

AGATA KLIBER, PAWEŁ KLIBER, PIOTR PŁUCIENNIK

CHARAKTERYSTYKA PRZENIKANIA KRYZYSU NA RYNEK
MIĘDZYBANKOWY W POLSCE NA PODSTAWIE ANALIZY
3-MIESIĘCZNYCH SPREADÓW WIBOR-OIS ORAZ LIBOR-OIS
DLA DOLARA AMERYKAŃSKIEGO I EURO¹

1. WPROWADZENIE

Światowy Kryzys Gospodarczy, który rozpoczął się sierpniu 2007 roku, pomimo szybkich interwencji banków centralnych niemal natychmiast przeniósł się ze Stanów Zjednoczonych na inne rynki międzybankowe. Skutki kryzysu najsilniej dały się odczuć w Kanadzie, Japonii i Australii, ponieważ banki pochodzące z tych krajów były w największym stopniu zaangażowane na rynku amerykańskich papierów subprime. Pogorszenie kondycji rynku międzybankowego było także obserwowane w strefie euro. W Polsce w początkowej fazie skutki kryzysu odczuły jedynie rynki kapitałowe. W połowie 2008 roku odwróceniu uległ trend aprecjacyjny wielu walut Europy środkowo-wschodniej, w tym złotego. W III i IV kwartale 2008 nastąpiło w Polsce znaczące obniżenie wskaźników koniunktury gospodarczej przy jednoczesnym znacznym spadku wykorzystania mocy produkcyjnych. W II połowie 2009 roku dynamika produktu krajowego zaczęła jednak powoli odrabiać straty, a Polska była jedynym krajem regionu, który zakończył najgorszy, 2009 rok, z dodatnią dynamiką PKB. Jako przyczyny stosunkowo łagodnego przejścia Polski przez pierwszą odsłonę Światowego Kryzysu Gospodarczego wymienia się m.in. przeprowadzoną uprzednio reformę podatkową, duży wzrost inwestycji publicznych w związku ze zbliżającą się organizacją Euro 2012, optymizm konsumentów i, jak na ironię, dużą deprecjację złotego (por. NBP, 2009). Ta ostatnia z jednej strony przyczyniła się do wzrostu zadłużenia zagranicznego i strat niektórych przedsiębiorstw z tytułu zawartych wcześniej transakcji opcyjnych, z drugiej jednak polskie towary mogły być sprzedawane za granicę taniej bądź z niższą marżą. Sytuacja polskiego sektora bankowego w porównaniu do innych rynków była całkiem dobra. Polskie banki nie były w posiadaniu tzw. toksycznych papierów wartościowych, a głównym kanałem, przez który kryzys przeniknął do sektora bankowego, był kanał zaufania.

¹ Prezentowane w artykule wyniki badań zostały otrzymane w ramach realizacji projektu badawczego NBP “Wpływ światowego kryzysu gospodarczego 2007–2009 na rynek międzybankowy w Polsce”.

Skutków kryzysu zaufania nie można lekceważyć, jednak inne uwarunkowania rozwoju kryzysu w Polsce (por. NBP, 2009) oraz fakt, że polska gospodarka w znacznie większym stopniu powiązana jest z gospodarką krajów strefy euro niż Stanów Zjednoczonych, skłoniło nas do postawienia sobie za cel badawczy weryfikacji hipotezy badawczej, która mówi że kryzys zaufania przenika na polski rynek międzybankowy ze znacznym opóźnieniem, i ukształtował się w sposób niezależny w stosunku do kryzysu w Stanach Zjednoczonych i strefie euro.

Cel zostanie zrealizowany poprzez analizę spreadów pomiędzy stopami 3-miesięcznych lokat międzybankowych oraz 3-miesięcznych kontraktów OIS (*Overnight Index Swap*), które będziemy w skrócie nazywać spreadami LIBOR-OIS/WIBOR-OIS. Są one indykatorami nasilenia strachu przed niewypłacalnością kontrahenta na rynku międzybankowym (por. Sengupta, Yu, 2008; Thornton, 2009), a ich wielkość interpretowana jest jako premia za płynność oraz ryzyko kredytowe pożyczki na rynku międzybankowym (por. McAndrews i in., 2009; Saultanaeva, Strömqvist, 2009; Schwarz, 2009; Poskitt, 2011).

2. OPIS DANYCH

Analizie poddane zostały 3-miesięczne spready LIBOR-OIS dla USD i EUR oraz 3-miesięczny spread WIBOR-OIS z okresu od 2 stycznia 2006 do 31 maja 2012 roku, których poziomy przedstawione są na rysunku 1. Jak już wspomnieliśmy spready te reprezentują premię zarówno za ryzyko kredytowe jak i za płynność pożyczki na rynku międzybankowym. Wykorzystanie spreadów LIBOR-OIS nie jest jednak wolne od wad. Trzeba zwrócić uwagę na to, że stawki LIBOR nie są stopami transakcyjnymi. Ich wartości wyznaczone są na fixingu organizowanym przez BBA (*British Bankers Association*). W analogiczny sposób stopy WIBOR wyznaczone są fixingach organizowanych przez Stowarzyszenie Rynków Finansowych ACI Polska. Biorąc pod uwagę ujawnione w 2012 roku manipulacje stopami LIBOR i EURIBOR przez banki kwotujące te stawki oraz nałożenie na bank Barclays trzech kar o łącznej wysokości ponad 450 mln dolarów, wiarygodność stóp została mocno nadwyrężona. Z drugiej jednak strony badania, które miały na celu weryfikację rozbieżności pomiędzy stopami LIBOR i rzeczywistym kosztem pieniądza na rynku międzybankowym, wskazały, że różnica ta nie jest znacząca. Schwarz (2009) na podstawie próbki około 30% wszystkich transakcji międzybankowych porównała średnią rentowność trzymiesięcznych transakcji na rynku międzybankowym w euro w danym dniu z obowiązującą tego dnia stawką LIBOR 3M. Przed sierpniem 2007 roku stawka LIBOR zawyżała rzeczywisty koszt trzymiesięcznej pożyczki średnio zaledwie o 1 punkt bazowy, natomiast po sierpniu 2007 o 5 punktów bazowych. W przypadku stóp WIBOR pojawia się niedogodność związana z tym, że po transmisji kryzysu zaufania do Polski pożyczki o terminie zapadalności dłuższym niż 1 miesiąc na rynku międzybankowym nie były udzielane w ogóle. Z tego powodu rzeczywisty koszt pieniądza na rynku międzybankowym w horyzoncie trzymiesięcznym był trudny do oszacowania. Pomimo tego

z racji braku dobrej alternatywy trzymiesięczny spread WIBOR-OIS jest wykorzystywany w okresowych raportach o stabilności systemu finansowego prowadzonych przez NBP, a także rekomendowany przez Stowarzyszenie Rynków Finansowych ACI Polska.

W rozważanym ponad sześcioletnim okresie dynamika analizowanych spreadów pozostawała w dużym stopniu zróżnicowana. Wynika to z faktu, że był to bardzo burzliwy okres, w którym wystąpiły zarówno wydarzenia związane z kryzysem subprime, jak i kryzysem zadłużeniowym Grecji oraz innych państw Europy Południowej. O ile przypadku analizy pojedynczego szeregu możliwe jest zastosowanie modeli C-GARCH, tak jak to zostało zrobione w artykule Kliber, Pluciennika (2011), w przypadku w którym wykorzystywane są modele wielowymiarowe zmuszeni byliśmy podzielić badany okres na 7 podokresów, mając jednocześnie świadomość, że niewielka długość poszczególnych prób w negatywny sposób oddziałuje na jakość dopasowania modeli.

