

AGATA KLIBER, PAWEŁ KLIBER, PIOTR PŁUCIENNIK<sup>1</sup>

## ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY STOPAMI PROCENTOWYMI RYNKU MIĘDZYBANKOWEGO W POLSCE

### 1. WSTĘP

Polityka dyskontowa jest jednym z trzech podstawowych instrumentów pośrednich wykorzystywanych przez banki centralne w polityce pieniężnej. Przyjęte na rok 2008 i lata następne założenia polityki pieniężnej Narodowego Banku Polskiego zakładają kształtowanie stawki POLONIA w pobliżu stopy referencyjnej. Przejście z kształtowania stopy WIBOR SW na stawkę POLONIA motywowano zmianami jakie zaszły w strukturze terminowej rynku pieniężnego, między innymi wzrostem udziału niezabezpieczonych międzybankowych lokat O/N w całości obrotów, które we wrześniu 2007 roku, gdy przyjęto nowe ramy polityki pieniężnej stanowiły zdecydowaną większość transakcji, a ich dzienny obrót sięgał nawet 10 mld PLN. Stawka POLONIA formalnie jest stopą kontrolowaną przez NBP od początku 2008 roku. Analizując własności spreadu pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną można dojść do wniosku, że bank centralny usiłował stabilizować stawkę POLONIA na poziomie stopy referencyjnej nawet 2 lata wcześniej, chociaż formalnie zakładano jeszcze stabilizację stopy WIBOR SW.

Stawka POLONIA (POLish OverNight Index Average) została wprowadzona na polski rynek w 2005 roku. Określa ona oprocentowanie depozytów w polskiej walucie udzielanych lub przyjętych w terminie O/N. Różnica względem stóp WIBOR i WIBID ON jest zasadnicza. Stopy WIBOR wyznaczone są na podstawie kwotowań 16 banków: dilerów rynku pieniężnego wyłonionych przez NBP. Kwotowanie następuje codziennie o godzinie 11 na fixingu organizowanym przez ACI – Stowarzyszenie Dilerów. Wartość kwotowania jest obliczana jako średnia po odrzuceniu dwóch największych i dwóch najmniejszych wartości.

Wyznaczając stawkę POLONIA bierze się pod uwagę wszystkie transakcje do godziny 16 zawierane przez grupę banków zatwierdzoną przez ACI Polska. Wobec tego stawka POLONIA w o wiele większym stopniu odzwierciedla cenę pieniądza na rynku. W praktyce wartość stawki POLONIA kształtuje się pomiędzy wartościami stóp WIBOR ON i WIBID ON.

<sup>1</sup> Praca naukowa finansowana ze środków budżetowych na naukę w latach 2010-2013 jako projekt badawczy N N111 035139.

Warto podkreślić, że wzrost udziału depozytów O/N w całości obrotów na rynku międzybankowym obserwowalny jest również w krajach wysoko rozwiniętych. Dlatego ramy polityki pieniężnej FED uwzględniają kształtowanie oprocentowania funduszy federalnych (FED funds rate), która jest stopą overnight, na poziomie stopy podstawowej, natomiast Europejski Bank Centralny potwierdza jedynie, że dąży do stabilizacji rynkowych stóp procentowych. Analiza własności spreadu pomiędzy stawką EONIA a stopą operacji podstawowych refinansujących pokazuje, że celem polityki pieniężnej ECB jest kształtowanie stawki EONIA. Tezę tą potwierdzają takie pozycje w literaturze jak prace Nautz i Offermanns [16] oraz Pérez Quirós i Rodríguez Mendizábal [19], którzy wykazali, że spread pomiędzy stawką EONIA, a stopą podstawowych operacji refinansujących jest szeregiem stacjonarnym, czy Hasslera i Nautza [13], którzy doszli do wniosku, że spread ten jest szeregiem z długą pamięcią.

Celem niniejszego artykułu jest poznanie mechanizmów oddziaływania na siebie zmienności stóp polskiego rynku międzybankowego. W szczególności zamierzamy sprawdzić, w jaki sposób zmienność stawki POLONIA oddziałuje na pozostałe stopy procentowe, oraz czy jej wpływ jest większy niż miało to miejsce w przypadku kontrolowanej wcześniej stopy WIBOR SW. Duży wpływ zmienności stawki POLONIA na stopy procentowe rynku międzybankowego o dłuższym terminie zapadalności oznaczałby mimowolną ingerencję banku centralnego w strukturę zmienności wszystkich stóp rynku międzybankowego. Jednocześnie oznaczałaby ona dużą siłę stosowanego przez Narodowy Bank Polski narzędzia. Dawałaby między innymi możliwość stabilizowania poprzez stawkę POLONIA stopy WIBOR 3M, która jest podstawową stopą na której opiera się oprocentowanie kredytów hipotecznych.

Aby dokonać oceny wzajemnych powiązań pomiędzy zmiennościami stóp procentowych, można zastosować dwa podejścia. Pierwsze to wprowadzenie do równań zmienności poszczególnych stóp procentowych dodatkowych zmiennych objaśniających reprezentujących zmienność innych stóp, podobnie jak to zrobiła Vila Wetherilt [23]. Niewątpliwie lepszym podejściem jest zastosowanie modelu wielowymiarowego, gdyż pozwala ono na jednoczesne zbadanie wszystkich kierunków transmisji zmienności. Podejście takie zostało wykorzystane przez Avouvi-Dovi i Jondeun [4]. Autorzy wykorzystali w tym celu model BEKK (por. [11]). Same reakcje na impuls badane były za pomocą wprowadzonej przez Hafnera i Herwartza [12] funkcji VIRF (Volatility Impulse Response Function), która bazuje na wielowymiarowym modelu BEKK. Autorzy badali jedynie cztery stopy procentowe, podczas gdy my rozważając stawkę POLONIA oraz stopy WIBOR o okresie do zapadalności od jednego tygodnia do jednego roku zmuszeni jesteśmy do jednoczesnego modelowania aż 8 stóp procentowych. Jak wiadomo zastosowanie wielowymiarowego modelu zmienności do tak dużej przestrzeni nie jest możliwe, chociażby ze względu na ogromną liczbę parametrów. Wykorzystany przez Avouvi-Dovi i Jondeun [4] dla obciążonej struktury terminowej model BEKK(1,1,1) w naszym przypadku miałby ich 110. W takiej sytuacji właściwym rozwiązaniem może wydawać się zastosowanie analizy głównych składowych oraz bazujących na nich ortogonalnych modeli GARCH. W pracy zdecydowano się na wykorzystanie wpro-

