

MILDA MARIA BURZAŁA

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

**EFEKTY ZARAŻANIA WYBRANYCH GIEŁD ŚWIATOWYCH
W CZASIE KRYZYSU FINANSOWEGO 2007–2009
– ANALIZA UKRYTYCH CZYNNIKÓW**

Streszczenie

Celem przeprowadzonych badań było testowanie efektów zarażania wybranych giełd światowych w czasie kryzysu finansowego 2007–2009. Badanym kanałem transmisji były indeksy giełdowe, które bardzo szybko reagowały na kolejne złe informacje nadchodzące z USA. Przez efekt zarażania kryzysem rozumiany jest wzrost ryzyka inwestycji na danej giełdzie papierów wartościowych (istotny wzrost wariancji indeksu giełdowego). Badania empiryczne wykazały istotność zarażania wszystkich badanych rynków w różnicowanym stopniu. W trakcie badań negatywnie zweryfikowano hipotezę o znaczącym wpływie czynnika wspólnego dla rynków dojrzałych oraz czynnika dla rynków wschodzących.

Słowa kluczowe: zarażanie, kryzys, analiza ukrytych czynników

Wprowadzenie

Współczesne kryzysy gospodarcze i finansowe z reguły mają charakter międzynarodowy. Przenoszenie kryzysu w skali świata czy grupy państw jest nazywane transmisją kryzysu w odniesieniu do fundamentalnych powiązań gospodarczych. Termin „zarażanie” odnosi się w literaturze tylko do rynków finansowych. Transmisja kryzysu zazwyczaj odbywa się dużo wolniej niż gwał-

towny proces zarażania, który często tłumaczy się zachowaniami stadnymi¹. Jedno i drugie pojęcie jest dość nieuchwytnie i trudne w badaniach empirycznych ze względu na ograniczenia w dostępie do długich, jakościowo dobrych i porównywalnych szeregów czasowych z różnych krajów. Wielostronne powiązania gospodarcze i finansowe oraz liczne sprzężenia zwrotne decydują o tym, że wszelkie badania empiryczne z reguły koncentrują się na potwierdzeniu istotności wybranych kanałów transmisji wahań. Bank Światowy wymienia cztery rodzaje powiązań, które stanowią potencjalne kanały transmisji – realne, finansowe, behawioralne i polityczne. Mazurek [2009] nazywa je odpowiednio: handel międzynarodowy, finanse międzynarodowe, psychologia (zachowania) graczy rynkowych i polityka międzynarodowa lub krajowa o skutkach międzynarodowych.

Kryzysy lat dziewięćdziesiątych oraz XXI wieku to przede wszystkim kryzysy finansowe związane z problemami bankowymi, utratą płynności wzmocnione dewaluacją waluty i słabością systemu finansowego. Podobny charakter miał też kryzys finansowy 2007–2009. Na jego temat napisano już wiele opracowań i artykułów. Przyczyny kryzysu rozpatrują autorzy prac: Brunnenmeier [2009], Gourinchas [2010], Sławiński [2010], Skrzypek [2010]. Analizę kryzysu podaje Komisja Europejska [2009] oraz OECD [Keeley i Love 2010]. Tematyczny przegląd literatury przeprowadzili Konopczak, Sieradzki i Wiercicki [2010] oraz wielu innych.

W badaniach empirycznych efektów zarażania wykorzystuje się wiele różnych metod statystycznych i modeli ekonometrycznych. Każda z tych metod kieruje się innymi założeniami, każda też stwarza inne możliwości pomiaru efektów zarażania. Spośród najczęściej stosowanych metod należy wymienić analizę korelacji [Forbes i Rigobon 1999], analizę ukrytych czynników [Dungey i Martin 2001; Bekaert, Harley i Ng 2003; Dungey i in. 2007], modele VAR [Favero i Giavazzi 2002], modele prawdopodobieństwa [Eichengreen, Rose i Wyplosz 1995, 1996] czy analizę zdarzeń [Kaminsky, Lizondo, Reinhart 1997].

W kontekście badań nad efektami zarażania warto wymienić też polskie opracowanie autorstwa Bieńkowskiego, Gawrońskiej-Nowak i Grabowskiego [2011] wydaną przez Narodowy Bank Polski.

