

*Piotr Płuciennik**

DETERMINANTY SWAP SPREADÓW W POLSCE

Z a r y s t r e ś c i. Swap spready – spready pomiędzy stawką kontraktu IRS oraz stopą obligacji skarbowych o tym samym terminie zapadalności stanowią użyteczną miarę premii za płynność i ryzyko kredytowe na rynku międzybankowym. Jednocześnie są wolne od podstawowej wady spreadów LIBOR-OIS, która polega na tym, że w trakcie kryzysu zaufania banki rzadko pożyczają sobie pieniądze na okres dłuższy niż 1 miesiąc, wobec czego dyskusji podlega stopień, w jakim stopa LIBOR odzwierciedla rzeczywisty koszt pieniądza na rynku międzybankowym. W artykule odpowiadamy na pytanie, czy polskie swap spready odzwierciedlają sytuację rynkową, oraz określamy czynniki, które w największym stopniu determinują ich wartość. Analizę oparto na modelu ARFIMA-GARCH z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi oraz modelu VARFI-BEKK.

S ł o w a k l u c z o w e: swap spready, premia za płynność, ryzyko kredytowe, model VAR, procesy zintegrowane w stopniu ułamkowym, model BEKK, funkcja odpowiedzi na impuls.

K l a s y f i k a c j a J E L: C14, E52.

WSTĘP

W kontekście minionego kryzysu hipotecznego w Stanach Zjednoczonych oraz spadku wiarygodności kredytowej poszczególnych państw Europy Południowej na znaczeniu zyskały miary, które opisują kondycję sektora bankowego w poszczególnych krajach. Najpopularniejszą z nich jest spread LIBOR-OIS. Były przewodniczący FED Alan Greenspan nazwał go „barometrem strachu przed niewypłacalnością banków”. W najnowszych związa-nych z tematem pozycjach zwraca się uwagę, że na spread LIBOR-OIS wpływ mają dwa czynniki: ryzyko płynności i ryzyko kredytowe (McAn-

* Adres do korespondencji: Piotr Płuciennik, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza, WMiI, ul. Umultowska 87, 61-614 Poznań, e-mail: pplucien@amu.edu.pl.

drews i in., 2009, Sultanaeva, Strömqvist, 2009; Schwarz, 2009; Poskitt, 2011). Jakościowa analiza 3-miesięcznego spreadu WIBOR-OIS była przeprowadzona w cyklicznych raportach NBP o stabilności systemu finansowego oraz w pracach Kliber i Płuciennika (2012) oraz Płuciennika i in. (2013). W artykułach tych zbadano wpływ zagranicznych 3-miesięcznych spreadów LIBOR-OIS na spread 3-miesięcznych WIBOR-OIS, co pozwoliło na poznanie kierunków przenikania kryzysu na rynek międzybankowy w Polsce. Główną wadą wykorzystania spreadu WIBOR-OIS jest to, że począwszy od 2008 r., z uwagi na narastający brak zaufania na polskim rynku międzybankowym, zawierane są wyłącznie pożyczki krótkookresowe. Dlatego nie ma możliwości weryfikacji stopnia, w jakim 3-miesięczna stopa WIBOR odzwierciedla koszt pożyczki na rynku międzybankowym. Z tego powodu w badaniu, którego wyniki przedstawiamy w niniejszym artykule, opieramy się na posiadających zbliżoną interpretację swap spreadach, które rozumiemy jako spready pomiędzy stałą stopą kontraktu IRS i oprocentowaniem obligacji skarbowych o tym samym terminie zapadalności. Duffie i Singleton (1997) wykazali, że dwoma podstawowymi czynnikami wpływającymi na swap spready są, podobnie jak w przypadku spreadów LIBOR-OIS, premia za ryzyko kredytowe oraz płynność. Autorzy pokazali ponadto, że efekty zaburzeń poziomu płynności są krótkookresowe, natomiast efekty zmian ryzyka kredytowego, choć początkowo słabe, z czasem zyskują na znaczeniu. Na dynamikę swap spreadów wpływają jednak także inne czynniki. Stało się to szczególnie widoczne w kryzysie finansowym, w którym długookresowe spready, począwszy od czwartego kwartału 2008 r., stały się ujemne. Van Deventer (2012) wyjaśnia przyczyny takiej sytuacji. Do najważniejszych z nich można by zaliczyć zmianę w postrzeganiu obligacji skarbowych, które nie są już traktowane jako wolne od ryzyka, oraz fakt, że inwestując w obligację inwestor ryzykuje utratę całego zainwestowanego w nią kapitału, natomiast inwestując w IRS, jest narażony jedynie na utratę należności z racji zajętej pozycji w kontrakcie. Nie bez znaczenia są także oczekiwania przyszłych stóp procentowych rynku międzybankowego, które odzwierciedlają kształt krzywej dochodowości. Na zależność pomiędzy kształtem krzywej dochodowości a poziomami swap spreadów jako pierwsi wskazali już Sorensen i Bollier (1994). Autorzy wykazali także wpływ zmienności stóp procentowych na wartość swap spreadów. Ich zależność od parametrów krzywej dochodowości potwierdzają także wyniki Lekkosy i Milaasa (2001, 2004), Choudhry'ego (2006) oraz Huangy i in. (2008).

Głównym celem zaprezentowanych w niniejszym artykule badań jest weryfikacja hipotezy mówiącej, że swap spread dla złotego jest miarą kondycji sektora bankowego w Polsce. Ponadto sprawdzamy, jakie czynniki de-

terminują swap spread dla złotego. Czy jest to premia za ryzyko kredytowe, za płynność, czy stała w równaniu krzywej dochodowości rynkowych stóp procentowych? Rozstrzygamy także, czy swap spread determinują wyłącznie czynniki krajowe, czy także zagraniczne. Określamy również siłę oddziaływania na swap spread dla złotego swap spreadów dla walut zagranicznych. Pozytywna identyfikacja takich zależności dowiodłaby przenikania kryzysu na rynek polski z innych gospodarek. Przeprowadzone badanie pozwala na lepsze zrozumienie mechanizmu funkcjonowania rynku międzybankowego w Polsce, który stanowi główny sektor polskiego rynku pieniężnego.

1. DANE

W niniejszym artykule obiektem badań sąienne poziomy 5-letnich swap spreadów dla złotego, euro oraz dolara amerykańskiego, wyznaczone jako różnice pomiędzy średnimi stawkami kontraktów IRS, w których 6-miesięczna stopa LIBOR/WIBOR wymieniana jest na ustaloną stopę stałą, oraz indeksem benchmarkowych obligacji skarbowych o tym samym terminie zapadalności. Analizie poddamy okres od 5 lipca 2006 r. do 18 stycznia 2013 r. Wybór początku okresu motywujemy dostępnością niezbędnych do badań danych. Z uwagi na zmienną dynamikę swap spreadów uwarunkowaną kryzysem *subprime* oraz kryzysem zadłużeniowym w krajach Europy Południowej, badany okres podzieliliśmy na cztery podokresy.