wadzonego przez van der Weide [25] modelu GO-GARCH (Generalized Orthogonal GARCH), podobnie jak to zrobił Wojtek [24] badając stopy procentowe rynku międzybankowego z kilku krajów Europy środkowej.

## 2. METODY BADAWCZE

Jak już zostało wspomniane we wstępie, do opisu warunkowej wariancji stóp procentowych zastosowaliśmy model GO-GARCH. Model ten jest rozwinięciem koncepcji wprowadzonej przez Alexander i Chibumba [3] i rozwijanej przez Alexander w pracach [1] i [2] wykorzystanej do konstrukcji modelu O-GARCH (Orthogonal GARCH). Koncepcja modelu O-GARCH polega na niezależnym wyznaczeniu wariancji warunkowej za pomocą modelu GARCH dla  $m$  pierwszych głównych składowych  $k$ -wymiarowej przestrzeni danych. Macierz kowariancji warunkowej opisana jest za pomocą następującego równania

$$H_t = AD_tA',$$

gdzie  $D_t$  jest diagonalną,  $m \times m$  wymiarową macierzą wariancji warunkowej zmiennych składowych, natomiast  $A$  jest  $k \times m$  wymiarową macierzą ładunków poszczególnych składowych. Macierz  $H_t$  spełni warunek dodatniej półokreśloności z reguły tylko wtedy jeśli  $m$  jest znacznie mniejsze od  $k$ . Ponadto macierz  $A$  powinna spełniać warunek ortogonalności. Jeżeli badane szeregi są ze sobą słabo skorelowane warunek ten jest trudny do osiągnięcia (por. [25]).

Wykorzystany w niniejszej pracy model GO-GARCH (Generalized Orthogonal GARCH) wolny jest od większości wymienionych powyżej wad modelu O-GARCH. Podstawowa różnica względem modelu O-GARCH polega na tym, że macierz ładunków została pomnożona przez ortogonalną macierz o wyznaczniku 1 postaci

$$U = \prod_{i < j} G_{ij}(\theta_{ij}), \quad -\pi < \theta_{ij} < \pi, \quad i, j = 1, 2, \dots, k,$$

gdzie  $G_{ij}(\theta_{ij})$  jest macierzą rotacji bazy kanonicznej przestrzeni  $R^k$  o kąt  $\theta_{ij}$ , którego wartości estymowane są wraz z innymi parametrami modelu GO-GARCH. Dzięki tej modyfikacji macierz  $A$  nie musi spełniać warunku ortogonalności, a wystarczy, że będzie ona macierzą odwracalną. W modelu nie występują również trudności ze spełnieniem warunku dodatniej półokreśloności przez macierz korelacji. (por. [25]). Właśnie z tego też powodu model GO-GARCH może wykorzystywać wszystkie składowe, podczas gdy model O-GARCH da się zastosować jedynie dla kilku pierwszych składowych.

Trzeba zaznaczyć, że podejście zaproponowane przez van der Weide [25] również nie jest pozbawione wad. Zależność macierzy  $U$  od  $k(k-1)/2$  parametrów uniemożliwia stosowanie modelu dla bardzo dużych wymiarów przestrzeni danych. Z tego powodu Boswijk i van der Weide [5] wprowadzają postać modelu GO-GARCH, w której macierz  $U$  jest wyznaczona w inny sposób. Autorzy stosują w tym celu regresję

macierzową, której parametry są szacowane za pomocą nieliniowej metody najmniejszych kwadratów.

Wymiar rozważanej w niniejszym artykule przestrzeni danych jest na tyle niewielki, że możemy zastosować wersję modelu GO-GARCH zaproponowaną przez van der Weide [25].

Estymacji parametrów modelu GO-GARCH dokonujemy za pomocą metody quasi największej wiarygodności. Jest to niewątpliwie jedna z najpopularniejszych metod estymacji wielowymiarowych modeli GARCH. Jej główną zaletą jest stosunkowo niewielka złożoność obliczeniowa pozwalająca uzyskać wyniki estymacji w stosunkowo krótkim czasie. Obecnie w kontekście wielowymiarowych modeli GARCH opracowywane są także metody bayesowskie, cechujące się znacznie większą pracochłonnością ale zarazem większą precyzją. Do kluczowych pozycji poruszających ten temat można by zaliczyć m.in. prace Della Corte i in. [6] i [7], a także artykuły polskich autorów, w szczególności prace Osiewalskiego [17] oraz Osiewalskiego i Pajor [18].

Ponieważ postać funkcji VIRF (Volatility Impulse Response Function) znana jest jedynie dla modeli BEKK, dlatego w celu określenia kierunków transmisji zmienności, po dokładnym zbadaniu własności otrzymanej za pomocą modelu GO-GARCH wariancji warunkowej dopasowujemy do niej model VAR, którego rząd został wybrany na podstawie kryterium informacyjnego Akaike, a następnie wyznaczamy standardowe funkcje odpowiedzi na impuls.