W literaturze dominują dwa alternatywne podejścia. Dungey i in. [2004] oraz Bekaert, Ng i Hodrick [2003], Corsetti, Pericoli i Sbracia [2002] proponują

¹ Bank światowy podaje trzy definicje zarażania (w szerokim, wąskim i bardzo wąskim kontekście), *Contagion of Financial Crises*, World Bank, www.worldbank.org/economicpolicy/management%20volatility/contagion/definitions.htm [14.05.2012].

modele ukrytych czynników, które nie wymagają specyfikacji zależności fundamentalnych. Twierdzą, że współzależności uchwycone w danych empirycznych nie są wystarczająco ogólne. Zaletą podejścia jest niewątpliwie fakt, że nie wymaga ono śledzenia zależności makroekonomicznych i tym samym umożliwia analizę danych o wyższej częstotliwości notowań niż dane makroekonomiczne.

Drugą grupę badaczy reprezentują m.in. Pesaran i Pick [2003], którzy uważają, że testowanie transmisji kryzysu można przeprowadzić tylko przy wykorzystaniu tzw. zmiennych kontrolnych i sugerują włączenie do modelu w tym celu danych dotyczących handlu zagranicznego. Reprezentują fundamentalistów, którzy uważają, że w ramach utajnionego czynnika współzależności nie są wystarczająco określone. W roli zmiennych kontrolnych Lei i in. [2003] wykorzystywali stopy procentowe w USA, natomiast Eichengreen i in. [1995, 1996] testowali cały zestaw zmiennych kontrolnych, m.in. kursy walutowe, stopy procentowe, indeksy cen konsumenta, saldo bilansu płatniczego, indeksy giełdowe, wskaźniki zadłużenia, bezrobocie. Nawet takie zmienne, twierdzą krytycy, niewystarczająco wyjaśniają powody zmiany cen aktywów.

W obu podejściach problem odróżnienia klasycznej transmisji od zarażania pozostaje. Cały czas trwa dyskusja, które podejście lepiej ujmuje rozprzestrzenianie nieoczekiwanych szoków.

Celem prezentowanych w artykule badań było testowanie efektów zarażania wybranych rynków finansowych w czasie kryzysu 2007–2009 z wykorzystaniem analizy ukrytych czynników. Badanym kanałem transmisji były indeksy giełdowe, które bardzo szybko reagowały na kolejne złe informacje nadchodzące z USA. Spadek notowań na rynku kapitałowym jest bardzo często zapowiedzią kryzysu gospodarczego w szerszym zakresie. Przez efekt zarażania kryzysem rozumiany jest wzrost ryzyka inwestycji na danej giełdzie papierów wartościowych (istotny wzrost wariancji indeksu giełdowego). Dodatkowym celem była weryfikacja hipotezy, co do struktury czynników współdzielonych między rynkami.

1. Podstawy teoretyczne analizy

W prowadzonych rozważaniach proces zarażania będzie rozumiany jako **transmisja lokalnego szoku** (z USA) na inne rynki międzynarodowe.

Podejście jest zgodne z bardzo wąską definicją transmisji Banku Światowego, która zakłada istotną zmianę współzależności w czasie kryzysu. Oznacza

to konieczność podziału próby na obserwacje z czasu „spokoju” i czasu kryzysu. Czas spokoju to okres wzorcowy dla powiązań między rynkami (tzw. *benchmark period*) stanowiący odniesienie dla zmian obserwowanych w czasie kryzysu.

Założmy, że rozpatrujemy I rynków, które można podzielić na K regionów. W danym momencie t (okresie spokoju, niezwiązanym z kryzysem, $t=1, \dots, T$) stopa zwrotu na rynku papierów wartościowych i , rynku walutowym czy ogólniej sytuacja ekonomiczna danego kraju mierzona stopą zmian PKB (oznaczenie – s_{it}) jest złożeniem wartości oczekiwanej μ_{it} oraz szoków endogenicznych u_{it} i egzogenicznych w_t, r_{kt} :

$$s_{ikt} = \mu_{it} + \lambda_i w_t + \delta_{ik} r_{kt} + \phi_i u_{it} \quad i=1,2,\dots,I; k=1,..K; t=1,\dots,T \quad (1)$$