- I okres (od 5 lipca 2006 r. do 8 sierpnia 2007 r.). Jest to okres poprzedzający wybuch kryzysu *subprime* w Stanach Zjednoczonych. Poziomy swap spreadów nie ulegają znacznym wahaniom. Polski swap spread utrzymuje się na poziomie zbliżonym do 0, natomiast swap spready dla Stanów Zjednoczonych i strefy euro przyjmują niewielkie wartości dodatnie. Okres kończymy 9 sierpnia 2007 r., po tym, jak BNP Paribas zaprzestał wypłat z trzech funduszy opartych na obligacjach zabezpieczonych kredytami *subprime* ze względu na brak możliwości oceny ich ryzyka kredytowego. Data ta w wielu źródłach uważana jest za początek kryzysu *subprime*.
- II okres (od 9 sierpnia 2007 r. do 29 maja 2009 r.). Okres obejmuje wydarzenia związane ze stopniowym rozwojem kryzysu *subprime*, jego kulminacją oraz wygasaniem. W tym okresie miały miejsce poważne kłopoty finansowe dużych instytucji bankowych w Stanach Zjednoczonych (Northern Rock, Bear Stearns) oraz spektakularny upadek Lehman Brothers 15 września 2008 r. W pierwszej części okresu następuje znaczący wzrost swap spreadów dla dolara amerykańskiego oraz euro, natomiast w drugiej ich stopniowy spadek. Polski swap spread w tym

okresie zachowuje się dokładnie przeciwnie. Można to tłumaczyć oczekiwaniami silnych spadków stóp procentowych. W znacznie większym stopniu przełożyły się one na obniżkę stawek IRS niż na zmniejszenie się długookresowych stóp obligacji skarbowych. Nie bez znaczenia było także zwrócenie się Węgier o pomoc do MFW. Zagraniczni inwestorzy odebrali to wydarzenie jako wzrost ryzyka kredytowego w Europie Środkowej, co przełożyło się także na wzrost oprocentowania obligacji w Polsce.

- III okres (od 29 maja 2009 r. do 13 czerwca 2011 r.). W okresie tym następuje względna stabilizacja sytuacji na rynkach międzybankowych, która jak się później okazało, była tylko tymczasowa. Zażegnanie kryzysu *subprime* w USA zbiegało się jednocześnie z pierwszymi symptomami kryzysu zadłużeniowego w Grecji, która 23 kwietnia 2010 r. wystąpiła o uruchomienie pierwszego pakietu pomocowego. W dalszej kolejności pomoc zostaje udzielona Irlandii i Portugalii. W okresie tym swap spready zachowują się względnie stabilnie.
- IV okres (od 14 czerwca 2011 r. do 14 lutego 2013 r.). Ostatni okres rozpoczyna się dzień po obniżce ratingu Grecji do „śmieciowego” poziomu CCC. Jest to okres kryzysu zadłużeniowego w krajach Europy Południowej. W tym czasie ponownie następuje wzrost swap spreadów dla Stanów Zjednoczonych i strefy euro. Spread dla Polski reaguje spadkiem. Ma to związek z tym, że wobec narastającego ryzyka kredytowego obligacji niektórych państw Europy Południowej również papiery skarbowe państw Europy Środkowej zaczęły być postrzegane jako bardziej ryzykowne.

Jak już wspomnieliśmy, kluczowe znaczenie w opisie swap spreadów ma ryzyko kredytowe, ryzyko płynności oraz parametry krzywej dochodowości.

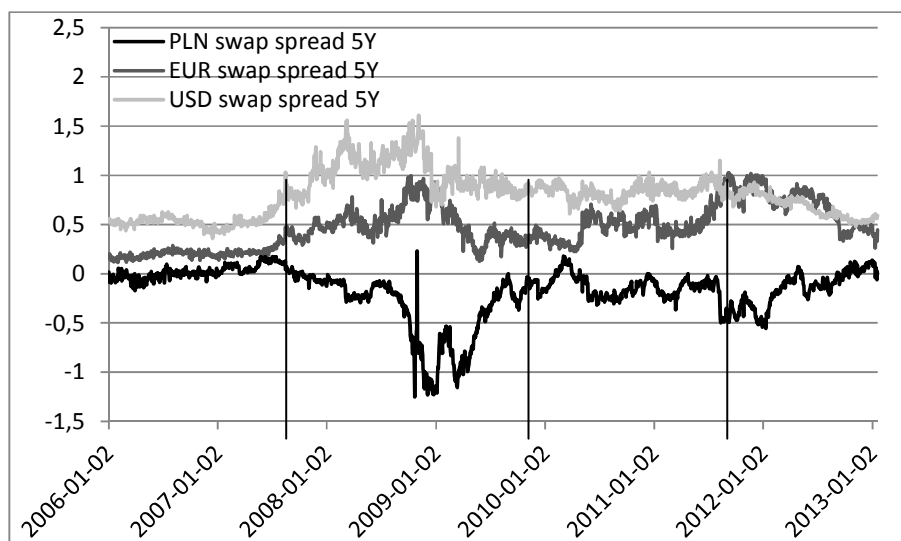
Do oszacowania ryzyka kredytowego wykorzystaliśmy różnicę w oprocentowaniu obligacji korporacyjnych o ratingu AAA oraz BBB, podobnie jak to zostało zrobione w artykule Annaerta i in. (2010). Autorzy ci samodzielnie wyznaczyli średnią rentowność obligacji, natomiast w niniejszym artykule posłużyliśmy się indeksami benchmarkowych obligacji. Dla polskich korporacji takie benchmarki nie istnieją. Ich wyznaczenie nie byłoby możliwe, ponieważ na dzień dzisiejszy ocenę ratingową posiadają obligacje emitowane jedynie przez trzy korporacje.

Premię za płynność oszacowaliśmy natomiast jako różnicę pomiędzy miesięczną stopą LIBOR 1M/WIBOR 1M a miesięcznym indeksem benchmarkowych bonów skarbowych, wzorując się na pracy Grinblatta (2001) oraz Huanga i in. (2003). W przypadku strefy euro wykorzystaliśmy indeks benchmarkowych niemieckich bonów skarbowych, jako że niemieckie pa-

piery skarbowe cieszą się największym zaufaniem inwestorów, a ponadto rynek tych papierów jest najbardziej płynny.

