

Wpływ światowego kryzysu gospodarczego na sytuację w polskim sektorze bankowym

Piotr Pluciennik*

Streszczenie: Spread pomiędzy stopą procentową LIBOR a stałą stopą kontraktu OIS o tym samym czasie zapadalności jest miernikiem kondycji sektora bankowego. W cyklicznych raportach o stabilności systemu finansowego w analogiczny sposób wykorzystuje się spread pomiędzy stopą WIBOR 3M a kontraktem OIS. Parametryczne modele z przełączaniem typu Markowa umożliwiły dokonanie identyfikacji reżimów, z których jeden można utożsamiać z dobrą kondycją sektora bankowego, a drugi z kondycją osłabioną z racji kryzysu hipotecznego oraz kryzysu zadłużeniowego w państwach Europy Południowej. Dzięki temu można zidentyfikować momenty, w których skutki kryzysu stały się odczuwalne w polskim sektorze bankowym. Modele z przełączaniem typu Markowa pozwolą także na dokładny opis zmienności warunkowej spreadu, którą można interpretować jako miarę niepewności co do przyszłego ukształtowania się sytuacji w sektorze bankowym w Polsce.

Słowa kluczowe: modele GARCH, modele z przełączaniem typu Markowa, spread WIBOR-OIS, światowy kryzys gospodarczy

Wprowadzenie

Światowy kryzys gospodarczy, który rozpoczął się w 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 drugiej 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

* dr Piotr Pluciennik, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, e-mail: pplucien@amu.edu.pl

(zob. 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, chociażby ze względu na fakt, że polskie banki nie były w posiadaniu tzw. toksycznych papierów wartościowych. Struktura depozytów na rynku międzybankowym w Polsce, dążenie banków komercyjnych do przedterminowego wywiązywania się z rezerwy obowiązkowej pokazały, że na polski rynek międzybankowy przeniknął kryzys zaufania. Pogorszenie kondycji polskiego sektora bankowego pokazują także spready WIBOR-OIS (NBP 2009; Kliber, Pluciennik 2012; Pluciennik i in. 2013).

Celem artykułu jest identyfikacja momentu, w którym kryzys hipoteczny w Stanach Zjednoczonych oraz kryzys zadłużeniowy w krajach Europy Południowej przeniknął na polski rynek międzybankowy, oraz określenie tego, jak kształtowała się niepewność co do przyszłej sytuacji na rynku międzybankowym w rozważanym okresie.

Postawiony cel zostanie zrealizowany na podstawie analizy trzymiesięcznego spreadu WIBOR-OIS za pomocą parametrycznych modeli średniej i wariancji warunkowej z przełączaniem typu Markowa. Parametry modelu będą przełączane pomiędzy dwoma reżimami, z czego jeden z reżimów będzie identyfikowany jako okres spokoju, drugi jako okres zawirowań. Analizie zostanie poddana dodatkowo otrzymana za pomocą wyżej wymienionego modelu zmienność warunkowa.

1. Dane

Analizie poddano dzienne przyrosty¹ trzymiesięcznego spreadu WIBOR-OIS, czyli spreadu pomiędzy kosztem trzymiesięcznej niezabezpieczonej pożyczki na rynku międzybankowym a stałą stopą w trzymiesięcznym kontrakcie swap na stawkę POLONIA. Dane pochodzą z okresu od początku 2006 do końca maja 2012 roku.

W opracowaniach Sengupty i Yu (2008), Thorntona (2009), Poskitta (2011), Lewitta (2011) spread LIBOR-OIS jest wykorzystywany jako miara kondycji sektora bankowego. Dokładniej rozumiany jest jako premia za ryzyko kredytowe i płynność. Uzasadnienie tej interpretacji przedstawiono w syntetycznej formie w tabeli 1, porównując ryzyko kredytowe oraz ryzyko płynności kontraktu OIS i niezabezpieczonego depozytu na rynku międzybankowym.

¹ Testy ADF (Said, Dickey 1984), Phillipsa, Perrona (1988) i KPSS (Kwiatkowski i in. 1980) pokazały, że spread WIBOR-OIS jest szeregiem zintegrowanym w stopniu 1. Z tego powodu będą modelowane jego przyrosty.