Zakładamy, że szoki w_t, r_{kt} oraz u_{it} to niezależne procesy stochastyczne o wartości oczekiwanej zero i jednostkowej wariancji. Parametry λ_i, δ_k oraz ϕ_i są miarą oddziaływania odpowiednio szoków egzo- i endogenicznych na zaobserwowaną wartość stopy zwrotu. Szoki egzogeniczne podzielono na szoki o zasięgu światowym i o zasięgu regionalnym. Forbes, Rigobon [1999] za szoki globalne o zasięgu światowym uznają zmiany cen ropy czy globalne efekty zmian w polityce monetarnej USA). Szoki regionalne są związane z specyfiką danego regionu. Na wstępie w badaniach założono dodatkowy podział czynników oddziałujących na tzw. rynki dojrzałe oraz rynki wschodzące, który stosowali m.in. Kaminsky, Reinhard [2003] oraz Committee on the Global Financial System [1999]. Szoki endogeniczne to szoki specyficzne dla danego rynku. W konsekwencji:

$$\begin{aligned} E(u_{it}, u_{jt}) &= 0, \quad \forall i \neq j; \\ E(u_{it}, w_t) &= 0, E(u_{it}, r_{kt}) = 0, E(w_t, r_{kt}) = 0 \quad \forall i; \forall k; \\ E(s_{ikt}, s_{jnt}) &= \lambda_i \lambda_j + \delta_{ik} \delta_{jn}, \quad \forall i \neq j; \forall k = n; \\ E(s_{ikt}, s_{jnt}) &= \lambda_i \lambda_j, \quad \forall i \neq j, \forall k \neq n; \\ E(s_{ikt}^2) &= \lambda_i^2 + \delta_{ik}^2 + \phi_i^2, \quad \forall i. \end{aligned} \quad (2)$$

Oznacza to, że w czasie „spokoju” zależność między rynkami jest efektem oddziaływania wspólnych, egzogenicznych szoków w_t i r_{kt} .

Dalej przyjmijmy, że w okresie kryzysu na rynku i ma miejsce zdarzenie, które może wpłynąć na zaobserwowaną stopę zwrotu na rynku j . Wtedy stopa zwrotu s_{jt}^* dana zależnością:

$$s_{jkt}^* = \mu_{ji} + \lambda_j w_t + \delta_{jk} r_{kt} + \varphi_j u_{jt} + \gamma_{ji} u_{it} \quad j=1,2,\dots,I; k=1,\dots,K; t=1,\dots,T^* \quad (3)$$

w której parametr γ_{ji} jest miarą oddziaływania szoku endogenicznego (z lokalnego rynku) u_{it} na rynku j , T^* – ilość obserwacji w czasie kryzysu. W konsekwencji wariancja w czasie kryzysu na skutek transmisji szoku z rynku i dana jest zależnością:

$$E(s_{jkt}^{*2}) = \lambda_j^2 + \delta_{kj}^2 + \varphi_j^2 + \gamma_{ji}^2 \quad \forall j \neq i. \quad (4)$$

W badaniach empirycznych testowanie siły oddziaływania szoku z rynku i na rynku j polega na badaniu istotności parametru γ_{ji} . Proponowane podejście zakłada stałą kowariancję między rynkami w czasie całego okresu badania, tzn. w czasie kryzysu i spokoju. Stałe jest też oddziaływanie szoku endogenicznego (tzw. wariancja specyficzna) na zarażanych rynkach φ_j^2 ($j \neq i$). Dopuszcza się natomiast zmianę wariancji specyficznej na rynku, który jest źródłem kryzysu ($\varphi_i^{*2} \neq \varphi_i^2$). Istotność zmiany wariancji w tym przypadku jest potwierdzeniem wystąpienia szoku strukturalnego. W konsekwencji zmiana wariancji na innych rynkach w czasie kryzysu może być tylko skutkiem zarażania kryzysem. Eksperyment empiryczny dotyczy zarażania rynków kryzysem z USA. Mamy więc do czynienia z jednym źródłem zarażania. Rozszerzenie analizy oznaczałoby zwiększenie liczby szacowanych parametrów po rozpoznaniu dodatkowych kanałów transmisji.