Stała krzywej dochodowości została przybliżona za pomocą różnicy pomiędzy rentownością obligacji 10-letnich i 2-letnich, podobnie jak zostało to zrobione przez Choudhry'ego (2006) oraz Huanga i in. (2008). Jako zmienność stóp wolnych od ryzyka przyjęliśmy zmienność warunkową oprocentowania 2-letnich benchmarkowych obligacji oszacowaną za pomocą modeli GARCH z rozkładem innowacji GED.

Dane potrzebne do wyznaczenia swap spreadów oraz wielkości je determinujących pobraliśmy z bazy danych Thomson Reuters Datastream. Ponieważ testy statystyczne pokazały, że wszystkie badane szeregi, poza szeregiem zmienności stóp procentowych, okazały się zintegrowane w stopniu 1 (pokazały to testy ADF Saida i Dickey (1984) oraz test Phillipsa i Perrona (1988)), przedmiotem badań będą ich przyrosty. Statystyki opisowe przyrostów 5-letnich swap spreadów zostały przedstawione w tabeli 1.



Rysunek 1. Poziomy 5-letnich swap spreadów w rozważanych okresach w punktach procentowych

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 1. Statystyki opisowe szeregu przyrostów 5-letnich swap spreadów

szereg		okres 1	okres 2	okres 3	okres 4
	liczba obs.	274	472	531	419
swap spread 5Y USD	Minimum	-0,11	-0,49	-0,19	-0,28
	Maximum	0,14	0,52	0,23	0,25
	Średnia	0,000291	0,000678	-0,00036	-0,00069
	Mediana	0	0	0	0
	Odchylenie std.	0,033352	0,09352	0,056016	0,038179
	Skośność	0,444105	-0,39966	0,120322	-0,28637
	Kurtoza	4,60457	8,31364	4,0865	13,9806
swap spread 5Y EUR	Minimum	-0,077	-0,24	-0,228	-0,224
	Maximum	0,092	0,297	0,171	0,201
	Średnia	0,000156	-0,00032	0,000721	-0,00056
	Mediana	-0,001	0	0	0
	Odchylenie std.	0,026793	0,062977	0,055869	0,057998
	Skośność	0,372569	0,254446	-0,11399	0,011588
	Kurtoza	3,97122	5,52604	3,9933	4,61628
swap spread 5Y PLN	Minimum	-0,098	-0,986	-0,193	-0,207
	Maximum	0,086	0,926	0,138	0,2
	Średnia	0,000332	-0,00116	0,00055	0,000391
	Mediana	0	-0,001	0,002	0
	Odchylenie std.	0,026075	0,079959	0,034398	0,038979
	Skośność	-0,08881	-0,62015	-0,48992	-0,05518
	Kurtoza	4,15901	88,6786	6,46328	6,68656

Źródło: obliczenia własne.

2. MODELE

W celu weryfikacji wpływu poszczególnych czynników na swap spready dla złotego do opisu szeregu przyrostów 5-letniego swap spreadu ss_t^{5Y} dopasowaliśmy model ARFIMA(p,d,q) z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi z wariancją czynnika losowego opisaną modelem GARCH(1,1). Model ten w ogólności opisany jest wzorem:

$$\left\{ \begin{array}{l}
 (1-L)^d (1-a_1L - \dots - a_pL^p) ss_t^{5Y} = \sum_{i=0}^2 c_{1,i} slope_{t-i} + \sum_{i=0}^2 c_{2,i} vol_{t-i} + \sum_{i=0}^2 c_{3,i} liq_{t-i} \\
 + \sum_{i=0}^2 c_{4,i} liqeur_{t-i} + \sum_{i=0}^2 c_{5,i} creur_{t-i} + \sum_{i=0}^2 c_{6,i} liqusd_{t-i} + \sum_{i=0}^2 c_{7,i} crusd_{t-i} \\
 + (1-b_1L - \dots - b_pL^p) y_t \\
 y_t = \sigma_t \varepsilon_t \\
 \sigma_t^2 = \omega + \alpha y_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \\
 \varepsilon_t \sim t(0,1,\nu),
 \end{array} \right. \quad (1)$$

gdzie $slope_t$ oznacza przyrost stałej w równaniu krzywej dochodowości w chwili t , vol_t – oszacowanie zmienności stóp procentowych, liq_t , $liqueur_t$, $liqusd_t$ – przyrost premii za płynność odpowiednio dla złotego, euro i dolara amerykańskiego, natomiast $creur_t$ i $crusd_t$ – przyrost premii za ryzyko kredytowe odpowiednio dla euro i dolara. Przyjęcie za maksymalne opóźnienie zmiennych objaśnianych we wzorze (1) wartości 2 wynika z faktu, że żadna zmienna z wyższym opóźnieniem nie była statystycznie istotna.

Identyfikacji wpływu swap spreadów dla walut zagranicznych na swap spread dla złotego dokonaliśmy przez dopasowanie do szeregów przyrostów 5-letnich swap spreadów dla dolara amerykańskiego, euro i złotego modelu VARFI(m)-BEKK(q,p) (Sela i in., 2008; Engle, Kroner, 1995) oraz przez wyznaczenie z tego modelu funkcji odpowiedzi na impuls oraz funkcji odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej (Hafner, Herwartz, 2004). Model VARFI(m)-BEKK(q,p) opisany jest wzorem 2:

$$\begin{cases} D(L)A(L)SS_t = y_t \\ y_t = H_t^{1/2}\varepsilon_t \\ H_t = C * C^{*'} + \sum_{i=1}^p F^*_i y_{t-1} y'_{t-1} F^{*'}_i + \sum_{i=1}^q G^*_i H_{t-1} G^{*'}_i, \\ \varepsilon_t \sim t(0,1,v), \end{cases} \quad (2)$$

gdzie $A(L) = I - A_1L - \dots - A_mL^m$, gdzie I oznacza macierz jednostkową stopnia K , natomiast $D(L)$ jest macierzą diagonalną postaci:

$$D(L) = \begin{bmatrix} (1-L)^{d_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & (1-L)^{d_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & (1-L)^{d_k} \end{bmatrix}, \quad (3)$$

przy czym $d \in (-0,5;0,5)$, podobnie jak w modelu ARFIMA. Ponadto C^* , F^* oraz G^* są macierzami o wymiarze $K \times K$, przy czym C^* jest macierzą dolnotrójkątną.

3. WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Oszacowania parametrów modelu (1) otrzymane dla przyrostów 5-letniego swap spreadu w rozważanych okresach przedstawiono w tabeli 2. Zmienne statystycznie nieistotne zostały wykluczone z modelu.