Tabela 1

Ryzyko kredytowe oraz ryzyko płynności kontraktu OIS i niezabezpieczonego depozytu międzybankowego

	Kontrakt OIS	Niezabezpieczony depozyt międzybankowy
Ryzyko kredytowe	Jest minimalne. Z racji natury instrumentu strony nie angażują kapitału, od którego są naliczane odsetki. Ryzyko wiąże się jedynie z możliwością nieotrzymania należnych różnic w oprocentowaniu	Jest duże. W razie niewypłacalności kontrahenta pożyczkodawca może utracić cały zaangażowany kapitał
Ryzyko płynności	Jest minimalne. Rynki kontraktów OIS w EUR i USD są rynkami płynnymi	Jest duże. Udział pożyczek dłuższych niż 1 miesiąc w całości obrotów rynku międzybankowego jest znikomy. Rynek takich pożyczek w ostatnich latach jest mało płynny

Źródło: opracowanie własne.

Spread WIBOR-OIS jest interpretowany w analogiczny sposób między innymi w przygotowywanych przez NBP cyklicznych raportach o stabilności systemu finansowego. Nie sposób nie zwrócić uwagi na dwie istotne wady tego wskaźnika:

- z racji całkowitego zdominowania polskiego rynku międzybankowego przez depozyty overnight nie mamy możliwości oceny, na ile trzymiesięczna stopa WIBOR odzwierciedla koszt niezabezpieczonej trzymiesięcznej pożyczki na rynku międzybankowym w Polsce²;
- rynek złotych kontraktów OIS jest mało płynny.

Ponieważ nie można utożsamiać sytuacji na polskim rynku międzybankowym w okresie kryzysu hipotecznego w Stanach Zjednoczonych i okresie kryzysu zadłużeniowego w krajach Europy Południowej z tym samym reżimem, a modele z przełączaniem typu Markowa rzadko osiągają kryterium zbieżności dla liczby reżimów większej od 2, model był dopasowywany niezależnie do dwóch podokresów:

- okresu I od początku 2006 do końca 2009 roku obejmującego stopniowy rozwój kryzysu hipotecznego w Stanach Zjednoczonych, jego kulminację – upadek czwarte-go co do wielkości banku inwestycyjnego w Stanach Zjednoczonych, banku Lehman Brothers – oraz stopniowe wygasanie;
- okresu II od początku 2009 do 31 maja 2012 roku obejmującego pierwsze sygnały związane z rosnącym ryzykiem niewypłacalności Grecji, kontrolowane, częściowe bankructwo tego państwa, słabnące zaufanie do obligacji Włoch i Hiszpanii oraz skutki przeprowadzenia przez Europejski Bank Centralny dwóch tur trzyletnich operacji LTRO (*long-term refinancing operations*), które zasiły europejski system bankowy w kwotę ponad 1 bln euro.

² W ostatnich latach struktura depozytów na rynkach międzybankowych w krajach strefy euro i Polski jest zbliżona – przeszło 90% depozytów stanowią depozyty overnight. Na rynkach międzybankowych krajów strefy euro występują depozyty o terminie zapadalności 3 miesiące, podczas gdy w Polsce nie spotyka się z tą formą lokaty kapitału w ogóle. Dzięki temu Schwarz (2009) miała możliwość porównania rzeczywistego kosztu niezabezpieczonej pożyczki na rynku międzybankowym w strefie euro. Rozbieżność po sierpniu 2007 r. wynosiła około 5 punktów bazowych, natomiast wcześniej oscylowała w granicach 1 punktu bazowego.