Empirycznie szacowanie parametru γ_{ji} można przeprowadzić przynajmniej na dwa sposoby. Pierwszy porównuje kowariancję między rynkami w czasie kryzysu i w czasie spokoju. Jeśli kowariancja między rynkami w czasie kryzysu wyraża się zależnością:

$$E(s_{ikt}^*, s_{jnt}^*) = \lambda_i \lambda_j + \delta_{ik} \delta_{jn} + \gamma_{ji} \delta_i, \quad (5)$$

to różnicę kowariancji między tymi samymi rynkami w czasie kryzysu i spokoju można zapisać jako:

$$E(s_{ikt}^*, s_{jnt}^*) - E(s_{ikt}, s_{jnt}) = \gamma_{ji} \delta_i. \quad (6)$$

Alternatywne podejście polega na testowaniu istotności zmiany wariancji na skutek zarażania:

$$E(s_{jnt}^{*2}) - E(s_{jnt}^2) = \gamma_{ji}^2. \quad (7)$$

To ostatnie podejście zastosowano w prezentowanych badaniach empirycznych.

Podstawowe założenia przedstawionych rozważań teoretycznych spełnia analiza wspólnych czynników, w której pewna liczba ukrytych i nieobserwowalnych zmiennych (czynników) pozwala wyjaśnić strukturę kowariancyjną obserwowalnych stóp zwrotu na giełdzie papierów wartościowych). Dzięki niezależności włączonych do modelu czynników jest możliwy podział wariancji zmiennej obserwowalnej na wariancję wspólną, dzieloną z innymi zmiennymi) i odrębną – specyficzną (charakterystyczną tylko dla konkretnej zmiennej). W badaniach zastosowano confirmacyjny typ analizy czynnikowej (CFA) w celu testowania założonej struktury powiązań. Zadanie nie polega więc na rozpoznaniu ostatecznej dobrej struktury powiązań, a jedynie testowanie przyjętej struktury w celu oceny jej poprawności.

2. Dane statystyczne i podział próby

W badaniach wykorzystano dzienne logarytmiczne stopy zwrotu z dwudziestu indeksów reprezentujących sytuację na giełdach papierów wartościowych w okresie 17 sierpnia 2005 – 31 lipca 2009.

$$s_{it} = 100 \cdot (\ln(P_{i,t}) - \ln(P_{i,t-1})). \quad (8)$$

Występujące braki w danych uzupełniono metodą liniowej interpolacji. Ze względu na zróżnicowany czas notowań dane wygładzono dwuokresową średnią ruchomą [Dungey i in. 2007].

Poza wspomnianym podziałem indeksów na dwie grupy (rynkі dojrzałe – symbol D i wschodzące – symbol W) wprowadzono również regionalny podział indeksów odpowiadający podziałom kontynentalnym (tabela 1). Źródłem danych statystycznych była baza stooq.

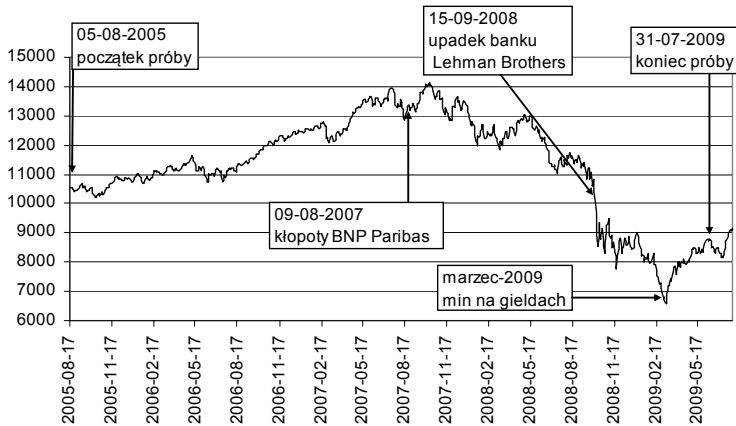
Tabela 1

Wykaz indeksów giełdowych

Lp.	Symbol	Pełna nazwa	Kraj	Rynek	Region
1	AEX	AEX Index	Holandia	D	Europa Zachodnia (symbol – EZ)
2	ATH	ATHEX Composite Index	Grecja	D	
3	BEL20	BEL 20	Belgia	D	
4	CAC	CAC 40	Francja	D	
5	DAX	DAX Index	Niemcy	D	
6	FTSE	FTSE100	Włochy	D	
7	FTM	FTSE 250	Wielka Brytania	D	
8	HEX	OMX Helsinki Index	Finlandia	D	
9	IBEX	IBEX Index	Hiszpania	D	
10	DJI	Dow Jones Industrial	USA	D	Ameryka (AM)
11	TSX	S&P/TSX Composite Index	Kanada	D	
12	IPC	Mexican Bolsa Index	Meksyk	W	
13	BVP	Bovespa Index	Brazylia	W	
14	BUX	BUX Index	Węgry	W	Europa Środkowo- -Wschodnia (ESW)
15	WIG20	WIG20 Index	Polska	W	
16	RTS	Russian RTS Index	Rosja	W	
17	NKX	Nikkei 225	Japonia	D	Azja (AZ)
18	STI	Straits Times Index	Singapur	W	
19	HSI	Hang Seng Index	Region: Hong Kong	W	
20	KOSPI	KOSPI Index	Korea Południowa	W	