Tabela 2. Dopasowanie modelu opisanego wzorem 1 do szeregu przyrostów 5-letniego swap spreadu w rozważanych okresach

		oszacowanie	błąd std.	statystyka t	wartość p
okres 1	liczba st. sw.	5,39829	1,6559	-----	-----
ARFIMA(0,d,0)	$c_{1,0}$	-0,27122	0,06154	-4,407	0
	$c_{5,2}$	-0,07789	0,02498	-3,118	0,002
	d	-0,34061	0,04235	-8,043	0
	wariancja y_t	0,00051	0,0001	-----	-----
okres 2	liczba st. sw.	4,26173	0,9613	-----	-----
MA(1)- GARCH(1,1)	$c_{1,0}$	-0,14524	0,06514	-2,23	0
	$c_{2,2}$	-0,1416	0,06999	-2,023	0,044
	b_1	0,21547	0,05985	3,6	0
	ω	9,00E-05	0	-----	-----
	α	0,25789	0,10057	2,564	0,011
	β	0,73758	0,08172	9,026	0
okres 3	liczba st. sw.	4,7436	0,9925	-----	-----
ARFIMA(0,d,0)- ARCH(1)	$c_{1,0}$	-0,39589	0,04055	-9,763	0
	$c_{5,1}$	0,06455	0,02919	2,211	0,027
	d	-0,1048	0,02893	-3,623	0
	ω	0,00068	0,0001	-----	-----
	α	0,25613	0,08181	3,131	0,002
okres 4	liczba st. sw.	5,19731	1,3695	-----	-----
ARFIMA(0,d,0)- GARCH(1,1)	$c_{1,0}$	-0,40287	0,06157	-6,543	0
	$c_{5,1}$	-0,0617	0,03167	-1,948	0,052
	d	-0,08155	0,0321	-2,541	0,011
	ω	0,00027	0,0001	-----	-----
	α	0,23738	0,08187	2,899	0,004
	β	0,55701	0,11418	4,878	0

Źródło: obliczenia własne.

Oszacowania parametrów d wskazują na występowanie pamięci pośredniej w szeregach przyrostów swap spreadów. Świadczy to o długotrwałym wpływie zaburzeń na swap spready w Polsce. Wyjątek stanowi okres II, związany z kryzysem *subprime*. W okresie tym reakcja na informacje była szybka, ale ich wpływ nie był trwały.

W kształtowaniu się swap spreadów największą rolę odegrała stała w równaniu krzywej dochodowości. W okresie I, III, IV swap spread pozostawał pod wpływem ryzyka kredytowego w strefie euro, natomiast w żadnym nie udało się zidentyfikować wpływu ryzyka kredytowego ze Stanów Zjednoczonych. Świadczy to o tym, że impulsy związane z kryzysem w sektorze bankowym przepływają do Polski nie bezpośrednio ze Stanów Zjednoczonych, ale za pośrednictwem strefy euro. Co interesujące, zależności polskiego swap spreadu od ryzyka kredytowego nie zidentyfikowaliśmy w najbardziej burzliwym okresie II. W nim natomiast identyfikujemy zależ-

ność swap spreadu od zmienności wolnych od ryzyka stóp procentowych. W tym okresie miały miejsce największe zmiany stóp procentowych NBP. Niepewność co do ich przyszłego ukształtowania wpłynęła na wzrost ich zmienności, co wywarło istotny wpływ na swap spready w Polsce.

Tabela 3. Dopasowanie modelu opisanego wzorem 2 do szeregów przyrostów 5-letniego swap spreadu w dwóch pierwszych rozważanych okresach

		oszacowanie	błąd std.	statystyka t	wartość p
okres 1	liczba st. sw.	9,847044	-----	-----	-----
VARFI(2,d)- BEKK(0,1)	c_{11}^*	0,15133	0,0058	-----	-----
	c_{21}^*	0,34997	0,12743	2,746	0,006
	c_{22}^*	0,13048	0,0056	-----	-----
	c_{31}^*	0,07791	0,07132	1,092	0,276
	c_{32}^*	0,01816	0,06636	0,274	0,785
	c_{33}^*	0,14555	0,0044	-----	-----
	d_1	-0,21235	0,05821	-3,648	0
	$a_{1,11}$	-0,41733	0,08542	-4,886	0
	$a_{2,11}$	-0,23442	0,07031	-3,334	0,001
	d_2	-0,30188	0,04928	-6,126	0
	d_3	-0,36391	0,04957	-7,341	0
	$f_{1,11}^*$	0,25599	0,09312	2,749	0,006
	$f_{1,22}^*$	0,3953	0,13624	2,901	0,004
	okres 2	liczba st. sw.	6,734129	-----	-----
VARFI(2,d)- BEKK(0,3)	c_{11}^*	0,24899	0,0063	-----	-----
	c_{21}^*	0,12233	0,07373	1,659	0,098
	c_{22}^*	0,1952	0,0077	-----	-----
	c_{31}^*	-0,04214	0,07159	-0,589	0,556
	c_{32}^*	-0,09352	0,10499	-0,891	0,373
	c_{33}^*	0,14175	0,0062	-----	-----
	d_1	-0,21575	0,04343	-4,968	0
	$a_{1,11}$	-0,22738	0,05288	-4,3	0
	d_2	-0,09146	0,04821	-1,897	0,058
	$a_{1,22}$	-0,39858	0,06928	-5,753	0
	$a_{2,22}$	-0,17242	0,05421	-3,181	0,002
	$a_{1,33}$	-0,23681	0,06	-3,947	0
	$f_{1,11}^*$	0,23503	0,0842	2,791	0,005
	$f_{1,23}^*$	-0,08281	0,03034	-2,729	0,007
	$f_{2,21}^*$	0,13693	0,06875	1,992	0,047
	$f_{3,22}^*$	0,34827	0,10339	3,369	0,001
	$f_{1,33}^*$	-0,57233	0,064	-8,943	0
	$f_{2,33}^*$	0,47133	0,09427	5	0

Parametry tworzące poszczególne macierze A_k w modelu VAR oznaczono przez $a_{k,ij}$. Podobnie parametry tworzące macierze F^* i G^* w modelu BEKK oznaczono odpowiednio przez $f_{k,ij}^*$ oraz $g_{k,ij}^*$.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Dopasowanie modelu 2 do szeregów przyrostów 5-letniego swap spreadu w dwóch ostatnich rozważanych okresach