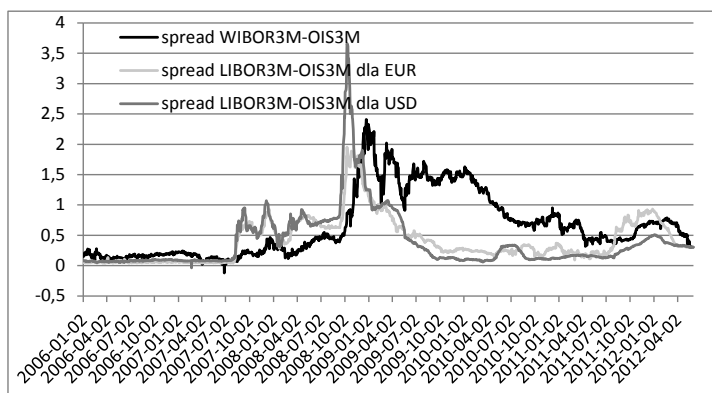
Statystyki opisowe przyrostów spreadu WIBOR-OIS w rozważanym podokresie zostały przedstawione w tabeli 2. Na rysunku 1 pokazano zmieniającą się wartość spreadu WIBOR-OIS oraz spreadów LIBOR-OIS dla walut zagranicznych na tle sytuacji na polskim rynku międzybankowym. Ponadto pokazano nieco odmienne ukształtowanie się spreadu WIBOR-OIS względem spreadów LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego i euro. W szczególności trudno zaobserwować reakcję spreadu WIBOR-OIS na zaprzestanie wypłat z funduszy inwestycyjnych opartych na obligacjach zabezpieczanych kredytami *subprime* przez bank PNB Paribas (9 sierpnia 2007). Ledwie zauważalna jest także reakcja spreadu na kłopoty finansowe kolejnych dużych instytucji finansowych (Northern Rock czy Bear Stearns) w I kwartale 2008 roku. Ponadto spread WIBOR-OIS reaguje znacznie mniej dynamicznie na upadek banku Lehman Brothers (15 września 2008). Wysoki poziom spreadu utrzymuje się też znacznie dłużej względem spreadów LIBOR-OIS dla walut zagranicznych. Po obniżce ratingu Grecji przez agencje ratingowe do śmieciowego poziomu CCC/Caa1 spread LIBOR-OIS dla euro zaczyna rosnąć dynamicznie. Równie szybko reaguje na to wydarzenie spread LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego, choć, co zrozumiałe, jego reakcja nie jest tak silna. WIBOR-OIS reaguje na wydarzenia w Grecji ze znacznym opóźnieniem.

Tabela 2

Statystyki przyrostów trzymiesięcznego spreadu WIBOR-OIS w rozważanych podokresach

	Średnia	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza	Minimum	Maksimum
Okres I	0,001322	0,062167	0,42164	19,884	-0,41	0,425
Okres II	-0,001728	0,031944	-0,18658	11,9203	-0,19	0,17

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 1. Trzymiesięczny spread WIBOR-OIS oraz trzymiesięczne spready LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego i euro

Źródło: opracowanie własne.

Trzeba też wspomnieć, że wykorzystanie spreadów LIBOR-OIS/WIBOR-OIS nie jest wolne od wad. Stawki LIBOR nie są stopami transakcyjnymi. Ich wartości wyznacza się na fixingu organizowanym przez BBA (British Bankers Association). W analogiczny sposób stopy WIBOR wyznacza się na 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, trzeba podkreślić, że 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 była 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 roku 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.

2. Parametryczne modele z przełączaniem typu Markowa

Koncepcja modeli bazujących na prawdopodobieństwach przejść pomiędzy różnymi wektorami parametrów pochodzi od Tonga (1983). Hamilton (1989) zastosował prosty model MSA, w którym wszystkie parametry modelu $AR(p)$ są przełączane między dwoma reżimami. Kilka lat później Hamilton i Susmel (1994) zaproponowali przełącznikowy model ARCH. Przełączane były parametry zarówno w równaniu średniej, jak i wariancji warunkowej. Modele przełącznikowe Markowa bazują na założeniu, że proces s_t , w dowolnym momencie czasowym t przyjmujący liczbę reprezentującą reżim, w którym znajduje się proces generujący dane, jest procesem Markowa rzędu pierwszego. Oznacza to, że dla dowolnego $t \leq T$ jest spełniony warunek

$$P(s_t = j | s_{t-1} = k_{t-1}, s_{t-2} = k_{t-2}, \dots, s_1 = k_1) = P(s_t = j | s_{t-1} = k_{t-1}),$$

a więc reżim bieżący s_t zależy jedynie od reżimu s_{t-1} .

