężną w Polsce po 2004 roku 89
Michał Pronobis, Bańki spekulacyjne a reakcja banków centralnych: zmiany percepcji roli polityki pieniężnej w następstwie kryzysu 2007-2009 103
Marta Wajda-Lichy, Wyzwania w zakresie reform rynków pracy w krajach strefy euro jako konsekwencje kryzysu finansowego 2007-2009 118

Summaries

Iwo Augustyński, Change in systematic risk on the Polish market as a result of the global financial crisis. Analysis of the biggest Polish companies 19
Bernadeta Baran, European Stability Mechanism − economic reasons of financial support 34
Krzysztof Biegun, The synchronization of business cycles between Poland and the euro area − a condition or result of the process of monetary integration? 47
Jan Borowiec, Synchronization of business cycles in the euro area 58
Ewa Pancer-Cybulska, Agata Surówka, Internal diversity of social expenditures in the European Union and euro zone 76
Jarosław Czaja, The changes of Polish zloty turnovers share on currency markets 88

Magdalena Pronobis, Michał Pronobis, EU transfers and their impact on monetary policy and exchange rate in Poland after 2004 102
Michał Pronobis, Asset price bubbles and monetary policy response – changes in thinking about the role of central banks after the financial crisis 2007-2009 117
Marta Wajda-Lichy, Challenges for labour market reforms in the euro zone countries as consequences of financial crisis 2007-2009 133

PRACE NAUKOWE UNIWERSYTETU EKONOMICZNEGO WE WROCŁAWIU nr 233
RESEARCH PAPERS OF WROCŁAW UNIVERSITY OF ECONOMICS
Funkcjonowanie unii gospodarczej i walutowej w teorii i w praktyce ISSN 1899-3192

Iwo Augustyński
Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

ZMIANA RYZYKA SYSTEMATYCZNEGO NA POLSKIM RYNKU JAKO SKUTEK GLOBALNEGO KRYZYSU FINANSOWEGO. ANALIZA NAJWIĘKSZYCH KRAJOWYCH SPÓŁEK

Streszczenie: Celem artykułu jest zbadanie następującej hipotezy badawczej: kryzys finansowy spowodował zmianę wyceny ryzyka rynkowego na giełdach nowych krajów członkowskich UE. W efekcie nastąpiło odwrócenie procesu integracji realnej rynków finansowych, związanego z przystąpieniem do UE. Weryfikacja tej hipotezy nastąpiła poprzez analizę wybranych największych firm na polskim rynku kapitałowym. Okazało się, że zmiany kursów akcji analizowanych przedsiębiorstw wykazują istotny pozytywny związek z różnicą między lokalnym a światowym wskaźnikiem beta, a także kowariancją w okresie przed kryzysem oraz w jego trakcie. Niemniej różnica między wskaźnikami beta okazała się bardziej istotna. W efekcie hipoteza badawcza została potwierdzona.

Słowa kluczowe: kryzys finansowy, Unia Europejska, rynek kapitałowy, przepływy kapitałowe.

1. Wstęp

Wybuch kryzysu finansowego zakończył trwający trzy dekady okres taniego i łatwo dostępnego kapitału. Nastąpiła ponowna wycena posiadanych aktywów, która ujawniła przynajmniej częściowo, rozmiar bańki spekulacyjnej na rynkach finansowych. Doprowadziło to do drastycznego spadku międzynarodowego przepływu kapitału, zwłaszcza tego o charakterze portfelowym. Różne kraje zostały dotknięte skutkami kryzysu w różnym stopniu. Zarówno kraje wysoko rozwinięte, jak i rozwijające się radziły sobie niejednakowo. Skala problemów była i jest różna w krajach znajdujących się w podobnej − zdawałoby się − sytuacji. Dobrym przykładem są tutaj kraje członkowskie UE. Ogromne trudności ze zwalczaniem skutków kryzysu mają zarówno niektórzy członkowie strefy euro, tacy jak Grecja, Irlandia, Hiszpania czy Portugalia, jak i nowe kraje członkowskie, takie jak kraje bałtyckie czy Węgry.