- I okres (od 2 stycznia 2006 do 7 sierpnia 2007 roku) jest okresem, w którym wystąpiły pierwsze symptomy kryzysu związane z narastaniem globalnych nierównowag, rosnącą skalą zadłużenia osób fizycznych w Stanach Zjednoczonych i pierwszymi upadkami instytucji działających na rynkach kredytowych. Zachowanie badanych spreadów wskazywało jednak, że rynki międzybankowe nie odczuwały jeszcze skali problemu. 8 sierpnia 2007 roku, gdy bank PNB Paribas zaprzestał wypłat z 3 funduszy obligacji zabezpieczanych kredytami subprime, ze względu na niemożność oceny ich ryzyka kredytowego, zaufanie na amerykańskim rynku międzybankowym spadło drastycznie. Ponieważ amerykańskie papiery wartościowe powiązane z rynkiem hipotecznym sprzedawane były także za granicą, kryzys zaufania bardzo szybko przeniknął na inne rynki, w tym do strefy euro. Kryzys zaufania wpłynął znacząco nie tylko na wielkość badanych spreadów, ale i ich dynamikę, wobec czego zdecydowaliśmy się na zakończenie I okresu 7 sierpnia 2007 roku.
- II okres (od 8 sierpnia 2007 do 5 września 2008 roku) to okres narastającego kryzysu zaufania na rynku amerykańskim i rynkach europejskich. Kłopoty finansowe kolejnych dużych instytucji finansowych (m.in. Northern Rock, Bear Stearns) prowadziły do jego konsekwentnego pogłębiania. Interwencje banków centralnych i pomoc rządowa oferowana stojącym na progu bankructwa instytucjom prowadziły tylko do krótkofalowej obniżki badanych spreadów, które szybko powracały na ścieżkę wzrostową. Okres kończymy 7 września 2008 roku, gdy największe instytucje rynku hipotecznego USA, Fannie Mae i Freddie Mac, zostały przejęte przez rząd federalny. Był to moment gwałtownego wzrostu spreadów, który został dodatkowo spotęgowany przez upadek banku Lehman Brothers – czwartego co do wielkości banku inwestycyjnego w Stanach Zjednoczonych.
- III okres (od 5 września 2008 do 27 maja 2009 roku) wiąże się z eskalacją kryzysu. Wspomniana nacjonalizacja dwóch największych instytucji rynku hipotecznego – Fannie Mae oraz Freddie Mac, a przede wszystkim następujący niedługo

po tym upadek banku Lehman Brothers, doprowadziły do obniżenia zaufania do niespotykanego wcześniej poziomu. Po tym ostatnim wydarzeniu obserwowalne było także przeniesienie kryzysu zaufania do Polski. Utrzymywał się on długo na polskim rynku międzybankowym, pomimo wprowadzenia przez Narodowy Bank Polski „Pakietu Zaufania”. Uspokojenie nastrojów na rynku polskim przyszło dopiero pod koniec maja 2009 roku, kiedy w NBP zdecydowano się na obniżenie rezerwy obowiązkowej do poziomu 3%. Wydarzenie to pokrywa się z podjęciem przez EBC decyzji o rozpoczęciu skupu denominowanych w euro i zarazem wyemitowanych w strefie euro zabezpieczonych obligacji. Decyzje te przyczyniają się to do wzrostu zaufania pomiędzy bankami.

- IV okres (od 28 maja 2009 do 23 kwietnia 2010 roku) jest okresem, podczas którego na rynkach nastąpiła względna stabilizacja. Badane spready ulegały dalszym spadkom. Gdy 23 kwietnia Grecja wystąpiła o uruchomienie pierwszego pakietu pomocowego, co było pierwszym zwiastunem kryzysu zadłużeniowego w tym kraju, spread LIBOR-OIS dla euro zareagował dynamicznym wzrostem.
- V okres (od 24 kwietnia 2010 do 13 czerwca 2011 roku) jest okresem rozwijającego się kryzysu zadłużenia, którego skutki odbiły się także na kondycji sektorów bankowych na rynkach, z racji znacznego udziału obligacji skarbowych zagrożonych państw w portfelach poszczególnych banków. Dzięki szybkiej reakcji Unii Europejskiej oraz Międzynarodowego Funduszu Walutowego wzrost niepokoju na rynkach międzybankowych nie był znaczący. Wartość spreadów LIBOR-OIS nie zmieniła się istotnie, ale napływ informacji dotyczących sytuacji w Grecji spowodował duży wzrost ich zmienności. Gdy 13 czerwca 2011 rating Grecji został obniżony do „śmieciowego” poziomu CCC, spread LIBOR-OIS dla euro zaczęły szybko rosnąć. Wzrost obserwowalny był także dla spreadu LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego. Z tego powodu na dniu 13 czerwca 2011 roku kończymy kolejny okres badawczy.
- VI okres (od 14 czerwca 2011 do 31 grudnia 2011 roku), to okres podwyższonej wartości i zmienności badanych spreadów, co jest efektem coraz mocniej odczuwalnych skutków kryzysu zadłużeniowego. Silnym negatywnym impulsem jest wzrost rentowności 10-letnich włoskich obligacji skarbowych do wartości przekraczającej 7%. Pomimo wysokiej oceny ratingowej Włoch (Standard & Poor’s oceniał wówczas wiarygodność kredytową Włoch na A+), inwestorzy zdawali sobie sprawę, że Włochy są dużym krajem z długiem publicznym przekraczającym 100% PKB. Gdyby Włochy miały problem z wykupem obligacji Unia Europejska i Międzynarodowy Fundusz Walutowy nie byłyby w stanie wygospodarować środków na przywrócenie płynności finansowej temu państwu. Do granicy 7% zbliżało się także oprocentowanie obligacji hiszpańskich. Pod koniec roku Europejski Bank Centralny przeprowadził pierwszą z dwóch planowanych rund 3-letnich operacji refinansujących LTRO (*Long-Term Refinancing Operations*) mających na celu dokapitalizowanie banków komercyjnych. Pozytywne skutki pierwszej transzy operacji były obserwowalne niemal natychmiast.

Z tego powodu na 31 grudnia 2011 roku zdecydowaliśmy się zakończyć kolejny okres.

- VII okres (od 2 stycznia 2012 do 31 maja 2012 roku) jest okresem, na początku którego rozpoczyna się konsekwentna obniżka spreadu LIBOR-OIS dla euro. Dzięki drugiej rundzie operacji LTRO, w ramach której banki pożyczły w sumie 529,5 mld euro (o 40 mld więcej niż w pierwszej rundzie), trend spadkowy spreadów udawało się utrzymać aż do kwietnia 2012 roku, po czym spready dla dolara i euro ustabilizowały się na poziomie 0,3%. Spread WIBOR-OIS zaczął ponownie rosnąć.

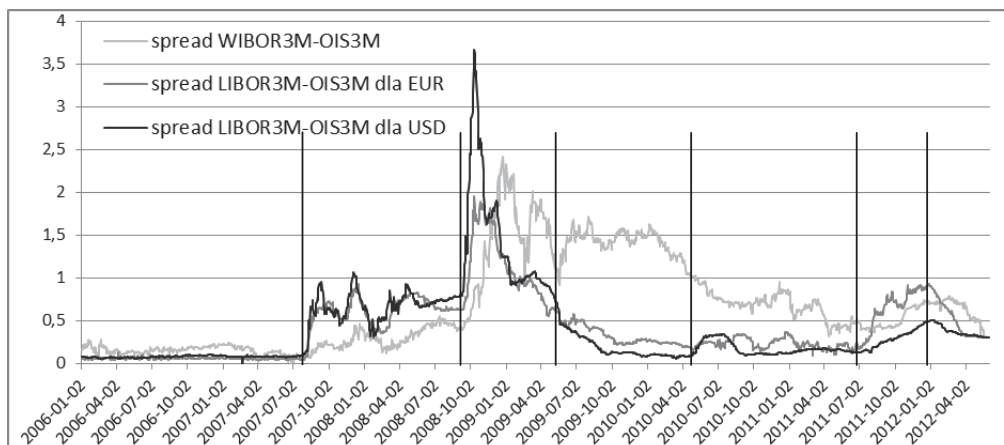
W tabeli 1 przedstawione są statystyki opisowe przyrostów badanych spreadów w poszczególnych podokresach. Charakterystyczną ich cechą jest duże zróżnicowanie zmienności. Największą wartość przyjmuje ona w okresie III, związanym z eskalacją kryzysu zaufania. Co interesujące, przed wybuchem pierwszej fali kryzysu rozkład przyrostów spreadów charakteryzował się większą kurtozą niż po jej wybuchu (wyjątek stanowi spread WIBOR-OIS, w przypadku którego skokowe zmiany w ostatnim okresie wygenerowały wysoką kurtozę). Świadczy to o tym, że przed kryzysem badane spready w większym stopniu reagowały na sygnały płynące z rynku niż po jego wybuchu.