### 3. DANE

Model zmienności warunkowej zostanie dopasowany łącznie do stawki POLONIA oraz stóp procentowych WIBOR o okresie zapadalności od 1 tygodnia do 1 roku. Rozważanie terminów zapadalności dłuższych niż 1 rok dla polskiego rynku nie byłoby łatwe, gdyż instytucje bankowe pożyczają pieniądze i udzielają depozytów z reguły na krótsze okresy i stopy o terminie dłuższym niż rok nie są nawet oficjalnie notowane. Jednocześnie stopa WIBOR ON i WIBOR TN zostały wykluczone z badania, jako, że stopa depozytów jednodniowych jest już reprezentowana przez stawkę POLONIA. Notowania pochodzą z okresu 1 stycznia 2008 do 3 marca 2010, a więc od początku okresu w którym bank centralny rozpoczął kontrolę stawki POLONIA.

W pierwszej kolejności przeprowadzamy testy pierwiastka jednostkowego, aby sprawdzić czy możliwe jest modelowanie poziomów stóp. Wykorzystamy w tym celu rozszerzony test Dickeya-Fullera (por. [22]), test Phillipsa-Perrona [20] oraz dwa testy Elliotta-Rottenberga-Stocka [6]. Przedstawione w tabeli 1 wyniki testów pierwiastka jednostkowego jednoznacznie wskazują na niestacjonarność szeregów poziomów stóp WIBOR oraz stawki POLONIA (jedynie w przypadku tej ostatniej jeden test odrzucił hipotezę zerową mówiącą o tym, że szereg zawiera pierwiastek jednostkowy). W takiej sytuacji zdecydowaliśmy się na modelowanie przyrostów stóp. Ponadto przy estymacji modelu pewne utrudnienie stanowić może stosunkowo krótka próba licząca zaledwie 552 obserwacje.

Statystyki opisowe przyrostów poszczególnych stóp procentowych przedstawione są w tabeli 2, natomiast ich korelacje – w tabeli 3. Na rysunku 1 dodatkowo przedstawiamy poziomy badanych stóp procentowych w rozważanym okresie. Począwszy od początku IV kwartału 2008 roku obserwujemy pogłębiające się rozbieżności pomiędzy stopami o krótkim i długim terminie zapadalności. Różnice te ulegają stabilizacji około maja 2009 roku, a dopiero pod koniec badanego okresu ulegają one stopniowemu pomniejszeniu. Sytuacja ta jest efektem pogłębiającego się kryzysu finansowego w 2008, a przede wszystkim głośnego upadku banku Lehmann Brothers 15 października 2008, uważanego za największe bankructwo w historii USA. Był on główną przyczyną spadku zaufania na Polskim rynku międzybankowym. Można zauważyć że począwszy od tej daty następuje znaczący wzrost wariacji stawki POLONIA oraz obniżenie jej poziomu względem innych stóp. Zmienność stawki Polonia pozostaje szczególnie duża w okresie od 17 października 2008 do 20 lutego 2009, w którym Narodowy Bank Polski dostarczał bony pieniężne w ilości zaspokajającej popyt przechodząc tym samym na pasywne zarządzanie płynnością. Gdy 20 lutego 2009 bank centralny zdecydował się na ograniczenie podaży bonów zmienność stawki POLONIA uległa zmniejszeniu natomiast jeszcze bardziej wzrosła różnica pomiędzy poziomami stawki POLONIA a stopami o dłuższym terminie zapadalności (por. Raport NBP – Polska Wobec Światowego Kryzysu Gospodarczego [21]).

Wariancja przyrostów stóp WIBOR oscylująca w przedziale 0,0269 – 0,0433 jest kilkakrotnie mniejsza od wariacji stawki POLONIA. Tłumaczy to znacznie mniejszą korelację jaka występuje pomiędzy przyrostami stawki POLONIA i dowolnej ze stóp WIBOR od korelacji pomiędzy przyrostami poszczególnych stóp WIBOR.

Tabela 1.

Wyniki testów pierwiastka jednostkowego przeprowadzonych dla szeregów stawki POLONIA oraz stóp WIBOR o terminie zapadalności od 1 tygodnia do 1 roku

szereg	ADF (1984)	PP (1988)	DF-GLS (1996)	P (1996)
POLONIA	-2,8525 (>0,05)	-2,334 (>0,1)	-2,8469 (>0,05)	2,4441 (<0,025)
WIBOR SW	-0,85619 (>0,1)	-0,8956 (>0,1)	-0,89149 (>0,1)	16,798 (>0,1)
WIBOR 2W	-0,38442 (>0,9)	-0,1127 (>0,9)	-0,60421 (>0,1)	44,384 (>0,1)
WIBOR 1M	-0,51018 (>0,1)	-0,58453 (>0,1)	-0,6009 (>0,1)	38,138 (>0,1)
WIBOR 3M	-0,0001183 (>0,95)	-0,20525 (>0,9)	-0,22513 (>0,1)	53,436 (>0,1)
WIBOR 6M	0,044427 (>0,95)	-0,17882 (>0,9)	-0,36888 (>0,1)	54,862 (>0,1)
WIBOR 9M	0,11197 (>0,95)	-0,13810 (>0,9)	-0,38306 (>0,1)	53,452 (>0,1)
WIBOR 1Y	0,14846 (>0,95)	-0,11797 (>0,9)	-0,39658 (>0,1)	51,121 (>0,1)

Tabela 2.