		Oszacowanie	Błąd std.	t statystyka	p-wartość
okres 3	liczba st. sw.	8,514257	-----	-----	-----
VARFI(1,d)- BEKK(1,1)	c^{*11}	0.1654	0.012	-----	-----
	c^{*21}	0.30146	0.12528	2.406	0.016
	c^{*22}	0.19911	0.0042	-----	-----
	c^{*31}	0.24093	0.10506	2.293	0.022
	c^{*32}	-0.02353	0.04992	-0.471	0.638
	c^{*33}	0.16485	0.0036	-----	-----
	d_1	-0.44219	0.05131	-8.618	0
	$a_{1,11}$	-0.14829	0.06401	-2.317	0.021
	$a_{1,12}$	-0.11959	0.04598	-2.601	0.01
	d_2	-0.32394	0.02969	-10.911	0
	$a_{1,21}$	0.11169	0.04407	2.534	0.012
	$a_{1,22}$	-0.29938	0.05084	-5.889	0
	d_3	-0.13938	0.03101	-4.495	0
	$f^{*1,11}$	0.15341	0.04655	3.296	0.001
$g^{*1,11}$	-0.96971	0.01471	-65.922	0	
okres 4	liczba st. sw.	7,698627	-----	-----	-----
VARFI(1,d)- BEKK(0,3)	c^{*11}	0.14852	0.0045	-----	-----
	c^{*21}	-0.13227	0.08382	-1.578	0.115
	c^{*22}	0.20084	0.0054	-----	-----
	c^{*31}	-0.05044	0.06875	-0.734	0.464
	c^{*32}	-0.10485	0.06509	-1.611	0.108
	c^{*33}	0.17284	0.0042	-----	-----
	d_1	-0.23362	0.03695	-6.323	0
	d	-0,08155	0,0321	-2,541	0,011
	$a_{1,11}$	-0,2047	0,0629	-3,254	0,001
	d_2	-0,12298	0,05177	-2,375	0,018
	$a_{1,21}$	0,27159	0,08777	3,094	0,002
	$a_{1,22}$	-0,29563	0,06201	-4,767	0
	d_3	-0,1268	0,03298	-3,845	0
	$f^{*1,11}$	0,39714	0,07183	5,529	0
$f^{*1,22}$	0,21288	0,08533	2,495	0,013	
$f^{*1,31}$	0,23962	0,07071	3,389	0,001	

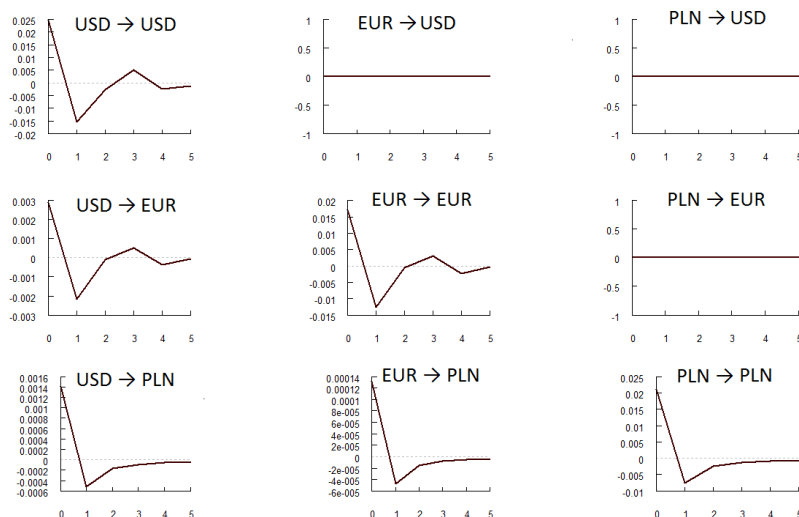
Parametry tworzące poszczególne macierze A_k w modelu VAR oznaczono przez $a_{k,ij}$. Podobnie parametry tworzące macierze F^* i G^* w modelu BEKK oznaczono odpowiednio przez $f^*_{k,ij}$ oraz $g^*_{k,ij}$.

Źródło: obliczenia własne.

Na ukształtowanie się polskich swap spreadów największy wpływ mają czynniki związane z parametrami krzywej dochodowości. Wynik ten jest zgodny z wnioskami, jakie otrzymaliśmy na podstawie analizy wykresów.

Oszacowania parametrów dopasowanych modeli przedstawione są w tabeli 3 i 4. Zależności statystycznie nieistotne zostały wykluczone z modelu.

Na podstawie dopasowanych modeli wyznaczyliśmy funkcje odpowiedzi na impuls w średniej i w wariancji warunkowej. Zostały one przedstawione na rysunkach 2–9.

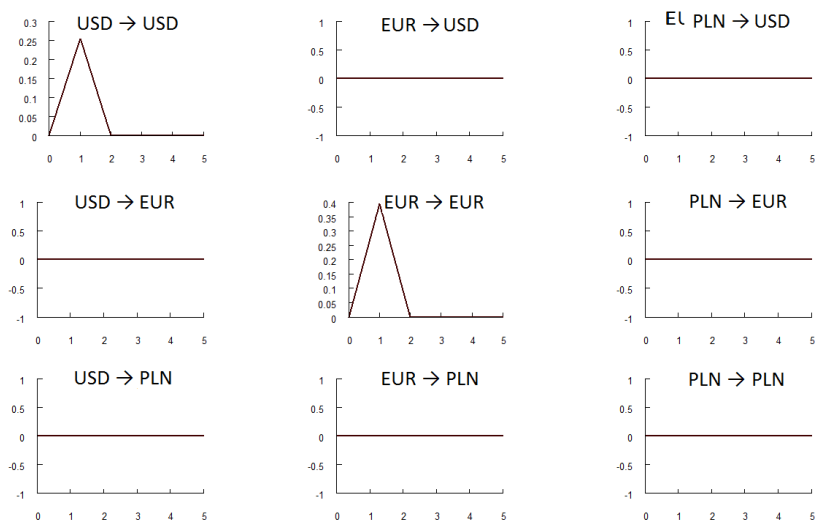


Rysunek 2. Wartości funkcji odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej w pierwszym rozważanym okresie

Źródło: obliczenia własne.