Generalnie wzrost awersji do ryzyka i związane z tym zmniejszenie przepływów kapitałowych w skali globalnej doprowadziło do odwrócenia procesu integracji na

wielu rynkach kapitałowych, ponieważ zmiana wyceny ryzyka rynków różnych państw nie była taka sama. Jest to szczególnie widoczne w Unii Europejskiej.

Dlatego celem artykułu jest zbadanie następującej hipotezy badawczej. Kryzys finansowy spowodował zmianę wyceny ryzyka rynkowego na giełdach nowych krajów członkowskich UE. W efekcie nastąpiło odwrócenie procesu integracji realnej rynków finansowych, związanego między innymi z przystąpieniem do UE.

Weryfikacja tej hipotezy nastąpi poprzez analizę polskiego rynku kapitałowego. Podjęta zostanie próba odpowiedzi na pytanie, czy spadek kursów akcji na giełdzie warszawskiej był spowodowany zmianą oceny ryzyka systematycznego, będącego następstwem kryzysu finansowego.

Analiza zostanie więc przeprowadzona na podstawie notowań największych polskich przedsiębiorstw wchodzących w skład indeksu WIG20 przy wykorzystaniu jednowskaźnikowego modelu Sharpe'a.

2. Przegląd literatury

Dotychczasowe badania dotyczące zmian w wycenie ryzyka systematycznego były związane przede wszystkim z procesem postępującej globalizacji i będącej jej przejawem liberalizacji oraz stopniowej integracji rynków finansowych. Badania dotyczące rynku azjatyckiego i południowoamerykańskiego przeprowadzili między innymi Henry [2000] oraz Bekaert i Harvey [1997]. Doszli oni do wniosku, że integracja rynków prowadzi do wzrostu indeksów giełdowych. Natomiast analizy przeprowadzone na poziomie firm wskazują, iż przedsiębiorstwa, które doświadczają większych zmian w ryzyku systematycznym po integracji, są również podmiotami większej przeceny akcji [Chari, Henry 2004].

Analizę wpływu kryzysu na zmianę ryzyka systematycznego przeprowadzono także na przykładzie kryzysu azjatyckiego [Choudhry i in. 2010; Choudhry 2005; Maroney i in. 2004]. Zaobserwowano wzrost ryzyka systematycznego, wzrost zmienności kursów akcji firm oraz wzrost współczynnika beta, które utrzymywały się częściowo również po zakończeniu kryzysu.

3. Kiedy rozpoczął się kryzys?

Ryzyko strat banków europejskich wynikające z kryzysu na amerykańskim rynku kredytów typu *sub-prime* ujawniło się w lecie 2007 r., kiedy to bank BNP Paribas wstrzymał wypłaty ze swoich trzech funduszy inwestycyjnych, tłumacząc to niemożliwością wyceny produktów strukturyzowanych.

Dla europejskich rynków rozwijających się, takich jak Polska, pierwsze oznaki kryzysu pojawiły się później, dopiero na początku 2008 r., głównie z powodu trudnej sytuacji finansów publicznych na Węgrzech. Jednak na dobre kryzys dotknął Polskę na miesiąc przed bankructwem banku Lehman Brothers (por. [Konopczak i in. 2010, s. 54]).

Można więc wyróżnić trzy możliwe daty rozpoczęcia kryzysu w Europie i Polsce: lato 2007 − problemy banku BNP Paribas z funduszami inwestycyjnymi, problemy gospodarcze Węgier wiosną 2008 i upadek banku Bear Stearns oraz bankructwo banku Lehman Brothers jesienią tego samego roku. Na sytuację w Polsce największy wpływ miało to ostatnie wydarzenie i ta data została uznana za początek kryzysu.

4. Założenia teoretyczne

W artykule oparto się na modelu Sharpe'a [1964], a w szczególności na wynikającym z niego podziale ryzyka całkowitego akcji na ryzyko systematyczne i ryzyko specyficzne.

Ryzyko systematyczne jest interpretowane jako ta część ryzyka akcji, która zależy od ogólnej sytuacji na rynku akcji, czyli od ryzyka rynku mierzonego wariancją stopy zwrotu wskaźnika rynku. Z kolei ryzyko specyficzne jest to ta część ryzyka, która zależy jedynie od czynników właściwych dla danej akcji (np. kondycji finansowej spółki) [Jajuga, Jajuga 2006].