Statystyki opisowe przyrostów stawki POLONIA i stóp WIBOR o terminie zapadalności od 1 tygodnia do 1 roku

	POLONIA	WIBOR SW	WIBOR 2W	WIBOR 1M
Średnia	-0,00397	-0,00151	-0,00341	-0,00174
Wariancja	0,12933	0,00743	0,00564	0,00245
minimum	-1,41000	-0,57000	-1,03000	-0,57000
maksimum	2,75000	1,14000	1,04000	0,83000
Skośność	1,77658	2,39933	-0,39639	5,43514
Kurtoza	10,93785	66,07094	133,11847	178,07916
	WIBOR 3M	WIBOR 6M	WIBOR 9M	WIBOR 1Y
Średnia	-0,00209	-0,00278	-0,00299	-0,00316
Wariancja	0,00113	0,00104	0,00101	0,00104
minimum	-0,51000	-0,51000	-0,51000	-0,51000
maksimum	0,31000	0,21000	0,09000	0,08000
Skośność	-5,64161	-7,83789	-9,42814	-9,27541
Kurtoza	111,22378	122,88294	137,33053	131,26503

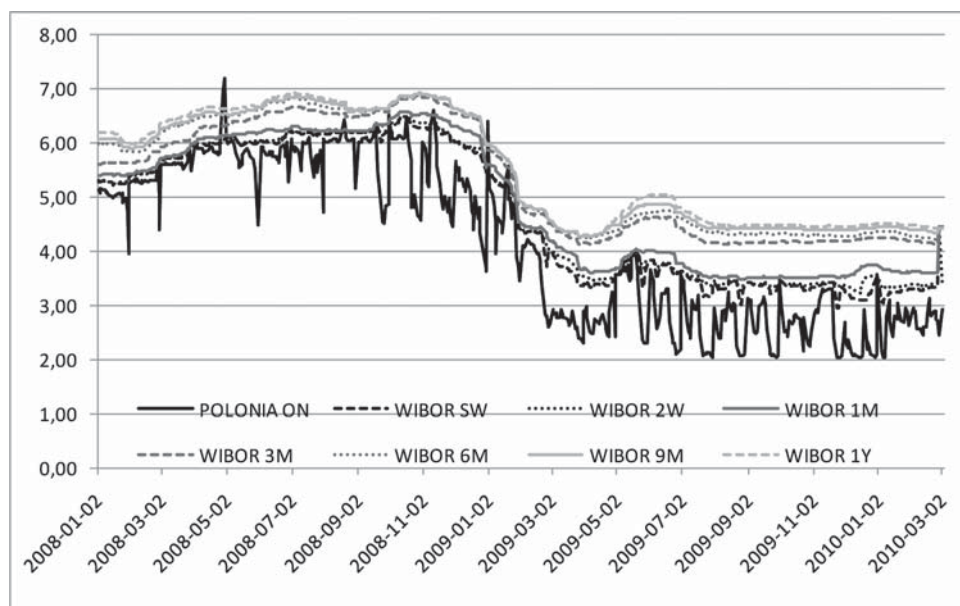
Tabela 3.

Korelacja przyrostów stawki POLONIA i stóp WIBOR o terminie zapadalności od 1 tygodnia do 1 roku

	POLONIA	SW	2W	1M	3M	6M	9M	1Y
POLONIA	1	0,385	0,3405	0,3405	0,3405	0,3409	0,3397	0,3425
SW		1	0,9431	0,951	0,9315	0,9274	0,9223	0,918
2W			1	0,9435	0,921	0,9157	0,9101	0,9052
1M				1	0,9905	0,9875	0,9839	0,9807
3M					1	0,9976	0,9966	0,995
6M						1	0,9982	0,997
9M							1	0,9988
1Y								1

#### 4. ANALIZA GŁÓWNYCH SKŁADOWYCH STRUKTURY TERMINOWEJ, ESTYMACJA MODELU GO-GARCH

W tabeli 4. przedstawiamy wyniki analizy głównych składowych przeprowadzonej dla przyrostów stawki POLONIA oraz stóp WIBOR na bazie macierzy korelacji. Zastosowanie macierzy kowariancji, której już bardzo niewielka liczba składowych może opisać przeszło 90% wariacji przestrzeni danych w tym przypadku nie było wskaza-



Rysunek 1. Poziomy stawki POLONIA oraz stóp procentowych WIBOR o terminie zapadalności od jednego tygodnia do jednego roku z okresu 01.08.2008 – 03.03.2010

Tabela 4.

Wartości własne składowych przyrostów stawki POLONIA oraz stóp WIBOR z okresem zapadalności od 1 tygodnia do 1 roku oraz udział składowych w opisie wariancji

składowa	wartość własna	udział w opisie wariancji	Skumulowany udział w opisie wariancji
1	5,0994	0,63743	0,63743
2	1,2596	0,15745	0,79488
3	0,95644	0,11956	0,91444
4	0,28091	0,035113	0,94955
5	0,22984	0,028729	0,97828
6	0,076370	0,0095463	0,98783
7	0,064523	0,0080654	0,99589
8	0,032873	0,0041092	1,0000

ne. Przeprowadzona w ten sposób analiza głównych składowych prowadzi do sytuacji, w której zmienne o największej wariancji mają największy wpływ na wynik (por. [2]). W praktyce wariancja warunkowa szeregów o największej wariancji zostanie zawyżona, a szeregów o najmniejszej zaniżona. Zastosowanie tej metody jest więc wskazane tylko wtedy, gdy poszczególne zmienne mają zbliżoną wariancję, natomiast wariancje

badanych przez nas szeregów są bardzo zróżnicowane, o czym wspomnieliśmy już wcześniej.

W przypadku naszej przestrzeni danych już 3 pierwsze składowe opisują przeszło 91% wariancji, co sugeruje że zastosowanie modelu O-GARCH dla trzech pierwszych składowych mogłoby dać zadowalające wyniki. Model GO-GARCH posiada jednak lepsze własności statystyczne a dodatkowo pozwala na wykorzystanie wszystkich składowych a więc w istocie pozwala na opis całej wariancji badanych szeregów. Przeprowadzając modelowanie nowej przestrzeni danych w celu możliwie dobrego dopasowania modelu GO-GARCH wpięrow badamy własności poszczególnych składowych.