Źródło: dane statystyczne – baza stooq.

W kolejnym etapie analizy przeprowadzono podział zbioru danych na dwie próby związane z okresem kryzysu i spokoju na rynkach papierów wartościowych (w każdej 511 obserwacji). Podstawą podziału były pierwsze informacje o kłopotach z wyceną aktywów ogłoszone przez francuski bank BNP Paribas, który 9 sierpnia 2008 roku zawiesił wypłaty z trzech funduszy inwestujących na rynku obligacji zabezpieczonych kredytami hipotecznymi typu subprime [Konopczak i in. 2010]. Zachowanie się indeksu Dow Jones Industrial przedstawiono na rysunku 1. Argumentem przemawiającym za takim wyborem było wymóg, aby okres poprzedzający był okresem spokoju. Notowania poprzedzające np. upadek banku Lehman Brothers trudno byłoby za takie uznać. Okres kryzysu wydłużono poza czas najniższych notowań na giełdach papierów wartościowych ze względu na utrzymującą się podwyższoną zmienność stóp zwrotu do końca lipca 2009.



Rysunek 1. Indeks Dow Jones Industrial

Źródło: opracowanie własne.

Strukturę czynnikową dla obserwowalnego wektora \mathbf{s} standaryzowanych stóp zwrotu z 20 indeksów przedstawia zależność:

$$\mathbf{s} = \mathbf{\Gamma}\mathbf{f} + \mathbf{u}, \quad (9)$$

gdzie: wektor czynników wspólnych \mathbf{f} obejmuje szoki globalne, rynków dojrzałych, wschodzących oraz szoki regionalne²

$$\mathbf{f}' = [w, r_D, r_W, r_{AM}, r_{ESW}, r_{AZ}], \quad (10)$$

macierz \mathbf{G} to macierz odpowiednich ładunków czynnikowych mierzących wkład danego czynnika w wyjaśnienie struktury kowariancyjnej, natomiast \mathbf{u} to wektor ładunków specyficznych dla wszystkich zmiennych z wektora \mathbf{s} . Jak już wspomniano ładunki czynnikowe (zarówno dla czynników wspólnych, jak i specyficznych) oszacowane na podstawie próby wzorcowej z okresu spokoju na giełdzie stanowią płaszczyznę odniesienia dla oceny zmiany wariancji na skutek zarażania w okresie kryzysu. Integralne szacowanie ładunków czynnikowych dla obu okresów przeprowadzono w programie SAS z wykorzystaniem metody największej wiarygodności.

² W zapisie z analizy czynnikowej dla przejrzystości zapisu pominięto indeks t .

