

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 288

Wpływ światowego kryzysu gospodarczego 2007–2009 na rynek międzybankowy w Polsce

Piotr Płuciennik, Agata Kliber,
Paweł Kliber, Grzegorz Paluszak,
Małgorzata Piwnicka

dr Piotr Płuciennik – adiunkt, Pracownia Ekonometrii Finansowej, Wydział Matematyki i Informatyki, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu.

dr Agata Kliber – adiunkt, Katedra Matematyki Stosowanej, Wydział Informatyki i Gospodarki Elektronicznej, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu.

dr Paweł Kliber – adiunkt, Katedra Ekonomii Matematycznej, Wydział Informatyki i Gospodarki Elektronicznej, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu.

dr Grzegorz Paluszak – starszy wykładowca Katedry Bankowości, Wydział Ekonomii, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu.

dr Małgorzata Piwnicka – autorka jest pracownikiem Narodowego Banku Polskiego. Wyrażane poglądy należą do autorki i nie stanowią oficjalnego stanowiska instytucji, w której jest zatrudniona.

Projekt badawczy został zrealizowany w ramach konkursu Komitetu Badań Ekonomicznych NBP na projekty badawcze przeznaczone do realizacji przez pracowników NBP i osoby spoza NBP oraz sfinansowany ze środków Narodowego Banku Polskiego.

Projekt graficzny:

Oliwka s.c.

Skład i druk:

Drukarnia NBP

Wydął:

Narodowy Bank Polski

Departament Edukacji i Wydawnictw

00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21

tel. 22 653 23 35, fax 22 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2013

ISSN 2084–6258

Materiały i Studia są rozprowadzane bezpłatnie

Dostępne są również na stronie internetowej NBP: <http://www.nbp.pl>

Spis treści

STRESZCZENIE	5
WSTĘP	6
1. KIERUNKI TRANSMISJI KRYZYSU ZAUFANIA	9
1.1. WPROWADZENIE	9
1.2. OPIS DANYCH	10
1.3. BADANIE KIERUNKÓW TRANSMISJI KRYZYSU ZAUFANIA	20
1.3.1. <i>Badanie z wykorzystaniem modelu BEKK</i>	20
1.3.2. <i>Badanie z wykorzystaniem modeli ARMA-SV</i>	35
1.4. BADANIE WPŁYWU OPERACJI NBP NA WZROST ZAUFANIA NA RYNKU MIĘDZYBANKOWYM	40
1.5. PODSUMOWANIE	42
2. OCENA SKUTECZNOŚCI NARODOWEGO BANKU POLSKIEGO W ZAKRESIE STABILIZACJI STAWKI POLONIA	45
2.1. WPROWADZENIE	45
2.1. ANALIZA ZACHOWANIA SPREADU POMIĘDZY STAWKĄ POLONIA A STOPĄ REFERENCYJNĄ	48
2.2. EKONOMETRYCZNA ANALIZA WŁASNOŚCI SPREADU POMIĘDZY STAWKĄ POLONIA A STOPĄ REFERENCYJNĄ	52
2.2.1. <i>Analiza długiej pamięci spreadu pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną</i>	53
2.2.3. <i>Analiza determinant spreadu</i>	56
2.2.4. <i>Podsumowanie</i>	66
2.3. BUDOWA I STRUKTURA BILANSU PŁYNNOŚCI POLSKIEGO SEKTORA BANKOWEGO I POWIĄZANIE JEGO POZYCJI ZE STOPĄ POLONIA	67
2.3.1. <i>Bilans płynności, jako narzędzie regulacji płynności polskiego sektora bankowego</i>	71
2.3.2. <i>Analiza grupy autonomicznych pozycji płynności i instrumentów polityki pieniężnej w strukturze aktywów i pasywów bilansu płynności sektora bankowego</i>	78
2.3.3. <i>Podsumowanie</i>	84
3. ANALIZA WYNIKÓW ANKIET PRZEPROWADZONYCH WŚRÓD CENTRAL BANKÓW	86
3.1. CHARAKTERYSTYKA PRÓBY BADAWCZEJ	86
3.2. OCENA POSTRZEGANIA OBNIŻEK STÓP PROCENTOWYCH NBP W 2008 R ORAZ WPŁYWU OBNIŻKI STOPY REZERWY MINIMALNEJ NA KONDYCJĘ SEKTORA BANKOWEGO W POLSCE W MAJU 2009	89
3.3. OCENA KONDYCJI SEKTORA BANKOWEGO PO WPROWADZENIU PAKIETU ZAUFANIA W POLSCE	92
3.4. OCENA KANAŁÓW ODDZIAŁYWANIA KRYZYSU FINANSOWEGO NA SEKTOR BANKOWY W POLSCE W LATACH 2007 – 2008	96
3.5. OCENA STABILIZACJI STAWKI POLONIA	98
3.6. PODSUMOWANIE	103
ZAKOŃCZENIE	104
LITERATURA	106