Tabela 5.

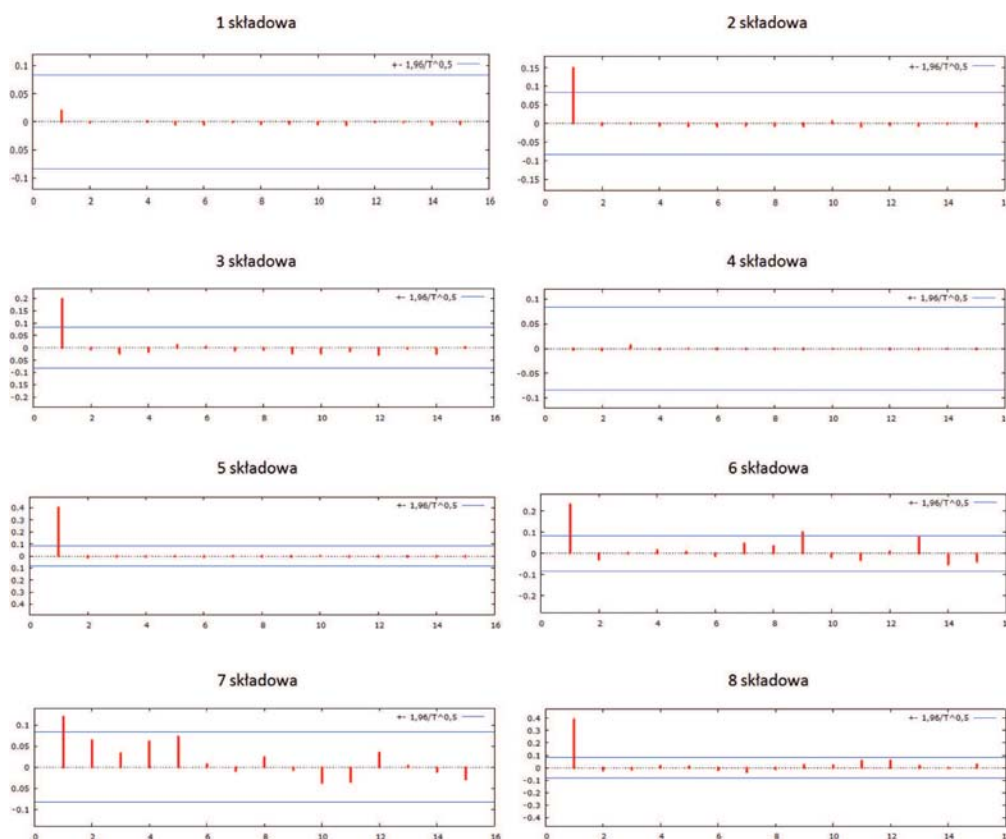
Wyniki testu Engle'a przeprowadzonego dla poszczególnych składowych. Wartości statystyk ( $p$ -wartości)

składowa	maks. opóźnienie = 2	maks. opóźnienie = 5	maks. opóźnienie = 10	maks. opóźnienie = 15
1	0,219285 (0,89615)	0,230759 (0,99875)	0,27178 (1)	0,312632 (1)
2	12,6011 (0,00184)	12,7498 (0,02584)	13,0928 (0,21853)	13,4874 (0,5647)
3	22,9003 (1,06E-5)	23,255 (0,000302)	23,9123 (0,00784)	25,2597 (0,04656)
4	0,0102956 (0,99487)	1,17164 (0,94757)	1,6046 (0,99857)	1,77308 (0,99999)
5	111,348 (6,62E-25)	118,756 (5,76E-24)	118,287 (1,13E-20)	117,972 (4,68E-18)
6	33,8969 (4,36E-8)	34,2548 (2,12E-6)	44,1408 (3,11E-6)	52,247 (5,14E-6)
7	9,36521 (0,00926)	12,8594 (0,02473)	14,4995 (0,1514)	16,6644 (0,33932)
8	102,285 (6,15E-23)	105,825 (3,12E-21)	105,484 (4,33E-18)	107,527 (4,8E-16)

Zarówno test Engle'a jak i analiza autokorelogramów wyznaczonych dla kwadratów poszczególnych składowych sugeruje, że zależności istnieją jedynie dla bardzo małych opóźnień. Obserwujemy, że jeśli odrzucenie hipotezy zerowej występuje dla testu Engle'a z maksymalnym opóźnieniem wyższym niż 2, to jest ono znacznie słabsze niż w przypadku testu z niższą wartością maksymalnego opóźnienia. Przedstawione na rysunku 2 autokorelogramy pokazują, że w przypadku szeregu pierwszej i czwartej składowej nie istnieje istotna autokorelacja dla kwadratów poszczególnych wyrazów szeregu, natomiast dla pozostałych składowych istnieje ona wyłącznie dla opóźnienia 1. W takiej sytuacji jedynym rozwiązaniem wydaje się wykorzystanie do opisu wariancji warunkowej poszczególnych składowych modeli ARCH(1). Krótkookresowość zależności kwadratowych w szeregach przyrostów stóp procentowych rynku międzybankowego nie jest zaskoczeniem. W niektórych pozycjach, takich jak artykuł Vili Wetherilt [23], w których badano międzybankowe stopy procentowe przed wybuchem światowego kryzysu gospodarczego, testy statystyczne wykazały brak efektu ARCH w modelowanych stopach LIBOR wobec czego zdecydowano się do ich opisu zastosować modele oparte jedynie na zależnościach liniowych.