W artykule dokonano analizy relacji spółek wchodzących w skład indeksu WIG20[1] z głównym indeksem WIG oraz indeksem największych spółek europejskich EURO STOXX TM.

Analiza opiera się na pracach [Stulz 1999; Chari, Henry 2004; Dvorák, Podpiera 2006] i jest przeprowadzona w ramach modelu wyceny aktywów kapitałowych CAPM, który stanowi rozwinięcie modelu Sharpe'a. Zakłada się występowanie segmentacji rynków, czyli niepełnej integracji rynku krajowego z rynkiem światowym. Dla każdej indywidualnej spółki na oddzielonym rynku zachodzi równanie:

$$E[R_i] = r_M + \beta_{iM}(\gamma\sigma^2_M), \tag{1}$$

gdzie: $E[R_i]$ to wymagana stopa zwrotu z akcji spółki i, r_M to stopa zwrotu z inwestycji wolnej od ryzyka na rynku krajowym, β_{iM} to wskaźnik beta firmy[2] względem rynku krajowego, γ jest wskaźnikiem awersji do ryzyka[3], a σ^2_M to wariancja stopy zwrotu ze wskaźnika rynku krajowego. Gdy inwestorzy maksymalizują swoją spodziewaną użyteczność z kapitału, ich awersja do ryzyka oraz wariancja stopy zwrotu równają się premii z inwestycji na rynku krajowym.

Zgodnie z hipotezą badawczą, przed kryzysem wskaźnik beta oraz aktywa wolne od ryzyka odnosiły się do rynku światowego[4]. Stąd powyższy wzór można zapisać następująco:

---

[1] W czasie kryzysu globalnego oraz w okresie trzech lat wstecz.

[2] Wskazuje, o ile jednostek w przybliżeniu wzrośnie stopa zwrotu akcji, gdy stopa zwrotu wskaźnika rynku wzrośnie o jednostkę.

[3] W artykule zakłada się, że awersja do ryzyka inwestorów krajowych i zagranicznych jest taka sama.

[4] A dokładniej europejskiego, bo z punktu widzenia takiego obserwatora przeprowadzono analizę.

$$E[R^*_i] = r_W + \beta_{iW}(\gamma\sigma^2_W), \tag{2}$$

gdzie: $E[R^*_i]$ to wymagana stopa zwrotu z akcji spółki i na rynku zintegrowanym ze światowym, r_M to stopa zwrotu z inwestycji wolnej od ryzyka na rynku światowym, β_{iM} to wskaźnik beta firmy względem rynku międzynarodowego.

Odejmując od równania (2) (sytuacja przed kryzysem) równanie (1) (sytuacja po kryzysie) oraz wykorzystując definicję wskaźnika beta, otrzymamy:

$$\Delta\, E[R_i] = E[R^*_i] - E[R_i] = (r_W - r_M) - \gamma[\mathrm{cov}(R_i,R_W) - \mathrm{cov}(R_i,R_M)]. \tag{3}$$

Założono także, iż kryzys nie zmienił ram instytucjonalnych w Unii Europejskiej, stąd dostęp do międzynarodowych instrumentów wolnych od ryzyka się nie zmienił, czyli $r_W = r_M$. Stąd równanie (3) można uprościć następująco:

$$\Delta\, E[R_i] = E[R^*_i] - E[R_i] = -\,\gamma[\mathrm{cov}(R_i,R_W) - \mathrm{cov}(R_i,R_M)] =$$
$$= \gamma[\mathrm{cov}(R_i,R_M) - \mathrm{cov}(R_i,R_W)]. \tag{4}$$

Jeśli zapiszemy wyrażenie $\mathrm{cov}(R_i,R_M) - \mathrm{cov}(R_i,R_W)$ jako $DIFCOV_i$, to równanie przybierze postać:

$$\Delta\, E[R_i] = E[R^*_i] - E[R_i] = \gamma DIFCOV_i. \tag{5}$$

Równanie (4) pokazuje istotną drogę, poprzez którą kryzys oddziaływał na poziomie mikroekonomicznym, wpływając na oczekiwaną stopę zwrotu z akcji poszczególnych przedsiębiorstw. Jej zmiana jest charakterystyczna dla firmy i i zależy od różnicy kowariancji stopy zwrotu z akcji firmy i z indeksem rynku krajowego oraz kowariancji stopy zwrotu z akcji firmy i z indeksem rynku światowego.