Tabela 1.

Statystyki opisowe przyrostów spreadów pomiędzy oprocentowaniem 3-miesięcznej pożyczki na rynku międzybankowym, a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego w zależności od przyjętego podokresu

	Okres	I	II	III	IV	V	VI	VII
	dłg. próby	403	273	178	230	293	144	109
WIBOR 3M - PLOIS 3M	średnia	-0,00017	0,001259	0,005	-0,00130	-0,00175	0,001076	-0,00147
	odch. std.	0,026028	0,03358	0,128299	0,04607	0,035779	0,016055	0,028409
	skośność	-0,18888	0,206091	0,185129	0,131834	0,173888	-0,13961	-3,41487
	kurtoza	19,2006	5,29226	5,0189	5,22992	6,98539	5,91823	34,6058
LIBOR EUR 3M - EUROIS 3M	średnia	0,000123	0,001903	-0,00091	-0,00125	-0,00011	0,004972	-0,0054
	odch. std.	0,01043	0,02870	0,051370	0,01414	0,02166	0,029426	0,009290
	skośność	0,18431	0,47781	1,1917	0,5938	-0,56012	0,31	-0,71921
	kurtoza	14,2911	6,23366	9,57372	9,63408	10,5581	4,32972	11,4031
LIBOR USD 3M - USDOIS 3M	średnia	0,000161	0,002392	-0,00193	-0,00156	0,00016	0,00251	-0,00177
	odch. std.	0,010291	0,04776	0,086877	0,006362	0,00668	0,005941	0,004138
	skośność	-0,10769	0,86401	0,85835	-0,37663	2,24365	-0,01965	-0,35219
	kurtoza	84,0202	8,90868	9,28944	3,96623	19,6052	7,08461	3,60936

Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 1. Poziomy spreadów pomiędzy 3-miesięczną stopą WIBOR/LIBOR a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego. Na rysunku zaznaczono dodatkowo linie podziału na badane podokresy

Źródło: opracowanie własne.

3. MODELE

Identyfikacji wpływu spreadów LIBOR-OIS dla walut zagranicznych na spread WIBOR-OIS dokonaliśmy poprzez dopasowanie do szeregów ich przyrostów modelu VAR(m)-BEKK(p,q) (por. Engle, Kroner, 1995, Fiszeder, 2009) oraz wyznaczenie w ramach tego modelu funkcji odpowiedzi na impuls oraz funkcji odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej. Dobór struktury modelu wynika z relatywnie łatwej metody wyznaczenia funkcji odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej. Do opisu kształtowania się wektorów

$$Spread_t = [(WIBOR3M - OIS3M)_t, (LIBOR3M - OIS3M)_t^{EUR}, (LIBOR3M - OIS3M)_t^{USD}]',$$

Wykorzystamy więc strukturę VAR (m)-BEKK(p,q) co można zapisać w następujący sposób

$$\begin{cases} A(L)(1-L)Spread_t = y_t, \\ y_t = H_t^{1/2} \varepsilon_t, \\ H_t = C'C + \sum_{l=1}^q F_l' y_{t-l} y_{t-l}' F_l + \sum_{l=1}^p G_l' H_{t-l} G_l, \\ \varepsilon_t \sim iid(0,1,v), \end{cases} \quad (1)$$

gdzie $A(L) = I - A_1L - \dots - A_mL^m$, gdzie I oznacza macierz jednostkową stopnia 3, natomiast macierze C , F oraz G są macierzami o wymiarze 3×3 , przy czym C jest macierzą dolnotrójkątną. Jako wartości początkowe przyjęto następujące macierze:

$$C = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}, F = \begin{bmatrix} 0,1 & 0,1 \\ 0,1 & 0,1 \end{bmatrix}, G = \begin{bmatrix} 0,1 & 0,1 \\ 0,1 & 0,1 \end{bmatrix}.$$

4. FUNKCJA ODPOWIEDZI NA IMPULS

Z punktu widzenia zastosowań modelu VAR niezwykle ważnym pojęciem jest funkcja odpowiedzi na impuls, która umożliwia ocenę jaka jest siła oddziaływania zaburzeń każdego spośród modelowanych szeregów na dowolny modelowany szereg na pewną określoną liczbę dni naprzód. Model VAR(p) zapisany równaniem:

$$x_t = a_0 + \sum_{l=1}^p A_l x_{t-l} + y_t$$

można przedstawić za pomocą równoważnego modelu postaci VMA(∞) postaci:

$$x_t = \mu + \sum_{l=1}^{\infty} B_l y_{t-l} + y_t, \quad (2)$$

gdzie

$$\mu = \left(1 - \sum_{l=1}^p A_l \right)^{-1} a_0,$$

natomiast poszczególne macierze B_l można wyznaczyć przez porównywanie współczynników przy poszczególnych opóźnieniach w równaniu:

$$\left(I - \sum_{l=1}^p A_l L^l \right) \left(I - \sum_{l=1}^{\infty} B_l L^l \right) = I,$$

gdzie I jest macierzą jednostkową (por. Tsay, 2010). W przypadku jednowymiarowym funkcja odpowiedzi na impuls w modelu AR(p) zdefiniowana jest jako funkcja przyporządkowująca liczbie naturalnej l wartość parametru b_l w równoważnym modelu MA(∞) wyrażonym wzorem

$$x_t = \mu + \sum_{l=1}^{\infty} b_l y_{t-l} + y_t.$$

Rozważając model wielowymiarowy musimy pamiętać, że składniki losowe poszczególnych szeregów są ze sobą skorelowane, w związku z czym zdefiniowana w ten sposób funkcja nie miałaby pożądanej interpretacji. Z tego względu dokonuje się dekompozycji Choleskiego macierzy kowariancji $\Sigma = \text{cov}(\varepsilon_t)$ na

$$\Sigma = WUW'$$

gdzie W jest macierzą dolnotrójkątną, natomiast U jest macierzą diagonalną z dodatnimi elementami na diagonalu głównej. Wobec powyższego, macierzą kowariancji wektora $u_t = W^{-1}y_t$ jest macierz U , a więc tworzą go zmienne nieskorelowane. Równanie (2) możemy zapisać w postaci

$$x_t = \mu + \sum_{l=1}^{\infty} B_l W W^{-1} y_{t-l} + W W^{-1} y_t = \mu + \sum_{l=1}^{\infty} B_l W u_{t-l} + W u_t = \mu + \sum_{l=1}^{\infty} B_l^* u_{t-l} + W u_t,$$

gdzie $B_l^* = B_l W$. Funkcję przyporządkowującą liczbie naturalnej l macierz B_l^* nazywamy funkcją odpowiedzi na impuls. Zwykle dokonuje się normalizacji wektora u_t w ten sposób, by jego wariancja była równa 1. Element (i, j) macierzy B_l^* interpretujemy jako wpływ zaburzenia $u_{t,j}$ na wartość $x_{t,i}$ na l kroków naprzód.