Modele z przełączaniem typu Markowa są obecnie wykorzystywane na szeroką skalę do opisu zwrotów logarytmicznych indeksów i spółek giełdowych, w którym jeden z reżimów wiąże się z reguły z okresami spokoju (niska zmienność), a drugi z okresami zawirowań

(wysoka zmienność). Mogą być przełączane nie tylko parametry w równaniu średniej i wariancji warunkowej, lecz także parametry rozkładu innowacji. W przedstawianym przypadku modelem najbardziej optymalnym okazał się model MS-AR(3)-ARCH(2) dla pierwszego rozważanego okresu oraz MS-ARFIMA(2)-ARCH(1) w przypadku drugiego rozważanego okresu. W obydwu przypadkach przyjęto gaussowski rozkład innowacji. Modele te można przedstawić odpowiednio za pomocą następujących wzorów:

$$\begin{aligned} dsread_t &= a_1(s_t)dsread_{t-1} + a_2(s_t)dsread_{t-2} + a_3(s_t)dsread_{t-3} + y_t, \\ y_t &= \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0,1), \\ \sigma_t^2 &= \omega(s_t) + \alpha_1(s_t)y_{t-1}^2 + \alpha_2(s_t)y_{t-2}^2 \end{aligned} \quad (1)$$

oraz

$$\begin{aligned} (1-L)^{d(s_t)} dsread_t &= a_1(s_t)dsread_{t-1} + a_2(s_t)dsread_{t-2} + y_t, \\ y_t &= \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0,1), \\ \sigma_t^2 &= \omega(s_t) + \alpha_1(s_t)y_{t-1}^2, \end{aligned} \quad (2)$$

gdzie L oznacza operator opóźnienia. Zastosowanie normalnego rozkładu innowacji wynika z faktu, że po wprowadzeniu do modelu dodatkowych zmiennych objaśniających szereg reszt ma skośność bliską 0 oraz kurtozę bliską 3.

Estymacji modeli z przełączaniem typu Markowa dokonuje się za pomocą metody największej wiarygodności. Funkcja logarytmicznej wiarygodności w tym przypadku przyjmie postać:

$$LLF = \sum_{t=m+1}^T \ln \left[\sum_{j=1}^2 f(dsread_t | s_t = j, F_{t-1}; \theta) P(s_t = j | F_{t-1}; \theta) \right],$$

gdzie:

$$f(dsread_t | s_t = j, F_{t-1}; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2(j)}} \exp\left(-\frac{(dsread_t - \mu_t(j))^2}{2\sigma_t^2(j)}\right),$$

gdzie:

$$\mu_t(j) = [a_1(j)dsread_{t-1} + a_2(j)dsread_{t-2} + a_3(j)dsread_{t-3}]$$

i

$$\sigma_t^2(j) = \omega(j) + \alpha_1(j)y_{t-1}^2 + \alpha_2(j)y_{t-2}^2$$

w przypadku modelu (1) oraz

$$\mu_t(j) = [a_1(j)dsread_{t-1} + a_2(j)dsread_{t-2}] - \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(d(j)+1)(-1)^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(-d(j))} L^k dsread_t$$

i

$$\sigma_t^2(j) = \omega(j) + \alpha_1(j)y_{t-1}^2 + \alpha_2(j)y_{t-2}^2$$

w przypadku modelu (2).

Ponadto

$$P(s_t = j | F_{t-1}; \theta) = \sum_{i=1}^2 p_{ij} P(s_t = j | F_{t-1}),$$

$$P(s_t = j | F_t; \theta) = \frac{f(ds_{spread}_t | s_t = j, F_{t-1}; \theta) P(s_t = j | F_{t-1}; \theta)}{\sum_{i=1}^2 f(ds_{spread}_t | s_t = i, F_{t-1}; \theta) P(s_t = i | F_{t-1}; \theta)},$$

gdzie $p_{ij} = P(s_t = j | s_{t-1} = i)$. Jako wartości początkowe $P(s_t = 1 | F_0; \theta)$ oraz $P(s_t = 2 | F_0; \theta)$ przyjmuje się

$$P(s_t = 1) = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}} \text{ oraz } P(s_t = 2) = \frac{1 - p_{11}}{2 - p_{11} - p_{22}},$$

czyli bezwarunkowe prawdopodobieństwa przebywania procesów w pierwszym i drugim reżimie.

3. Wyniki badań empirycznych

W tabelach 2 i 3 przedstawiono odpowiednio dopasowanie modelu (1) do szeregów w pierwszym i drugim rozważanym okresie. Statystycznie nieistotne parametry wykluczono z modelu. Do obliczeń wykorzystano program Time Series Modeling (Davidson 2014).

W obydwu przypadkach reżim 1 jest utożsamiany z niewielką zmiennością warunkową spreadu WIBOR-OIS, a więc okresem stabilnej sytuacji na rynku międzybankowym. Reżim 2 można wiązać z wyższą zmiennością spreadu, a więc okresem niepewności co do dalszego rozwoju sytuacji na rynku międzybankowym. W obydwu przypadkach pierwszy reżim jest trwalszy, tzn. prawdopodobieństwo bezwarunkowe P_{11} jest znacząco wyższe niż P_{22} .