Jednak w praktyce według cytowanej pracy [Dvorák, Podpiera 2006, s. 133] inwestorzy obliczają swoje dyskonto, sumując stopę zwrotu z inwestycji wolnej od ryzyka, wskaźnik beta danej spółki oraz premię rynkową. Ta ostatnia wynika zazwyczaj z praktycznych doświadczeń inwestora. Stąd w praktyce akcje są wyceniane ze względu na ich wskaźnik beta, a nie kowariancję. Aby uwzględnić taką sytuację, założono, że premia rynkowa jest taka sama na obu rynkach i nie zmienia się w czasie. W takiej sytuacji zmiana w wymaganej stopie zwrotu wynosi:

$$\Delta\, E[R_i] = E[R^*_i] - E[R_i] = \lambda DIFBETA_i, \tag{6}$$

gdzie $\lambda = \gamma\sigma^2 = \gamma\sigma^2_W = \gamma\sigma^2_M$, a $DIFBETA_i = \beta_{i,W} - \beta_{i,M}$. Oznacza to, że zmiana w oczekiwanej stopie zwrotu z akcji firmy i zależy od różnicy między krajowym a międzynarodowym wskaźnikiem beta (odwrotnie niż w przypadku $DIFCOV$).

Interpretacja wzorów (5) i (6) zgodnie z analizowaną w artykule hipotezą jest następująca. Przed kryzysem, dla podmiotów inwestujących na rynku polskim, rynkiem odniesienia przy obliczaniu oczekiwanej stopy zwrotu był rynek europejski $E[R^*_i]$. Natomiast po kryzysie nastąpiła zmiana, „oddzielenie się" rynku polskiego

od światowego i europejskiego głównie z powodu odpływu inwestycji zagranicznych[5]. Stąd dla pozostałych inwestorów rynkiem odniesienia przy obliczaniu oczekiwanej stopy zwrotu stał się rynek krajowy, polski $E[R_i]$. Zmiana ta istotnie wpłynęła na zmianę kursów akcji krajowych spółek.

5. Dane

Do przeprowadzenia analizy wykorzystano notowania akcji największych polskich spółek wchodzących w skład indeksu WIG20. Do obliczeń zastosowano tygodniowe stopy zwrotu z jednej strony w celu uniknięcia zmian dziennych, które mogłyby zakłócić końcowy obraz, a z drugiej strony pozwoliło to uzyskać znaczną liczbę obserwacji. Wykorzystano dane z trzech lat przed kryzysem oraz z okresu 24 tygodni po kryzysie, gdy akcje wszystkich badanych spółek spadały (w kolejnym tygodniu niektóre z nich zanotowały wzrosty). Długość okresu historycznego przed kryzysem dobrano na podstawie wniosków wynikających z pracy [Dvorák, Podpiera 2006].

Jako wskaźnik rynku krajowego wykorzystano indeks WIG, natomiast jako wskaźnika rynku europejskiego użyto indeksu Euro STOXX TM[6]. Kursy akcji podano w euro przeliczonego według kursu bieżącego. Wynika to z założenia, że inwestor międzynarodowy wycenia swoje inwestycje w euro. Jest to zgodne z obserwowanym zjawiskiem „ucieczki od ryzyka" – w czasach kryzysów międzynarodowy kapitał przemieszcza się na rynki uznawane za bezpieczne, czyli rynki euro i dolara.