Pojęcie funkcji odpowiedzi na impuls można rozszerzyć na przypadek wariancji warunkowej. Postać wielowymiarowego modelu wariancji warunkowej można zamienić na równoważną postać MA dla kwadratów składników losowych. Engle i Kroner (1988) wykazali, że wykorzystany w pracy model BEKK jest szczególnym przypadkiem wprowadzonego przez Bollersleva i in., (1988) modelu VEC. Jest on zdefiniowany za pomocą następującego równania:

$$\text{vec}(H_t) = c + \sum_{l=1}^q A_l \text{vec}(y_{t-l} y_{t-l}') + \sum_{l=1}^p B_l \text{vec}(H_{t-l}),$$

gdzie c jest wektorem parametrów wymiaru $n(n+1)/2$ natomiast A_l oraz B_l są kwadratowymi macierzami parametrów stopnia $n(n+1)/2$. Trzecie równanie w modelu (1) można zapisać w równoważnej reprezentacji VEC, wektoryzując obydwie strony równania i wykorzystując następującą własność macierzy: $\text{vec}(ABC) = (C \otimes A) \text{vec}(B)$, gdzie symbol \otimes oznacza iloczyn Kroneckera. Wówczas otrzymujemy:

$$\text{vec}(H_t) = (C \otimes C)' \text{vec}(I_n) + \sum_{l=1}^q \sum_{k=1}^l (F_k \otimes F_k)' \text{vec}(y_{t-l} y_{t-l}') + \sum_{l=1}^p \sum_{k=1}^l (G_k \otimes G_k)' \text{vec}(H_{t-l}). \quad (3)$$

Oznacza to, że model BEKK jest równoważny modelowi VEC, w którym za macierze A_l podstawmy $\sum_{k=1}^l (F_k \otimes F_k)'$, natomiast za B_l podstawiamy $\sum_{k=1}^l (G_k \otimes G_k)'$. Model opisany równaniem (3) można zapisać w reprezentacji VARMA. Przyjmując oznaczenia $A_l = \sum_{k=1}^l (F_k \otimes F_k)'$ oraz $B_l = \sum_{k=1}^l (G_k \otimes G_k)'$ otrzymujemy następujące równanie

$$\text{vec}(y_t y_t') = (C \otimes C)' \text{vec}(I_n) + \sum_{l=1}^{\max(p,q)} (A_l + B_l) \text{vec}(y_{t-l} y_{t-l}') + \sum_{i=1}^p B_i u_{t-i} + u_t,$$

gdzie $u_t = y_t y_t' - H_t$ jest wektorowym białym szumem (por. Engle, Kroner, 1995; Stelzer, 2008). Powyższy model można zapisać w następującej reprezentacji VMA(∞).

$$\text{vec}(y_t y_t') = \text{vec}(H) + \sum_{l=0}^{\infty} \phi_l u_{t-l},$$

gdzie H jest macierzą bezwarunkowej kowariancji, a ponadto $\phi_0 = I$ oraz $\phi_l = -B_l + \sum_{k=1}^l (A_k + B_k) \phi_{l-k}$ (por. Hafner, Herwartz, 2006; Lütkepohl, 2007). W niniejszej pracy parametry w macierzy ϕ_l , podobnie jak Davidson (2013), interpretujemy jako funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej.

Element (i,j) macierzy ϕ_l interpretujemy jako wpływ kwadratu zaburzenia $u_{t,j}$ na element (i,i) macierzy H_{t+l} który wyraża wariancją warunkową i -tego modelowanego szeregu.

5. BADANIE KIERUNKÓW TRANSMISJI KRYZYSU ZAUFANIA

Identyfikacji zależności występujących w spreadach dokonujemy poprzez dopasowanie do ich przyrostów modelu VAR-BEKK, by następnie za jego pomocą wyznaczyć funkcje odpowiedzi na impuls w średniej i wariancji warunkowej. Pozwoli to wyciągnąć wniosku dotyczące wpływu sytuacji na rynku bankowym w Stanach Zjednoczonych i strefie euro na polski rynek międzybankowy. Obliczenia zostaną dokonane za pomocą programu Time Series Modeling 4.39. Podobne badania zostały przeprowadzone przez Europejski Bank Centralny (EBC, 2008) celem zbadania zależności pomiędzy rozwojem kryzysu zaufania w strefie euro i Stanach Zjednoczonych, przez Imakubo i in. (2008), a także przez Soultanaevę i Strömqvist (2009), które zbadaly mechanizm transmisji kryzysu zaufania do Szwecji.

Aby uniknąć identyfikacji pozornych reakcji na impulsy, zależności, które w modelu okazały się statystycznie nieistotne, zostały z niego wyeliminowane. Rząd modelu został dobrany na podstawie kryterium informacyjnego Akaike. Ze względu na wysoką kurtozę charakteryzującą rozkłady poszczególnych szeregów przyrostów spreadów w większości rozważanych okresów jako rozkłady innowacji wykorzystywaliśmy rozkład GED (Nelson, 1990). W niektórych przypadkach modele z rozkładem GED nie osiągały kryterium zbieżności. Wówczas był on zastępowany rozkładem t Studenta (Bollerslev, 1987). Parametry modeli dopasowanych do szeregów przyrostów rozważanych spreadów w poszczególnych podokresach przedstawione są w tabelach 2–8, natomiast otrzymane na podstawie tych modeli funkcje odpowiedzi na impuls przedstawiliśmy na rysunkach 2–14.

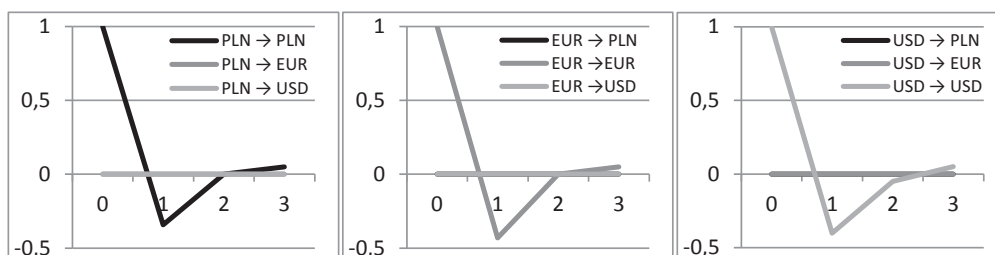
Tabela 2.

Oceny parametrów modelu VAR(3)-BEKK(1,1) dopasowanego do przyrostów spreadów pomiędzy oprocentowaniem 3-miesięcznej pożyczki na rynku międzybankowym, a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego w I rozważanym okresie

κ (GED)	$a_{1,11}$	$a_{1,22}$	$a_{1,33}$	$a_{2,22}$	$a_{2,33}$	$a_{2,11}$	$a_{3,22}$	C_{11}	C_{12}
0,69096 ---	-0,32846 [0]	-0,46636 [0]	-0,39258 [0]	-0,31155 [0]	-0,22797 [0]	-0,15721 [0,005]	-0,15305 [0,007]	0,00729 ---	0,30476 [0,096]
C_{13}	C_{22}	C_{23}	C_{33}	$F_{1,11}$	$F_{1,22}$	$F_{1,33}$	$G_{1,11}$	$G_{1,22}$	$G_{1,33}$
0,18234 [0,135]	0,0029 ---	0,00013 [0,0905]	0,00229 ---	0,21177 [0]	-0,14805 [0,023]	-0,19453 [0]	0,87529 [0]	0,94172 [0]	0,85138 [0]

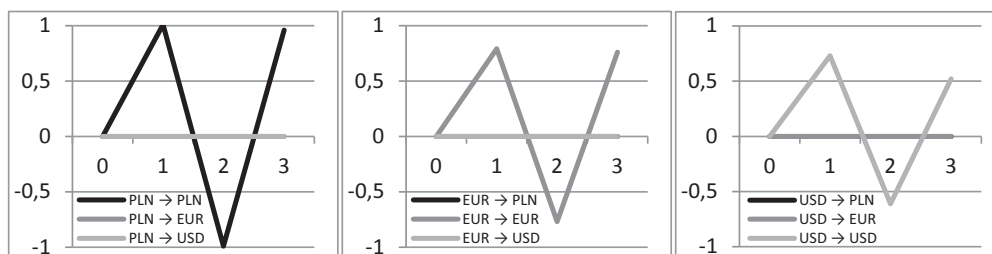
W nawiasach kwadratowych podano p-wartości.

Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 2. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów spreadów w I okresie

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 3. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej spreadów w I okresie

Źródło: opracowanie własne.

Analizując parametry modelu dopasowane do spreadów w I okresie oraz funkcje odpowiedzi na impuls w średniej i wariancji warunkowej obserwujemy brak powiązania pomiędzy spreadami. Parametry C_{21} , C_{31} , C_{32} odpowiedzialne za bezwarunkową kowariancję okazały się statystycznie nieistotne. Nie zidentyfikowano także zależności warunkowych pomiędzy przyrostami spreadów zarówno w średniej, jak i wariancji warunkowej. Wielkości te uzależnione są jedynie od swoich własnych opóźnień, co świadczy o tym, że w pierwszym badanym okresie wszystkie spready kształtowały się względem siebie niezależnie.