Tabela 3

Dopasowanie modelu (1) do trzymiesięcznego spreadu WIBOR-OIS w pierwszym rozważanym okresie

	Oszacowanie	Błąd standardowy	t statystyka	p-wartość
Reżim 1				
$a_1(1)$	-0,31902	0,03986	-8,004	0
$a_2(1)$	-0,19096	0,0374	-5,106	0
$a_3(1)$	-0,0694	0,03474	-1,998	0,046
$\omega(1)$	0,00047	0,0001	_____	_____
Reżim 2				
$a_1(2)$	-0,1643	0,06998	-2,348	0,019
$\omega(2)$	0,00947	0,0027	_____	_____
$\alpha_2(2)$	0,43529	0,23078	1,886	0,06
	P(. 1)	P(. 2)	Własności reszt:	
P(1.)	0,95439	0,14512	skośność	-0,0989
P(2.)	0,04561	0,85488	kurtoza	3,7095

Źródło: opracowanie własne.

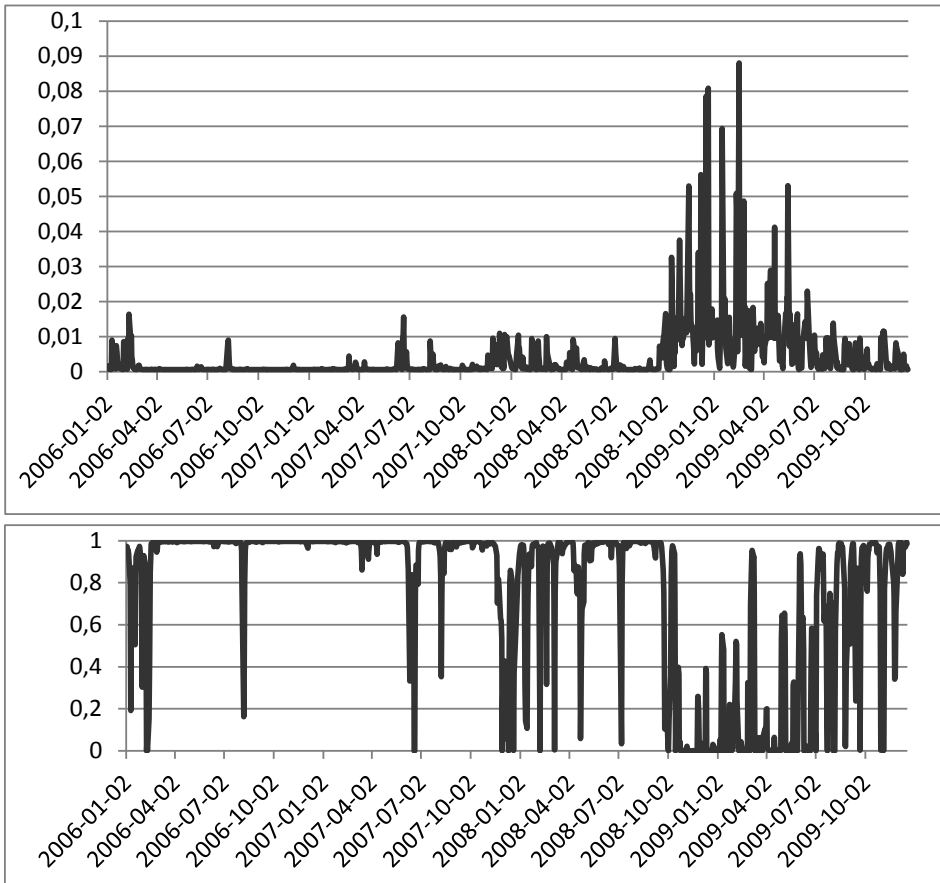
Tabela 4

Dopasowanie modelu (2) do trzymiesięcznego spreadu WIBOR-OIS w drugim rozważanym okresie