Tabela 1. Zmiany kursów akcji wybranych spółek w okresie 24 tygodni po wybuchu kryzysu

Spółki	Zmiana kursu	*DIFCOV*	*DIFBETA*	Rozmiar spółki
1	2	3	4	5
GETIN HOLDING	–21%	0,004351	–0,357180	2 005,74
BRE BANK	–22%	0,010940	–0,366388	3 756,24
GRUPA LOTOS	–28%	0,003511	–0,206088	1 035,09
BANK ZACHODNI WBK	–30%	0,009807	–0,425560	3 585,11
POLIMEXMS	–30%	0,007849	–0,420483	828,45
PKO BP	–31%	0,009119	–0,385739	15 450,00
PEKAO SA	–31%	0,007496	–0,465703	13 199,55
TVN	–37%	0,008461	–0,503754	1 691,95
KGHM	–38%	0,013570	–0,269514	3 976,00
GTC	–40%	0,003195	–0,158230	1 572,90
PKN ORLEN	–45%	0,000645	–0,480203	4 114,56

[5] Co było spowodowane zwiększeniem awersji do ryzyka oraz przeszacowaniem aktywów.

[6] Indeks ten obejmuje spółki z krajów strefy euro, odpowiadające za 95% kapitalizacji giełd europejskich.

Tabela 1, cd.

1	2	3	4	5
ASSECO POLAND	–50%	0,005581	–0,798718	1 471,42
PBG	–56%	0,005904	–0,627606	1 052,68
TELEKOMUNIKACJA	–58%	0,000659	–0,931757	8 988,92
PGNIG	–73%	0,002924	–1,036427	5 546,00
Średnia	–39%	0,006268	–0,495557	4 551,64
Mediana	–38%	0,006086	–0,445631	3 670,67
Min	–73%	0,000645	–1,036427	828,45
Max	–21%	0,013570	–0,158230	15 450,00
Odch. Stand.	0,158	0,003979	0,269571	4 825,55

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Reuters Datastream.

Zmiany kursów akcji wybranych do analizy spółek po wybuchu kryzysu aż do momentu najniższych notowań 24 tygodnie później zamieszczono w tabeli 1. Omówiony w poprzedniej części wskaźnik *DIFCOV* jest dodatni dla wszystkich spółek, co oznacza, że zmiany stóp zwrotu z akcji każdej spółki bardziej odzwierciedlały zmiany stopy zwrotu z indeksu krajowego niż światowego. Potwierdzają to ujemne wartości wskaźnika *DIFBETA*. Wskazuje to na fakt, iż ryzyko systematycznie powinno rosnąć po kryzysie.

Ostatnia kolumna w tabeli 1 pokazuje rozmiar spółki obliczony jako iloczyn liczby akcji będących w obrocie w momencie wystąpienia kryzysu oraz ceny akcji danej spółki w tym czasie. Wskaźnik ten został wykorzystany jako zmienna kontrolna przy konstruowaniu modelu ekonometrycznego podobnie jak w pracy [Chari, Henry 2004].

6. Estymacja modelu

Celem artykułu jest zbadanie relacji między spadkiem cen akcji w wyniku światowego kryzysu finansowego a dwoma wskaźnikami zmiany ryzyka systemowego: *DIFCOV* i *DIFBETA*. Zgodnie z hipotezą należy się spodziewać, iż relacja ta jest pozytywna.

W modelu wprowadzono rozmiar[7] jako zmienną kontrolną, gdyż może być dodatnio skorelowany ze zmianą ryzyka systemowego oraz zmianą cen. Duże firmy mają duży udział w krajowym portfelu i dlatego ich stopy zwrotu mogą wykazywać duże podobieństwo do stopy zwrotu z indeksu krajowego. Istnieją też dowody na to, że inwestorzy zagraniczni preferują duże, płynne spółki [Kang, Stulz 1997]. Może to prowadzić do dodatniego związku pomiędzy zmianami w kowariancji i zmianą kursów, który wynika z rozmiaru spółek, a nie zmiany ryzyka systemowego.

[7] Mierzony wartością akcji będących w obrocie.

Tabela 2. Estymacja modelu badawczego

	DIFCOV		*DIFBETA*	
	współczynnik	*t*-Studenta	współczynnik	*t*-Studenta
Stała	–0,503947***	–6,437	–0,173036***	–3,16
Rozmiar	–1,51E–06	–0,1842	4,0509E–06	0,7583
DIFCOV	18,6363*	1,891		
DIFBETA			0,483171***	5,059
R^2	0,229543		0,680832	

*** i * oznaczają poziom istotności odpowiednio 1% i 10%.

Źródło: opracowanie własne.