W tabeli 6. Przedstawione są oszacowania parametrów  $\alpha_1$  dla poszczególnych składowych, wraz z błędem standardowym i  $p$ -wartościami  $t$  statystyki. Duże błędy





Rysunek 2. Autokorelacje wyznaczone dla szeregów kwadratów poszczególnych składowych

standardowe niektórych parametrów są konsekwencją wspomnianej krótkookresowości zależności kwadratowych w poszczególnych składowych lub w przypadku niektórych składowych nawet ich braku. Inną przyczyną stosunkowo dużych błędów standardowych parametrów może być stosunkowo krótka próba licząca zaledwie 552 obserwacje. Pomimo to dopasowanie modelu GO-GARCH można uznać za zadowalające. Statystyczna nieistotność parametru  $\alpha_1$  dla czwartej składowej uzasadniony jest całkowitym brakiem autokorelacji w kwadratach (rys. 2).

Do uzyskanych za pomocą modelu GO-GARCH wariacji warunkowych poszczególnych stóp dopasowujemy model wektorowej autoregresji, by w dalszej kolejności wyznaczyć funkcje odpowiedzi na impuls. Wcześniej konieczne jest sprawdzenie, czy uzyskane szeregi wariacji warunkowej nie posiadają pierwiastka jednostkowego. Wykorzystamy w tym celu testy, które wcześniej zastosowaliśmy do weryfikacji występowania pierwiastków jednostkowych w szeregach poziomów stawki POLONIA oraz stóp WIBOR. Wyniki przedstawiamy w tabeli 7. Testy jednoznacznie odrzuciły hipotezę zerową mówiącą o pierwiastku jednostkowym w szeregach wariacji warunkowej, wobec tego do ich opisu możemy zastosować model VAR.

Tabela 6.

Oszacowania parametrów  $\alpha_1$  w modelach ARCH dla poszczególnych składowych

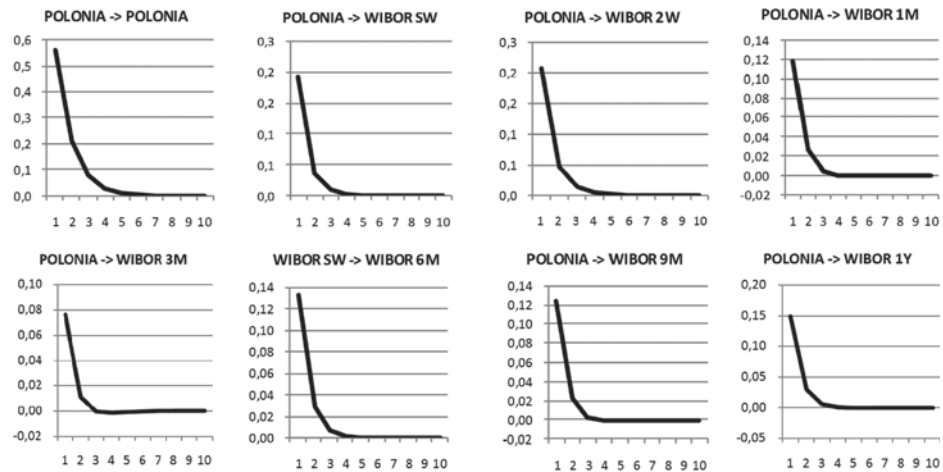
	oszacowanie	błąd standardowy	<i>p</i> -wartość
$\alpha_1$ (1 składowa)	0,417867	0,16578	0,0120
$\alpha_2$ (2 składowa)	0,388546	0,20811	0,0625
$\alpha_3$ (3 składowa)	0,442321	0,11930	0,0002
$\alpha_4$ (4 składowa)	0,017161	0,077518	0,8249
$\alpha_5$ (5 składowa)	0,908392	0,015910	0,0000
$\alpha_6$ (6 składowa)	0,393851	0,27962	0,1596
$\alpha_7$ (7 składowa)	0,308048	0,11264	0,0065
$\alpha_8$ (8 składowa)	0,252856	0,11464	0,0279

Tabela 7.

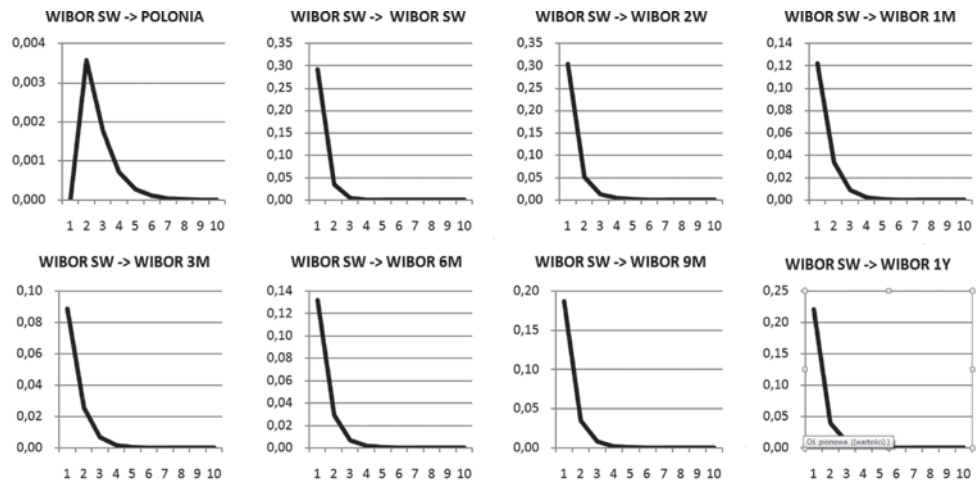
Wyniki testów pierwiastka jednostkowego przeprowadzonych dla wyznaczonych za pomocą modelu GO-GARCH szeregów wariancji warunkowych stawki POLONIA oraz stóp WIBOR o terminie zapadalności od 1 tygodnia do 1 roku