	Oszacowanie	Błąd standardowy	<i>t</i> statystyka	p-wartość
Reżim 1				
$a_1(1)$	-0,23837	0,08011	-2,976	0,003
$a_2(1)$	-0,11475	0,04179	-2,746	0,006
$\omega(1)$	0,00037	0,0001	_____	_____
$\alpha_1(1)$	0,23955	0,11834	2,024	0,043
Reżim 2				
$d(2)$	-0,22664	0,10937	-2,072	0,039
$\omega(2)$	0,01119	0,0035	_____	_____
	P(. 1)	P(. 2)	Własności reszt:	
P(1 .)	0,92001	0,29243	skośność	-0,1543
P(2 .)	0,07999	0,70757	kurtoza	3,3263

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 2 przedstawiono proces wariancji warunkowej w pierwszym rozważanym okresie uzyskany za pomocą modelu (1) oraz warunkowe prawdopodobieństwo przebywania procesu w pierwszym reżimie. Jak widać, dynamika spreadu WIBOR-OIS uległa gwałtownej zmianie we wrześniu 2008 roku, kiedy wariancja warunkowa spreadu WIBOR-OIS przyjęła wartości znacznie większe niż w jakimkolwiek wcześniejszym momencie, a prawdopodobieństwo przebywania procesu w pierwszym reżimie spadło do wartości bliskich zeru i pozostało na nim prawie do końca badanego okresu. Znaczący wzrost prawdopodobieństwa pierwszego reżimu był obserwowalny pod koniec 2009 roku. Spread WIBOR-OIS utrzymywał wówczas jeszcze wartość zbliżoną do 1,5 pp, ale jego zmienność znacznie się zmniejszyła. Wcześniejsze ucieczki procesu z pierwszego reżimu wiązały się głównie z okresami sprawozdawczymi, a więc końcem roku bądź półrocza. Są to okresy, w których banki dążą do tego, by wykazać się jak najlepszą pozycją płynnościową, w związku z czym rośnie w nich popyt na płynność. Efekt ten był szczególnie silny pod koniec 2007 roku, gdy sytuacja w amerykańskim sektorze bankowym była już bardzo niepokojąca. Przejście procesu do reżimu 2 było jednak krótkookresowe. Krótkookresowe spadki prawdopodobieństwa reżimu 1 przypadają przed spodziewanymi zmianami stóp procentowych NBP. Czternastego marca 2008 roku jest obserwowalny krótkookresowy spadek warunkowego prawdopodobieństwa przebywania procesu w reżimie 1, który można powiązać z ujawnieniem poważnych problemów banku Bear Stearns, ostatecznie dziewięć dni później przejętego przez holding JP Morgans Chase po bardzo niewygórowanej cenie. Był to jedyny zewnętrzny impuls, który wywarł wpływ na dynamikę spreadu WIBOR-OIS przed upadkiem banku Lehman Brothers. Potwierdza to hipotezę postawioną w raporcie NBP (2009) mówiącą, że kryzys zaufania przeniknął na polski rynek międzybankowy dopiero po upadku banku Lehman Brothers.