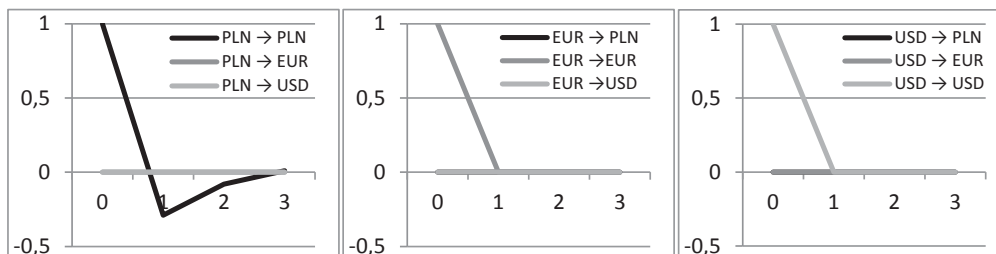
Tabela 3.

Oceny parametrów modelu VAR(2)-BEKK(1,1) dopasowanego do przyrostów spreadów pomiędzy oprocentowaniem 3-miesięcznej pożyczki na rynku międzybankowym, a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego w II rozważanym okresie

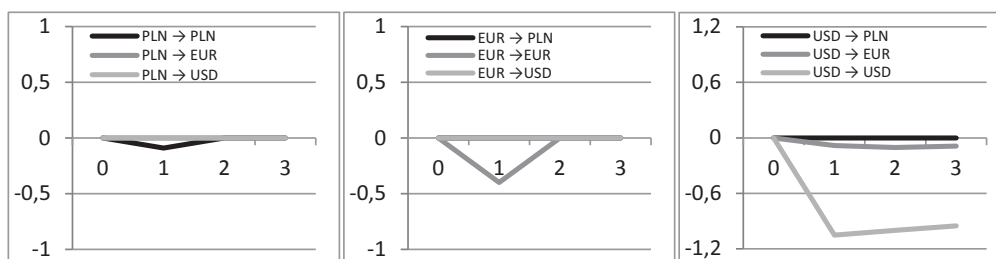
v (Student t)	$a_{1,11}$	$a_{2,11}$	C_{11}	C_{13}	C_{21}	C_{22}
5,50787 -----	-0,2926 [0]	-0,14649 [0,017]	0,00729 -----	0,55586 [0,263]	-0,00456 [0,948]	0,0029 -----
C_{23}	C_{33}	$F_{1,11}$	$F_{1,22}$	$F_{1,33}$	$G_{1,32}$	$G_{1,33}$
0,00015 [0,124]	0,00229 -----	-0,11412 [0,085]	-0,42319 [0,002]	-0,26837 [0,009]	-0,10453 [0,031]	-0,93525 [0]

W nawiasach kwadratowych podano p-wartości.

Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 4. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów spreadów w II okresie
Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 5. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej spreadów w II okresie
Źródło: opracowanie własne.

W drugim badanym okresie obserwujemy wyraźną zmianę w kształtowaniu się dynamiki rozważanych spreadów: słabną zależności liniowe, w dopasowanym do wektora spreadów modelu parametr $a_{3,11}$ jest statystycznie istotny. W przypadku dwóch pozostałych spreadów nie zidentyfikowano żadnych zależności autoregresyjnych. W równaniu wariancji warunkowej, będącej miarą niepewności, uwidacznia się natomiast zależność spreadu LIBOR-OIS dla euro od spreadu LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego, co ma związek z przenikaniem niepewności z rynku międzybankowego w Stanach Zjednoczonych na rynek międzybankowy w strefie euro. Model nie wykazał żadnego oddziaływania na rynek Polski, chociaż w tym okresie dał się już zaobserwować wzrost spreadu WIBOR-OIS. Nie był on jednak tak gwałtowny jak w przypadku dwóch pozostałych walut.

W trzecim rozważanym okresie, związanym głównie z upadkiem banku Lehman Brothers i wydarzeniami, które nastąpiły krótko po nim, nastąpił ogromny spadek zaufania, o czym świadczy olbrzymi wzrost wszystkich trzech rozważanych spreadów. Pomimo to model oraz otrzymane w jego ramach funkcje odpowiedzi na impuls nie wykazały żadnych zależności ani w średniej, ani w wariancji warunkowej, co świadczy o niezależnym kształtowaniu się wszystkich badanych spreadów. Wynika to z faktu, że choć wydarzenia związane z upadkiem Lehman Brothers niewątpliwie wywarły wpływ na sektory bankowe wszystkich trzech gospodarek, to skala zagroże-

Tabela 4.

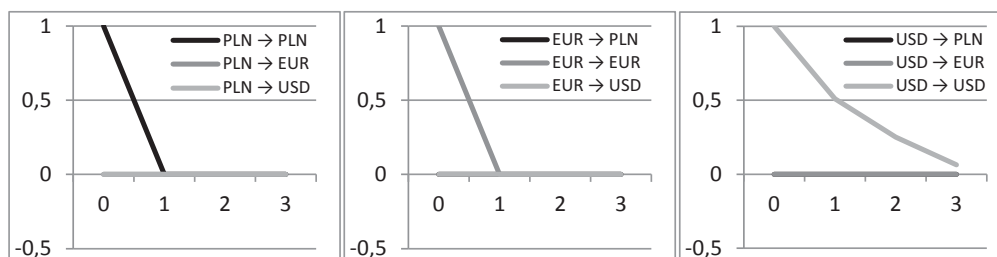
Oceny parametrów modelu VAR(1)-BEKK(3,0) dopasowanego do przyrostów spreadów pomiędzy oprocentowaniem 3-miesięcznej pożyczki na rynku międzybankowym, a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego w III rozważanym okresie

κ (GED)	$a_{1,33}$	C_{11}	C_{12}	C_{13}	C_{22}	C_{23}	C_{33}
0,73604 -----	0,51047 [0]	0,05033 -----	0,16216 [0,304]	0,40609 [0,187]	0,01769 -----	0,38689 [0,191]	0,00971 -----
$F_{1,11}$	$F_{1,22}$	$F_{1,33}$	$F_{2,11}$	$F_{2,22}$	$F_{2,33}$	$F_{3,11}$	$F_{3,22}$
0,22692 [0,045]	-0,4139 [0]	-0,29343 [0,007]	0,43282 [0,001]	0,1719 [0,218]	0,37582 [0,006]	0,26585 [0,002]	0,44534 [0,003]

W nawiasach kwadratowych podano p-wartości.

Źródło: obliczenia własne.

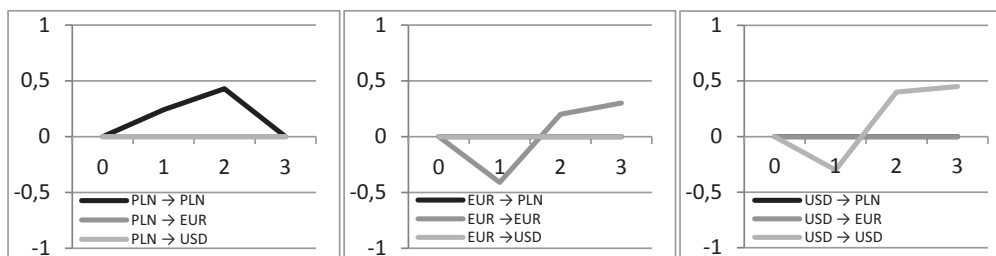
nia związana z tymi wydarzeniami w każdej z nich była inna. W Stanach Zjednoczonych wystąpiła realna groźba lawiny upadków banków – wierzycieli Lehman Brothers osłabionych już silnie poprzez zaangażowanie na rynku papierów powiązanych z kredytami subprime. Dlatego, jak można zaobserwować na rysunku 1, reakcja spreadu LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego była natychmiastowa. Spread LIBOR-OIS dla euro wzrasta z pewnym opóźnieniem i nie tak intensywnie, co wynika z mniejszego zaangażowania banków ze strefy euro na rynku kredytów euro i praktycznie braku zobowiązań banku Lehman Brothers wobec tych banków². Spread WIBOR-OIS reaguje znacznie mniej dynamicznie, jako że polskie banki nie były zaangażowane na rynku papierów subprime, a głównym problemem, z jakim musiał się zmagać sektor, była utrata zaufania banków do siebie nawzajem.