3. Wyniki eksperymentu

Analiza z podziałem nieobserwowalnych zmiennych na globalne, rynków dojrzałych, rynków wschodzących oraz trzech grup zmiennych regionalnych nie dała zadawalających rezultatów. Część ładunków czynnikowych opisujących reakcję na szoki wewnątrz grupy rynków dojrzałych oraz rynków wschodzących okazała się nieistotna. Ze względu na ograniczoną objętość artykułu w tabeli 2 podano jedynie udział składowych w wyjaśnieniu wariancji ogółem (wszystkie liczby w nawiasach odnoszą się do omawianej, pierwszej wersji analizy). Niewielkie co do wartości bezwzględnej ładunki czynnikowe skutkują niewielkim udziałem w wyjaśnianiu wariancji ogółem. Skłoniło to autorkę do usunięcia tych składowych i ponownej weryfikacji wyników analizy. Końcowe wyniki również przedstawiono w tabeli 2. Zmiany spowodowały wyraźny wzrost wartości ładunków opisujących reakcję na szoki globalne w przypadku rynków dojrzałych oraz ładunków czynnikowych opisujących reakcję na szoki regionalne w przypadku rynków wschodzących. Dla wszystkich ładunków czynnikowych hipotezy o zerowej wartości parametru można było odrzucić przy poziomie istotności niższym niż 0,1%. Na podstawie przeprowadzonych badań można wysunąć hipotezę, że powiązania rynków zmieniły swoją strukturę w ostatnim dziesięcioleciu [Dungey i in. 2007]. Reakcja na szoki w grupie rynków dojrzałych przestała mieć lokalny (zamknięty) charakter. W badanym okresie zachowanie rynków dojrzałych warunkowały często jedynie szoki globalne. W przypadku rynków wschodzących dużo mniejsze znaczenie mają zmienne determinujące działalność całej grupy rynków, większe znaczenie miała natomiast specyfika działania poszczególnych regionów. Nie oznacza to braku podziału na rynki dojrzałe i wschodzące. Można wysunąć jednak przypuszczenie, że zmienił się zakres oddziaływania pewnych zmiennych w obu grupach rynków. Wartości globalnych ładunków czynnikowych są zdecydowanie niższe dla rynków wschodzących, natomiast czynniki regionalne nie mają znaczenia dla rynków Europy Zachodniej. Włączone do końcowej analizy cztery czynniki (globalny i trzy regionalne) wyjaśniają jednak tylko 74% wariancji zmiennych empirycznych. Udział wariancji specyficznej w przypadku kilku rynków jest nadal stosunkowo duży (kolumna φ_i^2 tabeli 2). O ile nie dziwi duży udział wariancji specyficznej w przypadku rynku greckiego, o tyle można się zastanowić nad modyfikacją struktury, aby zmniejszyć wariancję specyficzną rynków wschodzących. W ostatniej kolumnie tabeli 2 przedstawiono efekty zarażania. Na skutek modyfikacji modelu nie zanotowano znaczących zmian w tym zakresie.

Tabela 2

Dekompozycja wariancji w czasie kryzysu*

Indeks (i)	Czynniki globalne	Czynniki wspólne dla rynków dojrzałych oraz wschodzących		Czynniki wspólne w podziale regionalnym			Czynniki specyficzne	Zarazanie
	λ_i^2	$\delta_{i,D}^2$	$\delta_{i,W}^2$	$\delta_{i,AM}^2$	$\delta_{i,ESW}^2$	$\delta_{i,AZ}^2$	φ_i^2	γ_i^2
AEX	85,58 (74,17)	(11,27)	–	–	–	–	2,93 (2,92)	11,49 (11,64)
ATH	44,58 (50,08)	(0,05)	–	–	–	–	17,96 (15,70)	37,46 (34,17)
BEL20	70,06 (63,20)	(6,38)	–	–	–	–	3,83 (3,80)	26,12 (26,62)
CAC	93,97 (81,74)	(14,28)	–	–	–	–	1,50 (1,18)	4,52 (2,79)
DAX	80,34 (67,08)	(13,84)	–	–	–	–	3,04 (2,23)	16,62 (16,85)
FTSE	70,79 (77,45)	(6,41)	–	–	–	–	7,23 (3,57)	21,98 (12,56)
FTM	84,08 (72,63)	(1,37)	–	–	–	–	4,11 (4,40)	11,80 (21,60)
HEX	68,36 (63,77)	(4,77)	–	–	–	–	10,16 (9,80)	21,48 (21,66)
IBEX	75,35 (66,93)	(8,50)	–	–	–	–	5,73 (5,80)	18,92 (18,76)
DJI	39,57 (34,91)	(4,56)	–	5,19 (9,13)	–	–	8,22 (6,06)	(–)
TSX	42,78 (44,39)	(0,18)	–	9,24 (7,99)	–	–	11,31 (10,67)	36,66 (36,77)
IPC	54,40 (53,28)	–	(2,37)	20,92 (18,17)	–	–	18,38 (18,46)	10,29 (7,72)
BVP	52,98 (54,87)	–	(2,61)	24,29 (18,61)	–	–	7,89 (8,57)	14,84 (15,34)
BUX	38,80 (41,78)	–	(2,27)	–	17,36 (14,95)	–	14,77 (11,02)	29,05 (29,99)
WIG20	39,94 (45,25)	–	(4,38)	–	19,73 (8,21)	–	16,69 (18,79)	23,64 (23,37)
RTS	32,34 (38,18)	–	(6,20)	–	7,40 (1,30)	2,95 (–)	10,90 (8,27)	46,41 (46,05)
NKX	39,92 (42,36)	(3,08)	–	–	–	20,07 (13,09)	15,92 (16,17)	24,09 (25,30)
STI	40,99 (48,16)	–	(2,24)	–	–	27,19 (18,59)	8,08 (7,20)	23,75 (23,81)
HSI	34,67 (39,75)	–	(3,79)	–	–	25,77 (16,46)	5,70 (5,92)	33,86 (34,08)
KOSPI	31,50 (36,47)	–	(7,99)	–	–	28,87 (15,75)	18,39 (17,50)	21,24 (22,28)