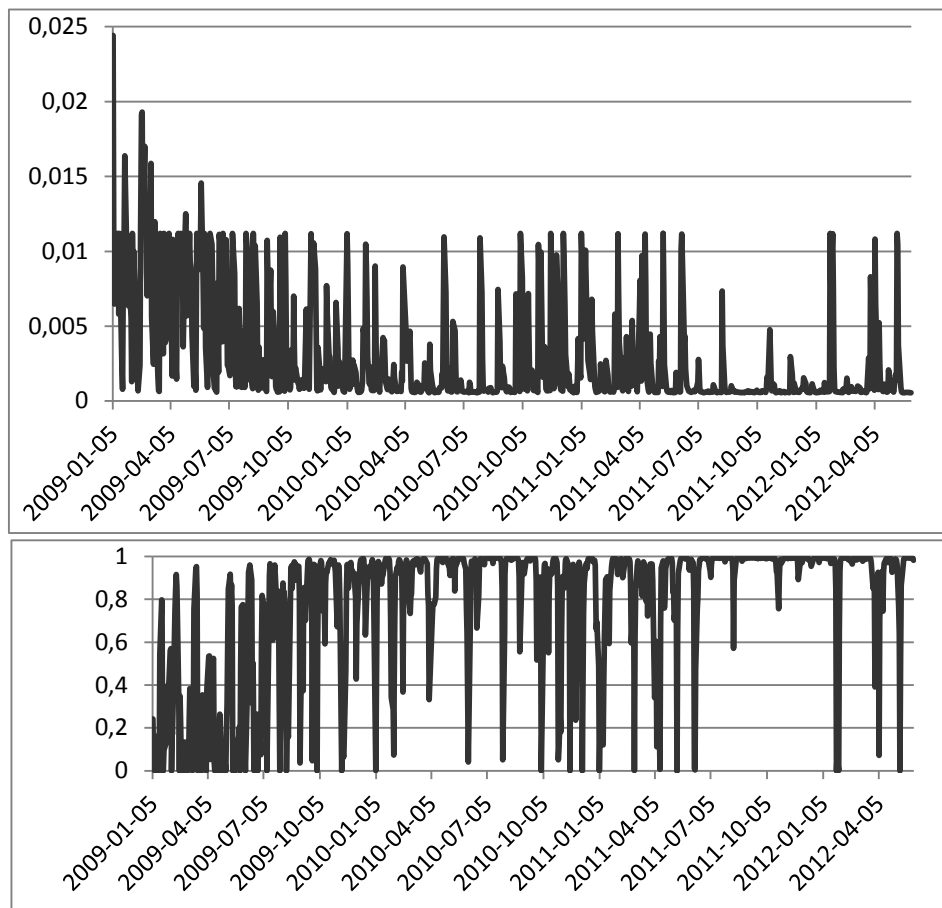


Rysunek 2. Wariancja warunkowa trzymiesięcznego spreadu WIBOR-OIS otrzymana za pomocą modelu (1). Pierwszy rozważany okres

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 3 przedstawiono proces wariancji warunkowej w drugim rozważanym okresie uzyskany za pomocą modelu (2) oraz warunkowe prawdopodobieństwo przebywania procesu w pierwszym reżimie. Można zaobserwować, że w 2009 roku, który był objęty zarówno przez pierwszy, jak i drugi okres badawczy, prawdopodobieństwa warunkowe przebywania procesu w pierwszym reżimie są zbliżone. W kolejnych latach prawdopodobieństwo pierwszego reżimu przez większość czasu przyjmuje wartość bliską 1, choć występuje duża liczba krótkich okresów, w których prawdopodobieństwo to zbliża się do 0. Szoki występują m.in. w okresach sprawozdawczych oraz wtedy, gdy rynek oczekuje zmian stóp procentowych NBP. Znaczną część z nich można jednak wiązać z rozwijającym się kryzysem zadłużeniowym w Europie. W szczególności występują w dniach następujących po obniżkach ratingów krajów, w których dług publiczny jest wysoki. Jedno z większych zaburzeń można zaobserwować w czerwcu 2011 roku,

gdy Moody's obniżył rating Grecji do Caa1. Była to pierwsza obniżka ratingu Grecji do poziomu „śmieciovego”. Na rysunku 1 wpływ ten był trudny do zaobserwowania. W drugiej połowie roku 2011 widać wyraźny spadek zmienności oraz spadek liczby szoków występujących w procesie prawdopodobieństwa warunkowego pierwszego reżimu. Niewielkie zaburzenia pojawiają się tylko w sierpniu oraz pod koniec października 2011 roku. Pierwsze z nich wiąże się z pierwszą w historii obniżką ratingu Stanów Zjednoczonych przez Standard & Poor's, natomiast druga następuje po tym, gdy przywódcy państw strefy euro porozumieili się z bankami komercyjnymi odnośnie do umorzenia połowy zobowiązań rządu greckiego w zamian za dokapitalizowanie ich kwotą około 30 mld euro. Porozumienie było pozytywnym sygnałem dającym cież nadziei na zaęzanie kryzysu zadłużeniowego w dłuższej perspektywie czasowej.



Rysunek 3. Wariancja warunkowa trzymiesięcznego spreadu WIBOR-OIS otrzymana za pomocą modelu (2). Drugi rozważany okres

Źródło: opracowanie własne.