W pierwszym modelu jako zmienną objaśniającą dla zmiany kursu akcji wybrano wskaźnik *DIFCOV*. Zmienna ta okazała się statystycznie istotna (na poziomie 10%), a jej relacja ze zmienną objaśnianą dodatnia. Zaskakiwać może jej stosunkowo duża wartość, co sugerować może dużą rolę w kształtowaniu zmiennej objaśnianej. Wniosek ten jest jednak osłabiony przez stosunkowo niski poziom istotności.

W drugim modelu zmienną objaśniającą *DIFCOV* zastąpiono zmienną *DIFBETA*. Jej relacja ze zmienną objaśnianą również była dodatnia, jednak zdecydowanie poprawił się współczynnik istotności i wyniósł 1%. Natomiast znacznie spadła wielkość zmiennej.

W obu modelach bardzo wysoki poziom istotności posiadała stała. Miała jednak znak ujemny. Oznacza to, że akcje firm, które nie odnotowałyby wzrostu ryzyka mierzonego wskaźnikami *DIFCOV* i *DIFBETA*, wzrosłyby.

Podsumowując, wskaźnik *DIFBETA* znacznie lepiej wyjaśnia zmianę kursów akcji niż wskaźnik *DIFCOV*. Natomiast zmienna kontrolna reprezentująca rozmiar firm okazała się nieistotna.

W celu weryfikacji modelu zmieniono analizowany okres, „przesuwając" ustaloną datę wystąpienia kryzysu o 12 tygodni wstecz, tak że analizowany okres kończył

Tabela 3. Estymacja modelu testowego

	DIFCOV		*DIFBETA*	
	współczynnik	*t*-Studenta	współczynnik	*t*-Studenta
Stała	–0,0416072	–0,6976	–0,0212654	–0,2911
Rozmiar	–3,74E–06	–0,4403	–1,88E–06	–0,2089
DIFCOV	87,7484	0,7645		
DIFBETA			–0,0251956	–0,07069
R^2	0,049527		0,003644	

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Zmiana wariancji, kowariancji oraz współczynnika beta wybranych firm w okresie 2005-2011

Nazwa firmy	ASSECO	KGHM	GTC	GRUPA LOTOS	PKN ORLEN	PGNiG	PBG	POLIMEX MOSTOSTAL	TP SA	TVN	GETIN HOLDING	BANK PEKAO	PKO BP	BRE BANK	BANK ZACHODNI WBK
wariancja															
I okres*	0,0029	0,0048	0,0038	0,0026	0,0024	0,0022	0,0030	0,0043	0,0020	0,0032	0,0038	0,0026	0,0022	0,0030	0,0030
II okres**	0,0066	0,0356	0,0122	0,0097	0,0117	0,0027	0,0081	0,0154	0,0043	0,0143	0,0098	0,0115	0,0154	0,0211	0,0170
III okres***	0,0018	0,0041	0,0042	0,0043	0,0030	0,0019	0,0016	0,0028	0,0019	0,0034	0,0043	0,0033	0,0030	0,0045	0,0036
zmiana kowariancji (kraj w %)															
okres II/I	743%	842%	321%	343%	695%	365%	498%	570%	464%	761%	416%	567%	732%	843%	760%
okres III/I	149%	111%	115%	158%	152%	142%	86%	104%	105%	129%	136%	139%	142%	155%	134%
zmiana kowariancji (zagranica w %)															
okres II/I	1203%	1759%	460%	488%	981%	783%	975%	860%	741%	1478%	645%	790%	1233%	1461%	1391%
okres III/I	250%	136%	125%	199%	175%	199%	95%	125%	136%	157%	164%	154%	162%	205%	168%
zmiana współczynnika beta (kraj w %)															
okres II/I	327%	114%	101%	93%	145%	292%	184%	160%	222%	173%	162%	128%	104%	119%	133%
okres III/I	235%	131%	105%	96%	125%	161%	157%	163%	111%	122%	120%	108%	103%	103%	111%
zmiana współczynnika beta (zagranica w %)															
okres II/I	530%	239%	145%	133%	205%	626%	361%	241%	355%	336%	251%	179%	175%	206%	244%
okres III/I	393%	161%	114%	121%	144%	226%	173%	196%	144%	149%	145%	120%	117%	135%	140%

* Od 24.10.2005 do 12.09.2008.
** Od 19.09.2008 do 27.02.2009.
*** Od 6.03.2009 do 28.01.2011.