Rysunek 6. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów spreadów w III okresie

Źródło: opracowanie własne.

² Według danych opublikowanych w raporcie upadłościowym Lehman Brothers, w trzydziestce największych wierzycieli Lehman Brothers znajduje się tylko 6 banków europejskich, które w momencie upadku banku zdeponowały w nim 650 mln dolarów. Łączne zobowiązania Lehman Brothers szacowane są na 322 mld dolarów.



Rysunek 7. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej spreadów w III okresie

Źródło: opracowanie własne.

W czwartym badanym okresie, w którym kryzys zaufania stopniowo słabnie, pojawia się zależność pomiędzy warunkowymi wariancjami spreadów LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego oraz euro. Jak już wspomnieliśmy, jest to jednocześnie okres pierwszych sygnałów kryzysu fiskalnego państw Europy Południowej. W okresie tym instytucje finansowe odzyskując powoli zaufanie do siebie nawzajem, bardzo uważały na sygnały napływające z innych rynków. W ten sposób rosnąca nerwowość na rynku międzybankowym w Stanach Zjednoczonych przekładała się natychmiast na rosnącą nerwowość w strefie euro i odwrotnie. Jednocześnie obserwujemy całkowicie niezależne ukształtowanie się dynamiki spreadu WIBOR-OIS.

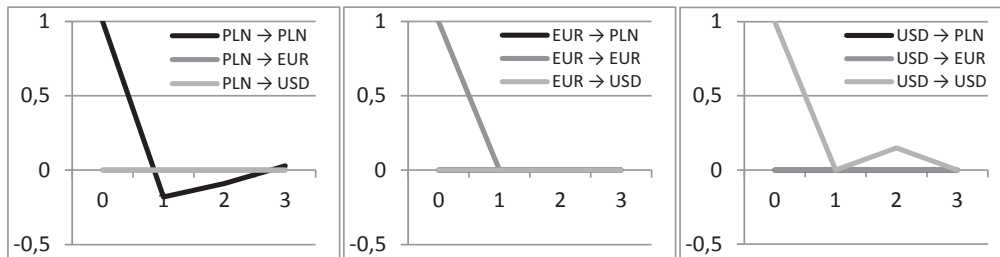
Tabela 5.

Oceny parametrów modelu VAR(1)-BEKK(3,0) dopasowanego do przyrostów spreadów pomiędzy oprocentowaniem 3-miesięcznej pożyczki na rynku międzybankowym, a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego w IV rozważanym okresie

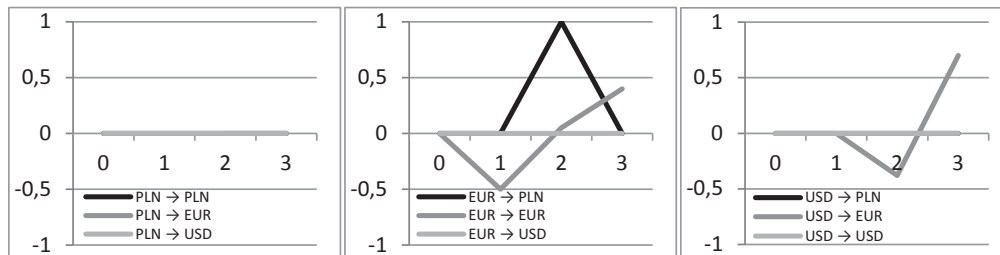
κ (GED)	$a_{1,11}$	$a_{2,11}$	$a_{2,33}$	C_{11}	C_{21}	C_{22}	C_{31}	C_{32}
1,32017 -----	-0,18186 [0,013]	-0,12641 [0,031]	0,16019 [0,044]	0,03465 -----	0,03309 [0,823]	0,00468 -----	0,09614 [0,23]	-0,00354 [0,976]
	C_{33}	$F_{1,22}$	$F_{2,12}$	$F_{2,23}$	$F_{2,32}$	$F_{3,21}$	$F_{3,22}$	$F_{3,23}$
	-0,46745 -----	-0,46745 [0]	0,99772 [0]	-0,43257 0[0,013]	-0,11817 [0,001]	-0,09344 [0,001]	0,30139 [0,025]	0,67676 [0,003]

W nawiasach kwadratowych podano p-wartości.

Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 8. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów spreadów w IV okresie
Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 9. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej spreadów w IV okresie
Źródło: opracowanie własne.

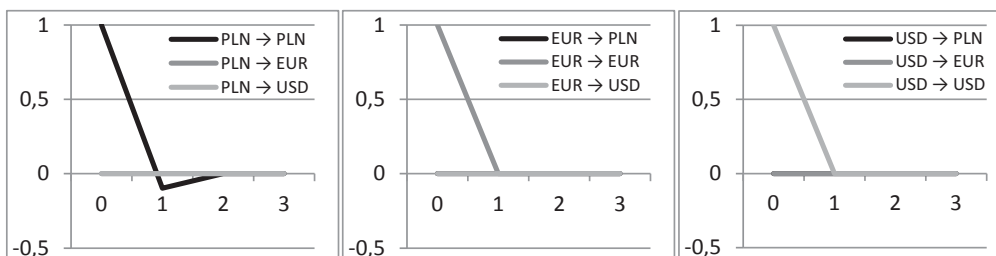
Tabela 6.

Oceny parametrów modelu VAR(1)-BEKK(1,0) dopasowanego do przyrostów spreadów pomiędzy oprocentowaniem 3-miesięcznej pożyczki na rynku międzybankowym, a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego w V rozważanym okresie

κ (GED)	$a_{2,11}$	$a_{3,22}$	C_{11}	C_{12}	C_{13}	C_{22}
0,713 -----	-0,09792 [0,003]	-0,0334 [0,001]	0,01695 -----	0,11861 [0,105]	0,02312 [0,768]	0,01053 -----
C_{23}	C_{33}	$F_{1,11}$	$F_{1,22}$	$F_{1,33}$	$F_{2,22}$	$F_{2,33}$
0,0561 [0,515]	0,00197 -----	0,99772 [0]	-0,43257 [0,013]	-0,09344 [0,001]	0,30139 [0,025]	0,67676 [0,003]

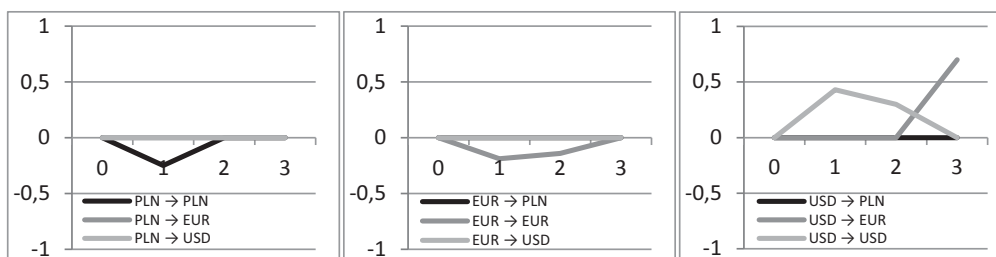
W nawiasach kwadratowych podano p-wartości.

Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 10. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów spreadów w V okresie

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 11. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej (VIRF) spreadów w V okresie

Źródło: opracowanie własne.

W piątym badanym okresie, wobec rozwoju kryzysu fiskalnego, zmienność spreadu LIBOR-OIS dla euro znacząco wzrasta. Niepokojące sygnały ze strefy euro nie znalazły odzwierciedlenia w zachowaniu pozostałych spreadów. Wszystkie parametry wyrażające wzajemne powiązania pomiędzy spreadami pozostały statystycznie nieistotne. Spread WIBOR-OIS kontynuuje trend spadkowy, natomiast spread LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego, początkowo zaburzony przez konsekwencje wycieku ropy naftowej z platformy wiertniczej w Zatoce Meksykańskiej, stabilizuje się na stałym poziomie.