szereg	ADF (1984)	PP (1988)	DF-GLS (1996)	P (1996)
POLONIA	-22,6391 (<0,01)	-22,8174 (<0,01)	-22,6597 (<0,01)	0,323294 (<0,01)
WIBOR SW	-21,9843 (<0,01)	-22,1707 (<0,01)	-22,0043 (<0,01)	0,334637 (<0,01)
WIBOR 2W	-22,3909 (<0,01)	-22,4306 (<0,01)	-22,4113 (<0,01)	0,301483 (<0,01)
WIBOR 1M	-20,3203 (<0,01)	-20,5108 (<0,01)	-20,3389 (<0,01)	0,275716 (<0,01)
WIBOR 3M	-22,4185 (<0,01)	-22,627 (<0,01)	22,4389 (<0,01)	0,314431 (<0,01)
WIBOR 6M	-22,157 (<0,01)	-22,3678 (<0,01)	-22,1772 (<0,01)	0,309381 (<0,01)
WIBOR 9M	0,11197 (<0,01)	-0,13810 (<0,01)	-0,38306 (<0,01)	53,452 (<0,01)
WIBOR 1Y	0,14846 (<0,01)	-0,11797 (<0,01)	-0,39658 (<0,01)	51,121 (<0,01)

Na rysunkach 3 i 4 przedstawiamy wykresy odpowiedzi na impuls otrzymane za pomocą modelu VAR(1) dopasowanego do wariancji warunkowych stawki POLONIA oraz stóp WIBOR o terminie zapadalności od 1 tygodnia do 1 roku. Ponieważ na wyniki tej analizy duży wpływ ma uszeregowanie zmiennych w modelu, więc uszeregowaliśmy stopy według terminów zapadalności: od najkrótszego do najdłuższego. Zakładamy bowiem, że wariancja stóp krótkoterminowych wpływa na wariancję stóp długoterminowych, a nie odwrotnie. Na rysunku 3 i 4 widzimy, że zmienność stawki POLONIA wpływa na zmienności pozostałych stóp ze zbliżoną siłą co stopa WIBOR SW. Zmienność stopy WIBOR SW nie wywiera jednak prawie żadnego wpływu na zmienność stawki POLONIA. Z tego względu przejście z kształtowania stopy WIBOR SW na stawkę POLONIA wydaje się być tym bardziej uzasadnione.



Rysunek 3. Odpowiedzi na jednostkowy impuls zmienności stawki POLONIA



Rysunek 4. Odpowiedzi na jednostkowy impuls zmienności stopy WIBOR SW

## 5. ZAKOŃCZENIE

Celem przeprowadzonych badań było określenie kierunków przenoszenia się impulsów pomiędzy zmiennościami stawki POLONIA oraz stóp WIBOR. Analiza wykresów odpowiedzi na impuls prowadzi do jednoznacznych wniosków. Reakcja zmienności stóp WIBOR na jednostkowe zaburzenie zmienności stawki POLONIA oraz WIBOR SW jest silna i natychmiastowa, natomiast zmienność stawki POLONIA nie reaguje w ogóle na zmienność stopy WIBOR SW. Oznacza to, że banki komercyjne podając kwotowania stóp WIBOR w ogromnym stopniu kierują się zachowaniem stawki POLONIA – stopy stanowiących zdecydowanie największą część rynku depozytów

jednodniowych, natomiast rynek międzybankowych depozytów jednodniowych nie reaguje na publikacje stawek WIBOR SW wcale, lub co najwyżej w stopniu pomijalnie małym. Warto podkreślić, że znaczenie stawki POLONIA wobec narastającego kryzysu zaufania stało się jeszcze większe. Strach przed niewypłacalnością kontrahenta oraz niemożnością uzyskania odpowiedniej pozycji płynnościowej doprowadził do niemal całkowitego zamarcia międzybankowego rynku depozytów o terminie zapadalności dłuższym niż jeden dzień. W efekcie tego jedyną stawką odzwierciedlającą rynkową cenę pieniądza stała się stawka POLONIA, wobec czego banki komercyjne podając na fixingu kwotowania stóp WIBOR mogły się kierować wyłącznie tą stawką.

Poznanie zależności występujących pomiędzy stopami procentowymi rynku międzybankowego pozwala na lepsze zrozumienie występujących na nim zależności oraz wyciągnięcie wniosków na temat jego kondycji. Nie sposób w tym miejscu nie wspomnieć o innym kierunku badań jakim jest wyznaczanie krzywych dochodowości, a więc funkcji opisujących zależności pomiędzy poziomem stóp procentowych a ich czasem zapadalnością. Kształt krzywej odzwierciedla oczekiwania rynku co do przyszłych zmian stóp procentowych, a banki centralne wykorzystują ją do kontrolowania inflacji. Porównanie krzywych wyznaczonych na podstawie papierów dłużnych z krzywymi stóp rynku międzybankowego może posłużyć ocenie skali obecnego na tym rynku ryzyka kredytowego. Z punktu widzenia wydarzeń ostatnich lat analiza taka mogłaby ona posłużyć m.in. do określenia momentu transmisji kryzysu zaufania na poszczególne rynki międzybankowe lub wpływu poszczególnych impulsów na poziom zaufania na tych rynkach.