Źródło: obliczenia własne.

się w momencie rozpoczęcia realnego kryzysu światowego. W rezultacie okres „przedkryzysowy" uległ skróceniu o 12 tygodni, co nie wpłynęło istotnie na model, gdyż okres ten wciąż liczył 145 tygodni. Wyniki przedstawiono w tabeli 3.

Żaden z parametrów modelu testowego nie okazał się istotny w takich warunkach. Potwierdza to prawdziwość wniosków płynących z zastosowanego modelu i świadczy o wystąpieniu zjawiska zmiany ryzyka systemowego jako następstwa kryzysu finansowego.

Szersze tło dla zaprezentowanych modeli zawiera tabela 4. Zgodnie z definicjami kryzysu w drugim badanym okresie, czyli od początku kryzysu aż do maksymalnych spadków wartości akcji spółek, zmienność kursów akcji wzrosła wielokrotnie. Po tym okresie nastąpił spadek zmienności do poziomów praktycznie sprzed kryzysu. W drugim okresie wzrosła także wielokrotnie wariancja kursów akcji zarówno względem indeksu krajowego, jak i międzynarodowego. Jednak potwierdzając przyjętą hipotezę badawczą, wzrost wariancji był zdecydowanie większy w stosunku do indeksu międzynarodowego niż w stosunku do jego krajowego odpowiednika we wszystkich badanych spółkach. W niektórych przypadkach różnica była prawie dwukrotna. Po kryzysie współczynniki kowariancji wyraźnie się upodobniły, jednak z wyjątkiem spółki PBG pozostały od 4% do 55% większe w stosunku do indeksu krajowego oraz od 25% do 150% większe w stosunku do indeksu europejskiego.

Mniejsze zmiany dotyczą współczynnika beta − głównie z racji jego konstrukcji. Jednak w stosunku do kowariancji w jego przypadku wzrost dysproporcji był mniejszy w okresie kryzysu i większy po kryzysie w kraju. W przypadku zagranicy sytuacja wyglądała podobnie, ale w okresie po kryzysie w przypadku aż ośmiu spółek współczynnik beta zanotował silniejszy spadek niż współczynnik kowariancji. Niemniej w każdym przypadku był większy w stosunku do indeksu zagranicznego niż do krajowego. Biorąc pod uwagę współczynnik beta, kursy akcji trzech spółek (GTC, Grupa Lotos oraz PKO BP) zachowywały się prawie tak samo jak indeks rynku krajowego − zarówno w czasie kryzysu, jak i po nim.

7. Podsumowanie

W artykule przeprowadzono weryfikację hipotezy badawczej, iż kryzys finansowy spowodował zmianę wyceny ryzyka rynkowego na giełdach nowych krajów członkowskich UE. W efekcie nastąpiło odwrócenie procesu integracji rynków finansowych, związanego z przystąpieniem do UE. Hipoteza okazała się prawdziwa w przypadku polskiego rynku kapitałowego.

Przetestowano dwie wersje powyższej hipotezy: jedną, w której kryzys był związany ze zmianą rynkowej premii za ryzyko, oraz drugą, zakładającą, że premia ta jest stała. W pierwszej wersji zmiana ryzyka systematycznego została zmierzona jako różnica między kowariancją stopy zwrotu z akcji spółki *i* oraz wskaźnika rynku krajowego a kowariancją stopy zwrotu z akcji spółki *i* oraz wskaźnika rynku światowego. Okazało się, że różnice te wpłynęły na zmianę kursów akcji badanych spółek.