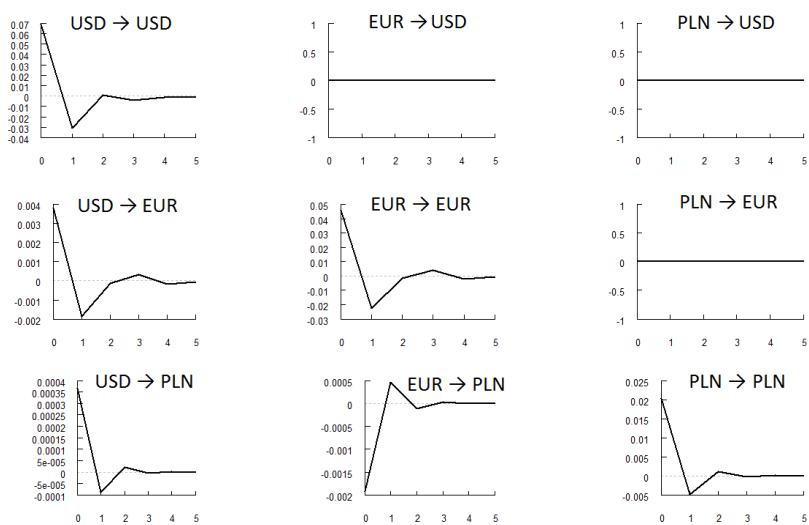
Z wykresów funkcji odpowiedzi na impuls wynika istnienie reakcji swap spreadu dla złotego na impulsy generowane przez swap spready dla dolara amerykańskiego i euro we wszystkich okresach. Wartości tych funkcji są na tyle małe, że nie sposób mówić o tym, by wzrosty i spadki swap spreadów dla walut zagranicznych mogły wywrzeć istotny wpływ na ukształtowanie się swap spreadu dla złotego. Wykresy funkcji odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej pokazały, że również wariancja warunkowa swap spreadu dla złotego nie reaguje na zmiany wariancji warunkowej swap spreadów dla walut zagranicznych. Wyjątek stanowi ostatni okres, gdzie zidentyfikowano pozytywną zależność wariancji swap spreadu dla złotego od wariancji swap spreadu dla dolara amerykańskiego.

W II badanym okresie zaobserwowano wpływ wariancji warunkowej swap spreadu dla złotego na swap spread dla euro. Reakcja na impuls jest jednak ujemna, co jest bardzo nietypowe w przypadku szeregow wariancji warunkowych. Biorąc dodatkowo pod uwagę brak ekonomicznego uzasadnienia takiej zależności, możemy przyjąć, że jest ona skutkiem niewłaściwego dopasowania modelu.



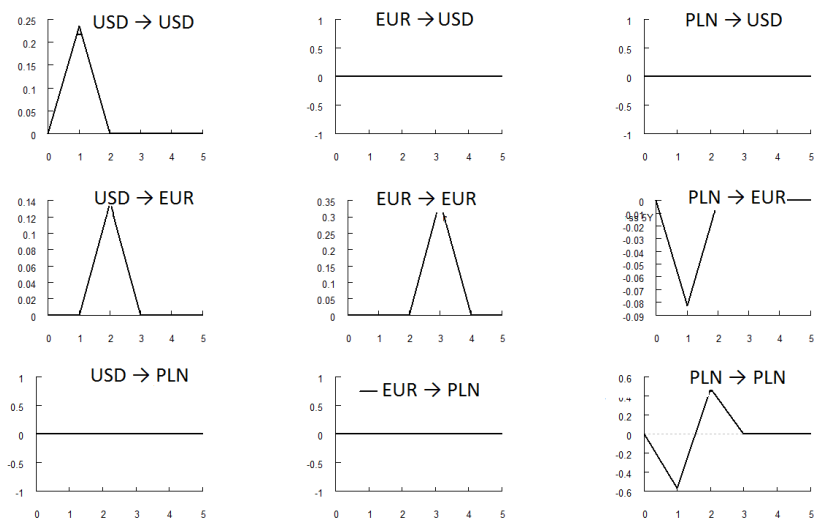
Rysunek 3. Wartości funkcji odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej w pierwszym rozważanym okresie

Źródło: obliczenia własne.



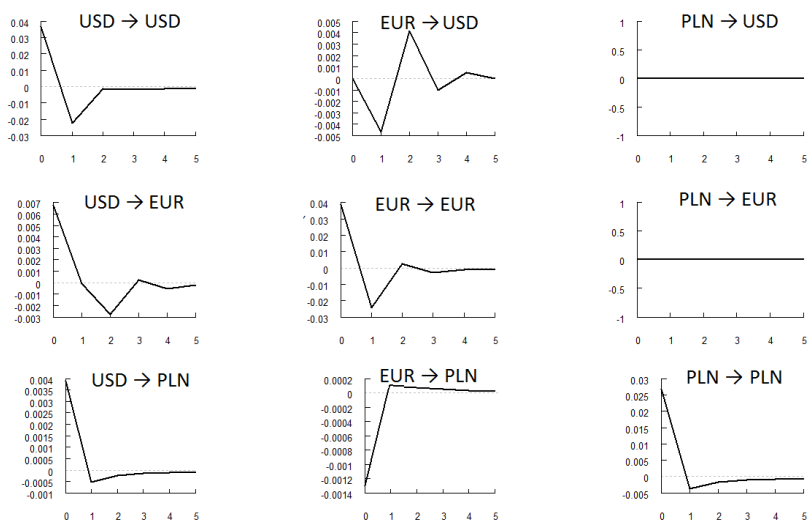
Rysunek 4. Wartości funkcji odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej w drugim rozważanym okresie

Źródło: obliczenia własne.



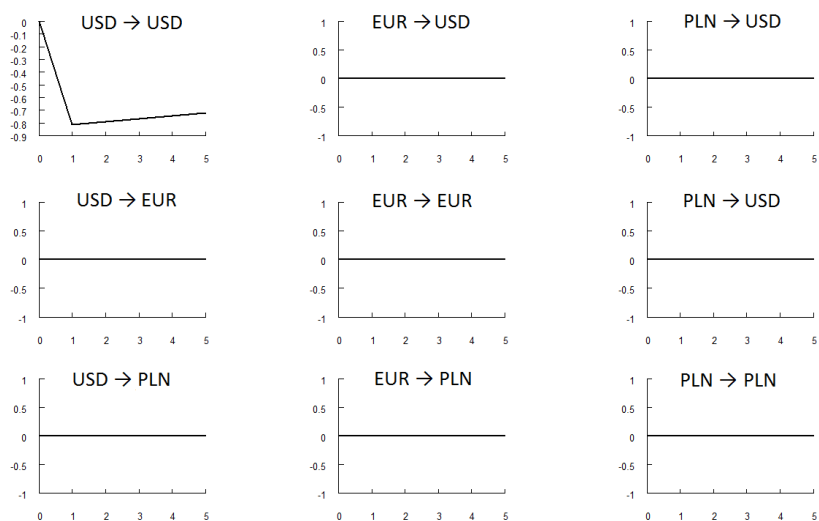
Rysunek 5. Wartości funkcji odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej w drugim rozważanym okresie

Źródło: obliczenia własne.