W szóstym rozważanym okresie obserwujemy dwa krótkookresowe wzrosty wariancji warunkowej. Pierwszy z nich wiąże się z obniżeniem przez Standard & Poor's ratingu USA do AA+ w dniu 5 sierpnia 2011, drugi z przekroczeniem przez włoskie obligacje 10-letnie 7-procentowego progu rentowności w dniu 9 listopada 2011 roku. Wydarzenia te w największym stopniu odbijają się na spreadzie LIBOR-OIS dla euro. Z pewnym opóźnieniem reaguje spread WIBOR-OIS, natomiast spread LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego nie reaguje w ogóle. Zastosowany model wielowymiarowy nie pozwolił na zidentyfikowanie jakichkolwiek zależności pomiędzy spreadami w tym okresie.

Z początkiem 2012 roku po przeprowadzeniu pierwszej z dwóch planowanych przez EBC rund operacji LTRO zmienność wszystkich spreadów maleje i stabilizuje się. Wszystkie parametry modelu BEKK, które opisywały wariancję warunkową tych spreadów, są statystycznie nieistotne, co świadczy o braku efektu ARCH w tych szeregach (potwierdziły to przeprowadzone niezależnie testy Engle'a (1982) i McLeod-Li (1983)). Model pokazał, że spready w dalszym ciągu kształtują się w sposób niezależny.

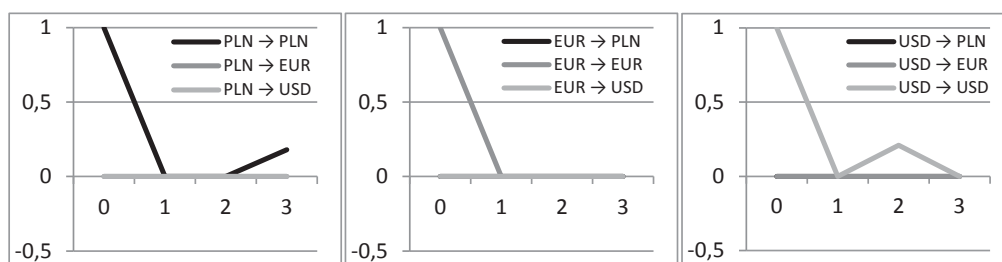
Tabela 7.

Oceny parametrów modelu VAR(3)-BEKK(1,0) dopasowanego do przyrostów spreadów pomiędzy oprocentowaniem 3-miesięcznej pożyczki na rynku międzybankowym, a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego w VI rozważanym okresie

κ (GED)	$a_{3,11}$	$a_{2,33}$	C_{11}	C_{12}	C_{13}
1,13639 -----	0,18024 [0,01]	0,25472 [0,001]	0,10329 -----	0,07043 [0,434]	-0,02037 [0,822]
C_{22}	C_{23}	C_{33}	$F_{2,11}$	$F_{2,22}$	$F_{1,33}$
0,14335 -----	0,16045 [0,312]	0,06337 -----	-0,26852 [0,066]	-0,34158 [0,005]	-0,4533 [0]

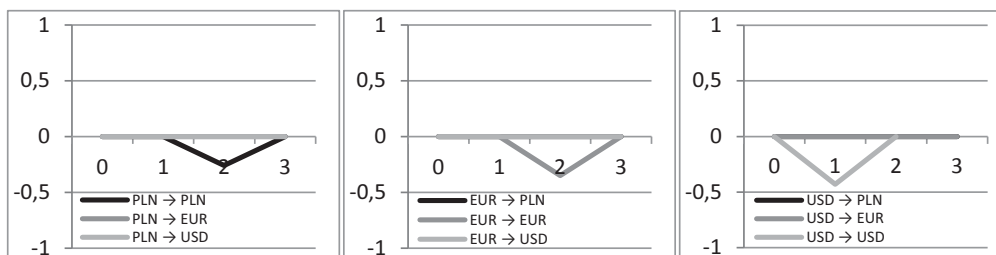
W nawiasach kwadratowych podano p-wartości.

Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 12. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów spreadów w VI okresie

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 13. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej spreadów w VI okresie

Źródło: opracowanie własne.

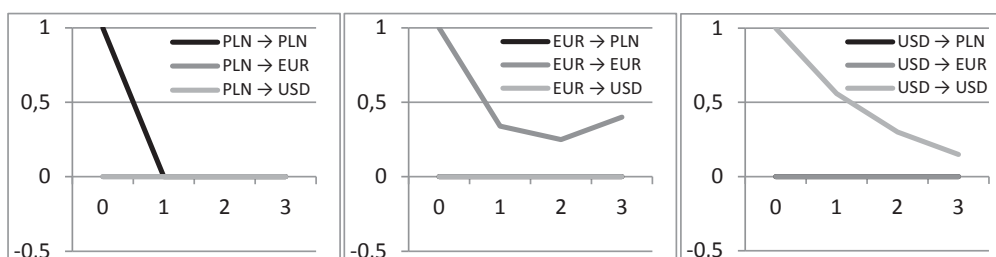
Tabela 8.

Oceny parametrów modelu VAR(3)-BEKK(1,0) dopasowanego do przyrostów spreadów pomiędzy oprocentowaniem 3-miesięcznej pożyczki na rynku międzybankowym, a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego w VII rozważanym okresie

v (Student)	$a_{1,22}$	$a_{2,22}$	$a_{3,22}$	$a_{1,33}$	C_{11}
4,80873 -----	0,34884 [0]	0,13073 [0,028]	0,25831 [0]	0,5487 [0]	0,01713 -----
C_{13}	C_{21}	C_{22}	C_{23}	C_{33}	
-0,0804 [0,487]	-0,19474 [0,082]	0,00528 -----	0,20254 [0,238]	0,00315 -----	

W nawiasach kwadratowych podano p-wartości.

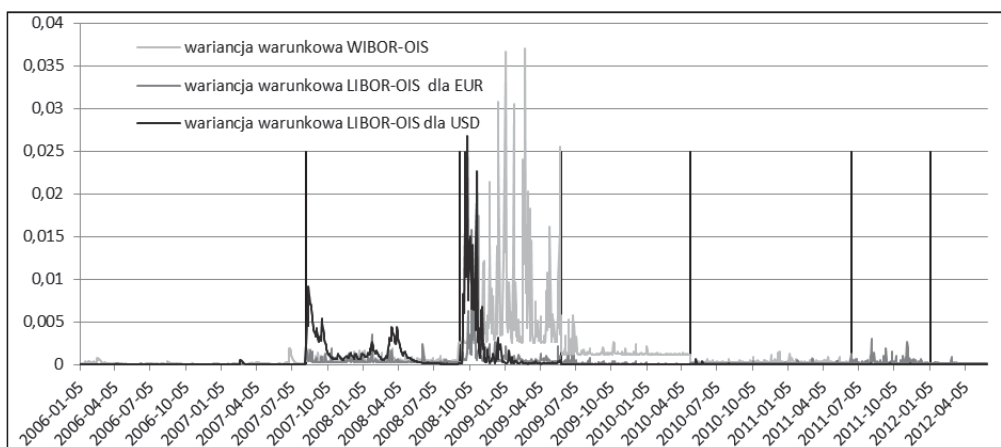
Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 14. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów spreadów w VII okresie

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 15 przedstawiony jest wykres wariancji warunkowej otrzymanej za pomocą dopasowanych modeli BEKK. Pokazuje on, że nerwowość rynku jest oddana nie tylko przez wielkość spreadów, ale także ich dynamikę. W drugim spośród rozważanych okresów obserwujemy znaczny wzrost dynamiki spreadów LIBOR-OIS dla euro i dolara amerykańskiego w przededniu nacjonalizacji Northern Rock oraz sprzedaży banku Bear Stearns holdingowi GP Morgans. Jednocześnie da się zauważyć wpływ tych wydarzeń na dynamikę spreadu WIBOR-OIS. Na początku trzeciego rozważanego okresu obserwujemy znaczący wpływ upadku banku Lehman Brothers na wariację warunkową spreadu LIBOR-OIS dla dolara i euro. Dynamiczne zmiany spreadu WIBOR-OIS wiążą się z dużą niepewnością co do kształtowania się stawki POLONIA³, która wobec rozwoju kryzysu zaufania w znacznym stopniu odbiega od stopy referencyjnej. Duża zmienność stawki POLONIA implikuje również wzrost zmienności stawek OIS. Na początku czwartego rozważanego okresu wariacje spreadów stabilizują się na stałym poziomie. Wahania wariacji spreadów w piątym rozważanym okresie wiążą się z pojawiającymi się symptomami kryzysu fiskalnego. Można też zauważyć, że poszczególne skoki w wariacji warunkowej spreadów WIBOR-OIS oraz LIBOR-OIS dla euro pokrywają się z datami obniżenia ratingów państw o wysokim poziomie zadłużenia. Można tu wymienić m.in. zmianę



Rysunek 15. Wariacje warunkowe spreadów pomiędzy 3-miesięczną stopą WIBOR/LIBOR a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego

Na rysunku zaznaczono dodatkowo podział na badane podokresy.