Jednak druga wersja, w której zmierzono różnice we wskaźniku beta, okazała się znacznie lepiej dopasowana do rzeczywistych obserwacji. Oznacza to, że zmiana w oczekiwanej stopie zwrotu z akcji zależy od różnicy między krajowym a międzynarodowym wskaźnikiem beta. Im większy był krajowy wskaźnik w porównaniu z międzynarodowym, tym większy był spadek kursu akcji.

Zaprezentowane wyniki weryfikacji hipotezy są w dużym stopniu zgodne z wynikami prac [Chari, Henry 2004; Dvorák, Podpiera 2006]. Zmiany ryzyka systematycznego są przyczyną proporcjonalnej zmiany kursów akcji. Jednak w przeciwieństwie do drugiej z wymienionych prac okazało się, że zmiany kowariancji są istotne, jednak nie tak jak zmiany współczynnika beta. Wynikać to może z dwóch powodów. Po pierwsze z faktu, iż inwestorzy obliczają swoje dyskonto, sumując stopę zwrotu z inwestycji wolnej od ryzyka, wskaźnik beta danej spółki oraz premię rynkową. Ta ostatnia wynika zazwyczaj z praktycznych doświadczeń inwestora. Stąd w praktyce akcje są wyceniane ze względu na ich wskaźnik beta, a nie kowariancję. Po drugie współczynnik beta można przedstawić jako współczynnik kowariancji znormalizowany współczynnikiem wariancji. Zgodnie z definicją kowariancji w ten sposób zmniejsza się znaczenie wariancji stopy zwrotu danej spółki (im wariancja większa, tym kowariancja większa, a beta mniejsza), która jest miarą ryzyka charakterystycznego.

Literatura

Bekaert G., Harvey C.R., *Foreign Speculators and Emerging Equity Markets*, The Davidson Institute Working Paper 1997, No. 79.

Chari A., Henry P.B., *Risk sharing and asset prices: Evidence from a natural experiment*, „The Journal of Finance" 2004, No. 59(3).

Choudhry T., *Time-varying beta and the Asian financial crisis: Evidence from Malaysian and Taiwanese firms*, „Pacific-Basin Finance Journal" 2005, No. 13(1).

Choudhry T., Lu L., Peng, K., *Time-varying beta and the Asian financial crisis: Evidence from the Asian industrial sectors*, „Japan and the World Economy" 2010, No. 22(4).

Dvorák T., Podpiera R., *European Union enlargement and equity markets in accession countries*, „Emerging Markets Review" 2006, No. 7(2).

Henry P.B., *Stock market liberalization, economic reform, and emerging market equity prices,* „Journal of Finance" 2000, No. 55(2).

Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe, aktywa niefinansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.

Konopczak M., Sieradzki R., Wiercicki M., *Kryzys na światowych rynkach finansowych – wpływ na rynek finansowy w Polsce oraz implikacje dla sektora realnego*, „Bank i Kredyt" 2010, 41 (6).

Kang J.-K., Stulz R.M., *Why is there a home bias? An analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan*, „Journal of Financial Economics" 1997, No. 46(1).

Maroney N., Naka A., Wansi T., *Changing risk, return, and leverage: The 1997 Asian financial crisis*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis" 2004, No. 39(01).

Sharpe W.F., *Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*, „The Journal of Finance" 1964, No. 19(3).

Stulz R.M., *Globalization of Equity Markets and the Cost of Capital*, NBER Working Paper 1999, No. 7021.

CHANGE IN SYSTEMATIC RISK ON THE POLISH MARKET AS A RESULT OF THE GLOBAL FINANCIAL CRISIS. ANALYSIS OF THE BIGGEST POLISH COMPANIES

Summary: Last financial crisis ended the three-decade period of cheap and easy capital. The increase in risk aversion and following decrease in international capital flows resulted in the reversal of integration processes of capital markets. It is especially visible in the EU markets. This paper investigates the hypothesis that the fall in stock prices was a result of the repricing of systematic risk due to reversal in financial markets integration processes caused by global financial crisis. I found that firm-level stock price changes are positively related to the difference between firm's local and world market betas as well as covariances. I found also that beta coefficients were much more significant than covariances. This confirmed examined hypothesis.

Keywords: global financial crisis, asset pricing, European Union, international capital flows.