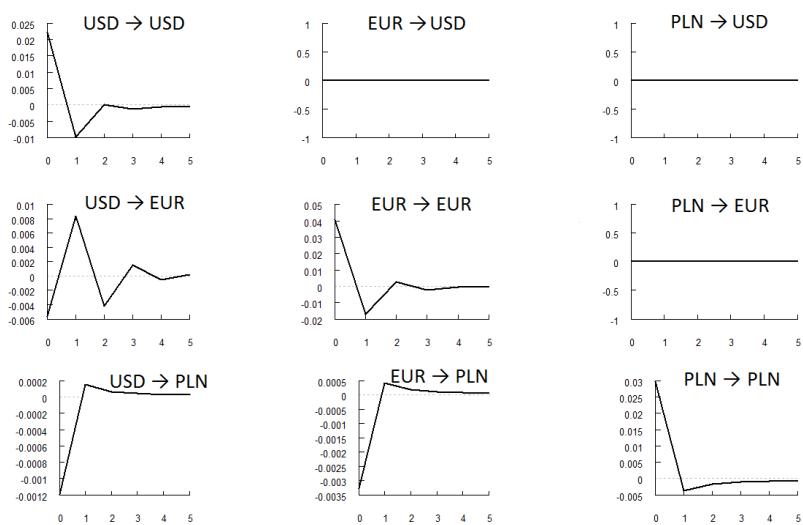
Rysunek 6. Wartości funkcji odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej w trzecim rozważanym okresie

Źródło: obliczenia własne.



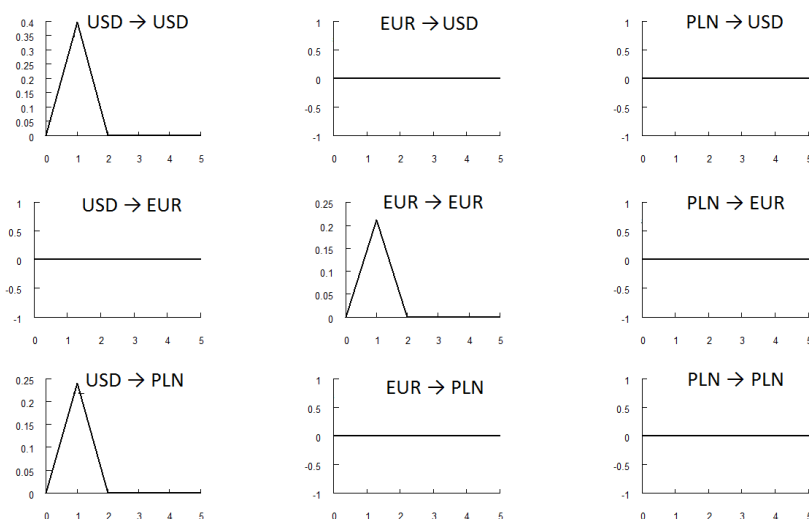
Rysunek 7. Wartości funkcji odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej w trzecim rozważanym okresie

Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 8. Wartości funkcji odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej w czwartym rozważanym okresie

Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 9. Wartości funkcji odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej w czwartym rozważanym okresie

Źródło: obliczenia własne.

Analiza funkcji odpowiedzi na impuls pokazała, że zarówno poziom, jak i wariancja warunkowa swap spreadu dla polskiego złotego kształtuje się niezależnie od swap spreadów zagranicznych (pierwsza zależność została zidentyfikowana dopiero w okresie kryzysu zadłużeniowego w krajach Europy Południowej). Podobny wynik został otrzymany w opracowaniu Płuciennika i in. (2013), gdzie przeanalizowano funkcje odpowiedzi na impuls w średniej i wariancji warunkowej dla spreadów LIBOR-OIS. Brak zależności 3-miesięcznego spreadu WIBOR-OIS od 3-miesięcznych spreadów LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego i euro potwierdzał stawianą wcześniej hipotezę o niezależnym ukształtowaniu się kryzysu w sektorze bankowym w Polsce względem sektorów bankowych w innych krajach (NBP, 2009; Kliber, Płuciennik, 2011; Płuciennik i in., 2013). Z tych samych przyczyn nie odnotowano zależności pomiędzy swap spreadem dla złotego i swap spreadami dla innych walut. Jednakże, wyniki estymacji modelu 1 pokazały zależność swap spreadu od ryzyka kredytowego w strefie euro. Trzeba pamiętać, że zarówno na rynku polskich obligacji skarbowych, jak i procentowych instrumentów pochodnych obecni są inwestorzy zagraniczni. Ich udział w pierwszym z nich w kwietniu 2010 r. wyniósł blisko 25% (NBP, 2010b) a drugim aż 56% (NBP, 2010a). W kolejnych latach udział ten ulegał stopniowemu zwiększeniu, osiągając w kwietniu 2013 r. poziom 29%

(NBP, 2013b) w przypadku rynku obligacji oraz 70% (NBP, 2013a) w przypadku rynku procentowych instrumentów pochodnych. Inwestorzy zagraniczni, pochodzący głównie z krajów strefy euro, nie prowadzą z reguły osobnej analizy ryzyka kredytowego dla Polski, podejmując decyzje w oparciu o miary ryzyka dla strefy euro. Z tego powodu ryzyko kredytowe w strefie euro wywierało wpływ na swap spready w Polsce.

Otrzymane na podstawie wyników estymacji modelu (2) funkcje odpowiedzi na impuls wskazały na silne zależności pomiędzy spreadami dla dolara amerykańskiego i euro. W pierwszych dwóch okresach widać wpływ zmian wielkości swap spreadu dla dolara amerykańskiego na swap spread dla euro. W drugim dodatkowo identyfikowana jest zależność w wariancji warunkowej, co można wytłumaczyć przenoszeniem się niepewności z sektora bankowego w Stanach Zjednoczonych do sektorów bankowych państw europejskich. W trzecim okresie obserwujemy przepływ impulsów w obydwu kierunkach. W czwartym okresie ponownie identyfikujemy wpływ swap spreadu dla dolara amerykańskiego na swap spread dla euro.