* Procentowy udział wariancji kolejnych czynników w wyjaśnianiu wariancji ogółem – suma po wierszach równa jest 100. W nawiasach wyniki dla pierwszej wersji analizy z czynnikami dla rynków dojrzałych oraz wschodzących.

Źródło: obliczenia własne.

Udział wariacji, która powstała na skutek zarażania rynku, okazał się najwyższy w przypadku rosyjskiego, greckiego i kanadyjskiego, najniższy w przypadku rynku francuskiego. W przypadku polskiego indeksu WIG20 udział wariacji powstałej na skutek zarażania został oceniony na około 24%. Wzrost wariacji w czasie kryzysu okazał się istotny na każdym z badanych rynków (tabela 3). Istotność zmiany wariacji na rynku amerykańskim potwierdza wystąpienie szoku strukturalnego.

Tabela 3

Test różnicy wariacji

Indeks (<i>i</i>)	Oszacowana różnica wariacji (skutek zarażenia)	Błąd standardowy	Statystyka t	<i>p-value</i>
AEX	0,113	0,010	10,85	< 0,0001
ATH	0,459	0,045	10,10	< 0,0001
BEL20	0,294	0,022	13,11	< 0,0001
CAC	0,046	0,006	7,70	< 0,0001
DAX	0,197	0,016	12,14	< 0,0001
FTSE	0,117	0,012	10,13	< 0,0001
FTM	0,263	0,024	11,07	< 0,0001
HEX	0,244	0,025	9,85	< 0,0001
IBEX	0,204	0,018	11,15	< 0,0001
DJI	0,517	0,040	12,93	< 0,0001
TSX	0,406	0,037	11,02	< 0,0001
IPC	0,110	0,030	3,64	0,0003
BVP	0,161	0,027	6,02	< 0,0001
BUX	0,336	0,043	7,78	< 0,0001
WIG20	0,271	0,043	6,31	< 0,0001
RTS	0,586	0,050	11,63	< 0,0001
NKX	0,268	0,035	7,70	< 0,0001
STI	0,268	0,031	8,74	< 0,0001
HSI	0,346	0,031	11,01	< 0,0001
KOSPI	0,237	0,038	6,25	< 0,0001

Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie

Przeprowadzone badania empiryczne potwierdzają istotny efekt zarażania wszystkich badanych rynków finansowych poprzez kanał giełd papierów wartościowych. Jednakże poszczególne rynki w zróżnicowany sposób odczuwały

skutki kryzysu ze Stanów Zjednoczonych. Analiza czynnikowa pozwoliła określić ilościowe efekty zarażenia. Okazało się również, że stosowany w badaniach efektów zarażania podział na zmienne determinujące strukturę zależności rynków dojrzałych i wschodzących w czasie kryzysu rosyjskiego (1998) nie odzwierciedla struktury powiązań w czasie kryzysu 2007–2009.