Uwagi końcowe

Ukształtowanie poziomu spreadu WIBOR-OIS mogłoby wskazywać, że jest on całkowicie niezależny od wydarzeń na świecie. Jeśli wziąć pod uwagę jego wymienione uprzednio wady związane z małą płynnością kontraktów OIS oraz brakiem możliwości oceny, na ile stawka WIBOR 3M odzwierciedla rzeczywisty koszt pieniądza na rynku międzybankowym, można by dojść do wniosku, że jest to miara mało użyteczna. Analiza wariancji warunkowej uzyskanej za pomocą modeli z przełączaniem typu Markowa oraz prawdopodobieństw warunkowych przebywania procesu w określonym reżimie pokazała, że jest zupełnie inaczej. Począwszy od upadku banku Lehman Brothers, spread WIBOR-OIS silnie reaguje na wydarzenia zagraniczne. Dzięki temu udało się zrealizować postawiony w niniejszym artykule cel. Precyzyjnie określono moment transmisji kryzysu hipotecznego na polski rynek międzybankowy oraz okres jego wygasania. Rozwój kryzysu zadłużeniowego w Grecji nie był tak dynamiczny, jak rozwój kryzysu hipotecznego. Zmienność spreadu WIBOR-OIS reagowała na wydarzenia związane z kryzysem zadłużeniowym od samego początku. W momencie gdy stało się jasne, że Grecja jest niewypłacalna, po tym, gdy wszystkie trzy agencje ratingowe wystawiły Grecji ocenę CCC/Caa1, liczba dodatkich zaburzeń wariancji spreadu WIBOR-OIS znacząco zmalała. Było to wynikiem faktu, że polskie banki nie były zaangażowane na rynku greckich obligacji. Rynek zareagował więc na te wiadomości stosunkowo spokojnie. Można zatem przyjąć, że w tym momencie nastąpiło osłabienie oddziaływania kryzysu zadłużeniowego w Grecji na rynek międzybankowy w Polsce.

Literatura

- Davidson J. (2014), *Time Series Modelling* 4.41, www.timeseriesmodeling.com (3.02.2014).
- Hamilton J.D. (1989), *A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Timeseries and the Business*, „Econometrica”, nr 57(2), s. 357–384.
- Hamilton J.D., Susmel R. (1994), *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime*, „Journal of Econometrics”, nr 64, s. 307–333.
- Kliber A., Pluciennik P. (2012), *Transmisja kryzysu zaufania na polski rynek międzybankowy*, „Acta Universitatis Nicolai Copernici, Oeconomia”, nr 43, s. 61–76.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992), *Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root*, „Journal of Econometrics”, nr 54, s. 159–178.
- Lewitt M.E. (2011), *A Chance For Redemption*, September 22, www.thecreditstrategist.co (15.03.2012).
- NBP (2009), *Polska wobec światowego kryzysu gospodarczego*, Narodowy Bank Polski, www.nbp.pl (15.02.2010).
- Phillips P.C.B., Perron P. (1988), *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*, „Biometrika”, nr 75 (2), s. 335–346.
- Pluciennik P., Kliber A., Kliber P., Piwnicka M., Paluszak G. (2013), *Wpływ światowego kryzysu gospodarczego 2007–2009 na rynek międzybankowy w Polsce*, „Materiały i Studia”, z. 288, NBP, 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.
- Schwarz K. (2009), *Mind the gap: disentangling credit and liquidity in risk spreads*, Working Paper of University of Pennsylvania Wharton School of Business.

- Said S.E., Dickey D.A. (1984), *Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order*, „Biometrika”, nr 71(3) s. 599–607.
- Sengupta R., Yu M.T. (2008), *The LIBOR-OIS Spread as a Summary Indicator*, „Economic Synopses”, nr 25, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Thornton D.L. (2009), *What the Libor-OIS Spread Says*, „Economic Synopses”, nr 24, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Tong H. (1983), *Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis*, „Lecture Notes in Statistics”, nr 21, Springer, New York.

THE INFLUENCE OF WORLD FINANCIAL CRISIS ON THE SITUATION IN THE POLISH BANK SECTOR

Abstract: Spread between LIBOR rate and fixed rate of OIS contract with the same maturity is a measure of health of banking system. Spread between WIBOR 3M and OIS contract is frequently used in analogous manner in periodic NBP's Financial Stability Reports. Using parametric models with Markov switching we are able to identify two regimes. We will interpret presence of generating data processes in one of them as good health of banking system and in the other with health worsened by subprime crisis and the sovereign debt crisis in South European countries. It will allow us identify the moments in which effects of the crisis began to be perceptible in the Polish banking system. Markov switching models will also help us to precisely describe the spread's conditional variance, which can be interpreted as a measure of uncertainty about the future of the situation in the banking system.

Keywords: GARCH models, Markov switching models, WIBOR-OIS spread, World Financial Crisis