PODSUMOWANIE

Przedstawione badania pokazały, że swap spread dla złotego w największym stopniu uzależniony jest od oczekiwań co do przyszłych stóp procentowych oraz ryzyka kredytowego w strefie euro, co sugeruje, że właśnie ten czynnik w największym stopniu wpływa na kondycję sektora bankowego w Polsce. Pozytywnie zweryfikowaliśmy także zależność od innych czynników. Są one zbliżone do wielkości, które wywierają wpływ na swap spready dla walut zagranicznych (Duffie, Singleton, 1997; Lekkos, Milas, 2004). Pozwala to sądzić, że swap spread dla złotego jest użyteczną miarą, choć jego interpretacja nie jest tak jednoznaczna, jak w przypadku spreadu WIBOR-OIS. Ze względu na słabo rozwinięty polski rynek obligacji korporacyjnych nie mieliśmy możliwości oszacowania tej wielkości dla Polski, przez co nie byliśmy w stanie odpowiedzieć na pytanie, czy swap spread dla złotego reaguje na zmiany poziomu ryzyka kredytowego na rynku międzybankowym. Dodatkową trudność w interpretacji swap spreadu stanowią duże wahania oprocentowania polskich papierów skarbowych, a w szczególności jego wzrost w okresach obniżonego zaufania do polskich papierów skarbowych. Z tego właśnie powodu przez większą część badanego okresu swap spread dla złotego pozostawał ujemny. Analiza swap spreadu powinna więc być poprzedzona dokładnym badaniem rynku obligacji skarbowych oraz przeprowadzana w połączeniu z badaniem innych miar obrazujących kondycję sektora bankowego w Polsce. Bardziej szczegółowa analiza zależności po-

między krzywą dochodowości i swap spreadem może istotnie poprawić jego użyteczność jako miernika kondycji rynku międzybankowego w Polsce.

LITERATURA

- Annaert J., De Ceuster M., Van Roy P., Vespro C. (2010), *What Determines Euro Area Bank CDS Spreads?*, Working Paper of National Bank of Belgium.
- Choudhry M. (2006), *The Determinants of the Swap Spread, The yield curve.*
- Duffie D., Singleton K. J. (1997), *An Econometric Model of the Term Structure of Interest Rate Swap Yields*, „Journal of Finance”, 52, 1287–1321, DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2329437>.
- Engle R., Kroner F. (1995), *Multivariate Simultaneous Generalized ARCH*, „Econometric Theory”, 11, 122–150, DOI: <http://dx.doi.org/10.1017/S026646660009063>.
- Grinblatt M., (2001), *An Analytical Solution for Interest Rate Swap Spreads*, „International Review of Finance”, 2(3), 113–149, DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/1468-2443.00022>.
- Hafner C. F., Herwartz H. (2004), *Testing for Causality in Variance using Multivariate GARCH Models*, Economics Working Paper No. 2004-03.
- Huang Y., College M., Chen C. R. (2008), *Determinants of Japanese Yen Interest Rate Swap Spreads: Evidence from a Smooth Transition Vector Autoregressive Model*, „Journal of Futures Markets”, 28(1), 82–107, DOI: <http://dx.doi.org/10.1002/fut.20281>.
- Huang Y., Neftci S. (2003), *What Drives Swap Spreads, Credit or Liquidity?*, ISMA Center Working Papers in Finance 2003-05.
- Kliber A., Pluciennik P. (2011), *An Assessment of Monetary Policy Effectiveness in POLONIA Rate Stabilization during Financial Crisis*, „Bank i Kredyt”, 42(4), 5–30.
- Kliber A., Pluciennik P. (2012), *Transmisja kryzysu zaufania na polski rynek międzybankowy*, „Acta Universitatis Nicolai Copernici, Ekonomia”, 43, 61–76.
- Lekkos I., Milas C. (2001), *Identifying the Factors that Affect Interest Rate Swap Spreads: Some Evidence from the United States and the United Kingdom*, „Journal of Futures Markets”, 21, 737–768, DOI: <http://dx.doi.org/10.1002/fut.1803>.
- Lekkos I., Milas C. (2004), *Common Risk Factors in the US and UK Interest Swap Markets: Evidence from a Non-Linear Vector Autoregression Approach*, „Journal of Futures Markets”, 24, 221–250.
- 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.
- NBP (2009), *Polska wobec światowego kryzysu gospodarczego*, www.nbp.pl (15.05.2010).
- NBP (2010a), *Obroty na rynku walutowym i rynku pozagiełdowych instrumentów pochodnych w Polsce*, www.nbp.pl. (30.11.2011).
- NBP (2010b), *Raport o stabilności systemu finansowego*, www.nbp.pl. (30.11.2011).
- NBP (2013a), *Obroty na rynku walutowym i rynku pozagiełdowych instrumentów pochodnych w Polsce*, www.nbp.pl. (26.09.2013).
- NBP (2013b), *Raport o stabilności systemu finansowego*, www.nbp.pl. (26.09.2013).
- Phillips P. C. B., Perron P. (1988), *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*, „Biometrika”, 75(2): 335–346, DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2336182>.
- Pluciennik P., Kliber A., Kliber P., Paluszak G., Piwnicka M. (2013), *Wpływ światowego kryzysu gospodarczego na rynek międzybankowy w Polsce*, „Materiały i Studia” 288, 1–127.

- 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.
- Said S. E., Dickey D. A. (1984), *Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order*, „Biometrika”, 71(3), 599–607, DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2336570>.
- Schwarz K. (2009), *Mind the gap: disentangling credit and liquidity in risk spreads*, Working paper of University of Pennsylvania Wharton School of Business.
- Sela R. J., Clifford M., Hurvich C. M. (2008), *Computationally Efficient Gaussian Maximum Likelihood Methods for Vector ARFIMA Models*, NYU Working Paper No. SOR-2008-2, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1301944>.
- Sorensen E. H., Bollier T. F. (1994), *Pricing swap default risk*, „Financial Analysis Journal”, 50, 23–33, DOI: <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v50.n3.23>.
- Soultanaeva A., Strömquist M. (2009), *The Swedish Money Market Risk Premium – Experiences from the Crisis*, „Economic Review”, 3.
- Van Deventer R. D. (2012), *Why is the 30 Year Swap Spread to Treasuries Negative?*, <http://www.kamakuraco.com/Blog/tabid/231/EntryId/377/Why-is-the-30-Year-Swap-Spread-to-Treasuries-Negative.aspx>.

DETERMINANTS OF THE SWAP SPREADS IN POLAND

A b s t r a c t. Swap spreads – the spreads between the fixed rate of IRS and the yield of treasury bonds with the same maturity are very useful measure of liquidity and credit premium in the interbank market. Furthermore, they do not have the main flaw of LIBOR-OIS spread, which is that very seldom banks lend money for the period longer than 1 month. Therefore, it is impossible to determine how the LIBOR reflects the true cost of money in the interbank market. In the article we give answer to the question if the swap spreads reflect the market situation; and we determine the factors which mainly determine the swap spread. The analysis was based on ARFIMA-GARCH model with additional explanatory variables and VARFI-BEKK model.

K e y w o r d s: swap spreads, liquidity premium, credit risk, VAR model, fractionally integrated models, BEKK model, impulse response function.