Literatura

- Bekaert G., Harley C.R., Ng A. [2003], *Market Integration and Contagion*, Working Paper, No. 9510, NBER.
- Committee on the Global Financial System [1999], *A review of financial market events in Autumn 1998*, Bank for International Settlements, Basel, Switzerland.
- Bieńkowski W., Gawrońska-Nowak B., Grabowski W. [2011], *Podatność polskich rynków finansowych na niestabilności wewnętrzne i zewnętrzne*, Materiały i Studia, Zeszyt nr 258, NBP, Warszawa.
- Brunnermeier M.K. [2009], *Deciphering Liquidity and Credit Crunch 2007–2008*, „Journal of Economic Perspectives”, 23.
- Contagion of Financial Crises, World Bank, www.worldbank.org/economicpolicy/managing%20volatility/contagion/definitions.htm [14.05.2012].
- Corsetti G., Pericoli M., Sbracia M. [2002], *Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Testing for Contagion*, University of Rome III Working Paper.
- Dungey M., Martin V.L. [2001], *Contagion Across Financial Markets: An Empirical Assessment*, New York Stock Exchange Conference Paper, Hawaii.
- Dungey M., Fry R.A., Gonzalez-Hermisillo B., Martin, V.L. [2004], *Empirical Modelling of Contagion: A Review of Methodologies*, mimeo, ANU and CERF.
- Dungey M., Fry R.A., Gonzalez-Hermosillo B., Martin V.L. [2007], *Contagion in Global Equity Markets in 1998: The Effects of the Russian and LTCM Crises*, IMF Working Paper (Washington: International Monetary Fund).
- Dungey M., Tambakis D. [2003], *International financial contagion: What do we know?*, Working Paper No. 9.
- Eichengreen B., Rose A., Wyplosz C. [1995], *Exchange market mayhem: the antecedents and aftermath of speculative attacks*, „Economic Policy”, Vol. 21.
- Eichengreen B., Rose A., Wyplosz C. [1996], *Contagious currency crises: first test*, „Scandinavian Journal of Economics”, Vol. 98.
- Favero C.A., Giavazzi F. [2002], *Is the international propagation of financial shocks non-linear? Evidence from the ERM*, „Journal of International Economics”, 57.

- Forbes K., Ribogon R. [1999], *No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements*, NBER Working Paper, No. 7267, July 1999, Cambridge.
- Gourinchas P.O. [2010], *US Monetary Policy, „Imbalances” and the Financial Crisis*, UC Berkeley, NBER and CEPR www.socrates.berkeley.edu/~pog/FCIC_Gourinchas.pdf.
- Kaminsky G.L., Lizondo S., Reinhart C.M. [1997], *Leading indicators of currency crises*, Policy Research Working Paper Series 1852, The World Bank.
- Kaminsky G.L., Reinhart C.M. [2003], *The center and the periphery: the globalization of financial turmoil*, NBER Working Paper 9479.
- Keeley B., Love P. [2010], *From Crisis to Recovery, The Causes, Course and Consequences of the Great Recession*, OECD.
- Komisja Europejska [2009], *Economic Crisis in Europe: Causes, Consequences and Responses*, „European Economy”, 7.
- Konopczak M., Sieradzki R., Wiercicki M. [2010], *Kryzys na światowych rynkach finansowych – wpływ na rynek finansowy w Polsce oraz implikacje dla sektora realnego*, „Bank i Kredyt” 41 [6], www.bankandcredit.nbp.pl [18.06.2012].
- Lei Z., Miller M., Thampanishvong K. [2003], *Learning to Forget? Contagion and Political Risk in Brazil*, Royal Economic Society Annual Conference 2003 227, Royal Economic Society.
- Mazurek Sz. [2009], *Mechanizm międzynarodowej transmisji kryzysów gospodarczych, w: Koniunktura gospodarcza*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Pesaran M. H., Pick A. [2003], *Econometric Issues In The Analysis Of Contagion*, University of Cambridge Working Paper in Economics, No. 0402, Cambridge. Cytowane za Dungey, Tambakis [2003].
- Sławiński A. [2010], *Wpływ globalnego kryzysu na bankowość centralną*, w: J. Osiński (red.), *Banki centralne wobec kryzysu ekonomicznego*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Skrzypek S.S. [2010], *Banki centralne wobec światowego kryzysu*, w: J. Osiński (red.), *Banki centralne wobec kryzysu ekonomicznego*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.

CONTAGION EFFECTS ON SELECTED WORLD STOCK EXCHANGES DURING 2007–2009 FINANCIAL CRISIS – FACTOR ANALYSIS

Summary

The purpose of research was to test the contagion effects on selected world stock exchanges during 2007–2009 financial crisis. Stock market indices, which were very quickly responding to negative information incoming from USA, were studied as transmission channel. By contagion effect of crisis is understood the increase of investment risk on selected stock exchange (significant increase in stock index variance). Empirical studies have shown statistically significant (in varying degree) contagion effect on all examined markets. Hypothesis of significant influence of common factor in mature markets and common factor in emerging markets was negatively verified.

Keywords: contagion, crisis, hidden factor analysis

Translated by Milda Maria Burzala