Źródło: opracowanie własne.

³ Stawka POLONIA określa oprocentowanie depozytów złotych udzielonych lub przyjętych w terminie overnight na rynku międzybankowym. Jest wyznaczana jako średnia ważona transakcji zawartych do godziny 16 przez 21 banków ją kwotujących.

perspektywy Hiszpanii ze stabilnej na negatywną przez Fitch 4 marca 2011 roku oraz sukcesywne obniżki ratingu Grecji w maju i czerwcu 2011.

6. ZAKOŃCZENIE

Przeprowadzone badanie pokazało, że przez większą część badanego okresu spread WIBOR-OIS nie był uzależniony od dwóch rozważanych spreadów LIBOR-OIS. Wyjątek stanowił jedynie okres IV, wiążący się ze stopniowym narażaniem kryzysu zadłużeniowego w państwach Europy Południowej. W okresie tym uwidocznił się dodatni wpływ wariancji warunkowej spreadu LIBOR-OIS dla euro na wariancję warunkową spreadu WIBOR-OIS. Wiele istotnych wydarzeń związanych z kryzysem wywarło wpływ na wariancję warunkową spreadu WIBOR-OIS. Wobec powyższego nie można przyjąć hipotezy postulującej brak przenikania impulsów związanych z kryzysem do Polski. Wpływ rynku amerykańskiego na rynek polski niewątpliwie wystąpił, choć był on słabszy niż w przypadku państw strefy euro. Już przedstawiona na rysunku 1 dynamika spreadów pokazuje, że kryzys przenika na polski rynek międzybankowy ze znacznym opóźnieniem. Otrzymany rezultat jest zgodny z tezami stawianymi w raporcie NBP (2009), gdzie szczegółowo przeanalizowano ukształtowanie się sytuacji w Polsce wobec pierwszej odsłony światowego kryzysu finansowego. Do podobnych wniosków dojść możemy analizując drugą odsłonę kryzysu.

Silne zależności pomiędzy spreadami LIBOR-OIS dla dolara i euro uwidaczniają się w okresie II, związanym z rozwojem kryzysu subprime (wpływ wariancji warunkowej spreadu LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego na wariancję warunkową spreadu LIBOR-OIS dla euro) oraz IV (wzajemne zależności pomiędzy wariancją warunkową spreadu LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego i euro).

LITERATURA

- Bollerslev T., (1987), A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return, *Review of Economics and Statistics*, 69, 542–547.
- Bollerslev T., Engle R. F., Wooldridge J. M., (1988), A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances, *Journal of Political Economy*, 96, 116–131.
- Davidson J., (2013), *Time Series Modelling* 4.39, www.timeseriesmodeling.com. Pobrano 09.11.2013.
- Engle R. F., (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50, 987–1007.
- Engle R., Kroner F., (1995), Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, *Econometric Theory*, 11, 122–150
- EBC, (2008), *Financial Stability Review, Box 3 Transmission of US Dollar and Pound Sterling Money Market Tensions to EUR Money Markets*, December.
- Fiszeder P., (2009), *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.

- Hafner C. M., Herwartz H., (2006), Volatility Impulse Responses for Multivariate GARCH Models: An Exchange Rate Illustration, *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, 25 (5), August, 719–740.
- Imakubo K., Kimura T., Nagano T., (2008), Cross-Currency Transmission of Money Market Tensions, *Bank of Japan Review*, July, 1–11.
- Kliber A., Płuciennik P., (2011), An Assessment of Monetary Policy Effectiveness in POLONIA Rate Stabilization During Financial Crisis, *Bank i Kredyt*, 42 (4), 5–30.
- Lütkepohl H., (2007), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer Berlin Heidelberg New York.
- McAndrews J., Sarkar A., Wang Z., (2009), *The Effect of the Term Auction Facility on the London InterBank Offered Rate*, Staff Reports, 335, Federal Reserve Bank of New York.
- McLeod A. I., Li W. K., (1983), Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared Residual Autocorrelations. *Journal Time Series Analysis*, 4, 269–273.
- Nelson D. B., (1990), ARCH Models as Diffusion Approximations, *Journal of Econometrics*, 45, 7–38.
- NBP, (2009), *Polska wobec światowego kryzysu gospodarczego*, Warszawa.
- Poskitt R., (2011), *Do Liquidity or Credit Effects Explain the Behavior of the LIBOR-OIS Spread?* Department of Accounting and Finance, University of Auckland, New Zealand
- Sengupta R., Yu M. T., (2008), The LIBOR-OIS Spread as a Summary Indicator, *Economic Synopses*, 25, Federal Reserve Bank of St. Louis, 1–1.
- Schwarz K., (2009), *Mind the Gap: Disentangling Credit and Liquidity in Risk Spreads*, Working Paper of University of Pennsylvania Wharton School of Business.
- Soultanaeva A., Strömquist M., (2009), The Swedish Money Market Risk Premium – Experiences from the Crisis, *Economic Review*, 3, 5–35.
- Stelzer R., (2008), On the Relation between the VEC and BEKK Multivariate GARCH Models, *Econometric Theory*, 24, 1131–1136,
- Thornton D. L., (2009), What the Libor-OIS Spread Says, *Economic Synopses*, 24, Federal Reserve Bank of St. Louis, 1–2.
- Tsay R. S., (2010), *Analysis of Financial Time Series*, Wiley.

CHARAKTERYSTYKA PRZENIKANIA KRYZYSU NA RYNEK MIĘDZYBANKOWY W POLSCE
NA PODSTAWIE ANALIZY 3-MIESIĘCZNYCH SPREADÓW WIBOR-OIS ORAZ LIBOR-OIS
DLA DOLARA AMERYKAŃSKIEGO I EURO

Streszczenie

Spready pomiędzy stopą procentową LIBOR oraz stawką kontraktu OIS o tym samym terminie zapadalności są dobrym miernikiem kondycji rynku międzybankowego. W niniejszym artykule zostały one wykorzystane celem wyznaczenia kierunków przenikania kryzysu subprime oraz kryzysu zadłużeniowego pomiędzy Stanami Zjednoczonymi, strefą euro i Polską. Analiza została oparta o modele VAR-BEKK oraz wyznaczone za ich pomocą funkcje odpowiedzi na impuls w średniej i wariancji warunkowej.

Słowa kluczowe: modele VAR, modele BEKK, funkcja odpowiedzi na impuls, spready LIBOR-OIS

THE CHARACTERISTICS OF CRISIS TRANSMISSION TO POLISH INTERBANK MARKET
ON THE BASIS OF 3-MONTH WIBOR-OIS AND LIBOR-OIS SPREADS FOR AMERICAN
DOLLAR AND EURO

A b s t r a c t

Spreads between the LIBOR rate and fixed rate of the OIS contract of the same maturity are good indicators of respective interbank markets condition. In this article their dynamics is used to determine directions of subprime and debt crises transmission among the interbank markets of the United States, the euro zone and Poland. In our analysis we used VAR-BEKK models and determined impulses response in conditional mean and conditional variance processes.

Keywords: VAR models, BEKK models, impulse response function, LIBOR-OIS spread