Agata Kliber, Paweł Kliber – *Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu*,  
Piotr Płuciennik – *Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu*

#### LITERATURA

- [1] Alexander C.O., (2000), Orthogonal Methods for generating Large Positive Semidefinite Covariance Matrices, *ISMA Centre Discussion Papers in Finance 2000-06*, University of Reading, UK.
- [2] Alexander C.O., (2001), Orthogonal GARCH in C.O. Alexander (ed.) *Mastering Risk*, 2, Financial Times Prentice Hall.
- [3] Alexander C.O., Chibumba A., (1996), Multivariate orthogonal factor GARCH, *University of Sussex Discussion Paper in Mathematics*.
- [4] Avouyi-Dovi S., Jondeau E., (1999), *Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve*, Janvier 1999 NER, 57.
- [5] Boswijk H., van der Weide R., (2006), *Wake me up before you GO-GARCH*, UvA-Econometrics Discussion Paper 2006/03.
- [6] Della Corte P., Sarno L., Thornton D.L., (2008), The Expectation Hypothesis of the Term Structure of very Short-Term Rates: Statistical Tests and Economic Value, *Journal of Financial Economics*, 89, s. 158-174.
- [7] Della Corte P., Sarno L., Thornton D.L., (2009), *Correlation Timing in Asset Allocation with Bayesian Learning*, Working Paper.

- [8] Elliott G., Rothenberg T.J., Stock J.H., (1996), Efficient Tests for Autoregressive Unit Roots, *Econometrica* 64(4), s. 813-836.
- [9] Engle R., (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50, s.987-1007.
- [10] Engle R., (2002), Dynamic Conditional Correlation – a simple class of Multivariate GARCH models, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, s. 339-350.
- [11] Engle R., Kroner F., (1995), Multivariate simultaneous generalized ARCH, *Econometric Theory*, 11, s. 122-150.
- [12] Haffner C.M., Herwartz H., (1998), Volatility Impulse Response Functions for Multivariate GARCH Models, *Core Discussion Paper 9847*.
- [13] Hassler U., Nautz D., (2008), On the Persistence of the Eonia Spread, *Economics Letters*, 101, s. 184-187.
- [14] Klaassen F., (2000), Have Exchange Rates Become More Closely Tied? Evidence from a new Multivariate GARCH model, *Centre for Economic Research discussion paper*, University of Tilburg.
- [15] Laurent S., (2009), *G@RCH 6, Estimating and Forecasting ARCH Models*, London: Timberlake Consultants Press.
- [16] Nautz D., Offermanns C.J., (2007), *The Dynamic Relationship Between the Euro Overnight Rate, the ECB's Policy Rate and the Term Spread*, Discussion Paper Series 1: Economic Studies 2006, 01, Deutsche Bundesbank, Research Centre.
- [17] Osiewalski J., (2009), New Hybrid Models of Multivariate Volatility (a Bayesian Perspective) *Przegląd Statystyczny*, 56, s. 15-22.
- [18] Osiewalski J., Pajor A., (2009), Bayesian Analysis for Hybrid MSF-SBEKK Models of Multivariate Volatility, *Central European Journal of Econometrics* 2009 (2) s. 179-202.
- [19] Pérez Quirós G., Rodríguez Mendizábal H., (2006), The Daily Market for Funds in Europe: What Has Changed with the EMU? *Journal of Money, Credit and Banking*, 38 (1), s. 91-118.
- [20] Phillips P.C.B., Perron P., (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regressions, *Biometrika*, 75, s. 335-346.
- [21] Raport NBP – *Polska wobec światowego kryzysu gospodarczego*, www.nbp.pl, pobrano 30.09.2009.
- [22] Said E., Dickey D.A., (1984), Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, 71, s. 599-607.
- [23] Vila Wetherilt A., (2002), Money Market Operations and Volatility of UK Money Market Rates, *Bank of England Quarterly Bulletin*, Winter.
- [24] Vojtek M., (2003), Calibration of interest rate models – transition markets case, *CERGE-EI Discussion Paper Series*.
- [25] van der Weide R., (2002), GO-GARCH: A Multivariate Generalized Orthogonal GARCH Model, *Journal of Applied Econometrics*, 17, s. 549-564.

#### ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY STOPAMI PROCENTOWYMI RYNKU MIĘDZYBANKOWEGO W POLSCE

##### Streszczenie

W artykule badamy kierunki przenoszenia się zmienności pomiędzy stawką POLONIA oraz stopami procentowymi rynku międzybankowego o dłuższym czasie zapadalności. Szczególny nacisk został położony na określenie siły impulsów wysyłanych przez stawkę POLONIA oraz stopę WIBOR SW. Ta pierwsza jest stopą kontrolowaną przez Narodowy Bank Polski począwszy od 2008 roku, natomiast na drugą była nią wcześniej. Ponieważ warunkowa zmienność stóp procentowych jest nieobserwowalna, a brak dostępności danych śróddziennych uniemożliwia szacowania zmienności zrealizowanej, wyznaczamy zmienność

warunkową wykorzystując w tym celu wprowadzony przez Van der Weide [25] model GO-GARCH. Do identyfikacji impulsów w szeregach wariancji warunkowej wykorzystaliśmy model VAR.

**Słowa kluczowe:** Analiza głównych składowych, funkcja odpowiedzi na impuls, wielowymiarowe modele zmienności warunkowej, struktura terminowa

#### INTERDEPENDENCES BETWEEN INTEREST RATES ON THE POLISH INTERBANK MARKET

##### A b s t r a c t

In the article we verify the direction of impulse response between volatility of POLONIA rate and interbank interest rates. The authors concentrate especially on the power of POLONIA and WIBOR SW volatility impulses. POLONIA rate is controlled by Polish Central Bank since the beginning of 2008. As the conditional volatility of interest rates is unobservable, and the absence of intraday quotations prevent from estimation of realized volatility, we determine volatility using the GO-GARCH model introduced by Van der Weide in [25]. To identify impulses in variance series we use VAR model.

**Key words:** principal component analysis, impulse response function, multidimensional models of conditional variance, term structure of interest rates