A. WYKORZYSTANE METODY EKONOMETRYCZNE	111
A.1. TESTY DŁUGIEJ PAMIĘCI I IDENTYFIKACJA PARAMETRU UŁAMKOWEGO STOPNIA INTEGRACJI	111
A.2. MODELE PARAMETRYCZNE	114
<i>A.2.1. Model VAR (Vector Autoregression)</i>	114
<i>A.2.2. Model BEKK</i>	114
<i>A.2.3. Funkcja odpowiedzi na impuls</i>	115
A.3. MODEL ZMIENNOŚCI STOCHASTYCZNEJ (SV) I JEGO ESTYMACJA	116
B. ANKIETA SKIEROWANA DO CENTRAL BANKÓW	121

Streszczenie

W niniejszym opracowaniu przedstawiono wyniki badań dotyczących wpływu wydarzeń związanych ze światowym kryzysem gospodarczym na rynek międzybankowy w Polsce a także oceniono skuteczność przeciwdziałania skutkom kryzysu przez bank centralny. W szczególności położono nacisk na identyfikację zależności występujących pomiędzy 3-miesięcznym *spreadem* WIBOR-OIS oraz *spreadami* LIBOR-OIS dla euro oraz dolara amerykańskiego oceniając tym samym wpływ sytuacji na rynku międzybankowym w USA i strefie euro na kondycje rynku polskiego oraz reakcję uczestników rynku międzybankowego na poszczególne wydarzenia związane z kryzysem subprime oraz późniejszym kryzysem fiskalnym państw Europy Południowej.

Przedmiotem pracy pozostaje badanie efektu długiej pamięci *spreadu* pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną oraz jego determinanty. Analiza ta pozwala nam po pierwsze ocenić siłę z jaką bank centralny oddziałuje na *spread* pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną, a po drugie pozwala określić czynniki, które wpłynęły na osłabienie tej zdolności. Dla lepszego zrozumienia przyczyn rozbieżności pomiędzy stawką POLONIA oraz stopą referencyjną przeprowadzamy skonsolidowany bilans polskiego sektora bankowego. Przeprowadzona analiza wsparta jest także ankietą skierowaną do central banków, której celem było poznanie opinii uczestników rynku międzybankowego na temat wpływu kryzysu finansowego na sektor bankowy w Polsce.

Kody JEL: C11, C22, C32, E43, E52, E58

Słowa kluczowe:, kryzys subprime, kryzys fiskalny, modele zmienności stochastycznej, skonsolidowany bilans płynności, stawka POLONIA, *spread* LIBOR-OIS, testy długiej pamięci, wielowymiarowe modele GARCH.

Wstęp

Za pierwotną przyczynę Światowego Kryzysu Gospodarczego można uznać narastającą w ostatnim dziesięcioleciu globalną nierównowagę. Z jednej strony słabo rozwinięty system pośrednictwa finansowego oraz brak zaufania do rodzimych rynków zachęcał inwestorów z krajów rozwijających się do lokowania kapitału w krajach wysoko rozwiniętych, w szczególności w Stanach Zjednoczonych, z drugiej w tych ostatnich od lat obserwowana jest zbyt niska skłonność do oszczędzania oraz narastająca popularność kredytu stymulowana dodatkowo utrzymującymi się na niskim poziomie stopami procentowymi. Jak podaje raport Narodowego Banku Polskiego (2009b), przy ocenie skali zagrożeń wynikających z nierównowag zbyt często skupiano się wyłącznie na niezerowych saldach przepływu kapitałów między krajami rozwiniętymi a gospodarkami wschodzącymi, zamiast prowadzić bilans całego zasobu aktywów w posiadaniu podmiotów zagranicznych.

Niski koszt pieniądza w Stanach Zjednoczonych przyczynił się do stopniowego narastania bańki spekulacyjnej na rynku nieruchomości. Rosła też popularność kredytów hipotecznych subprime udzielanych osobom nie posiadającym żadnej wiarygodności kredytowej. Fala podwyżek stopy rezerw federalnych z poziomu 1% w drugiej połowie 2003 roku do 5,25% w ostatnim kwartale 2006 stała się główną przyczyną pęknięcia wspomnianej bańki. Silny spadek cen nieruchomości doprowadził do poważnych kłopotów finansowych banków, które zmuszone były do sprzedaży zajętych hipotek po mocno zaniżonych cenach, a następnie przełożyła się na kłopoty innych sektorów gospodarki. Według raportów komitetu NBER zajmującego się m.in. datowaniem cykli koniunkturalnych recesja w Stanach Zjednoczonych rozpoczęła się już w IV kwartale 2007 roku. Z niewielkim opóźnieniem kryzys przeniósł się do strefy euro, w której kilka krajów borykało się dodatkowo z problemem zbyt dużego zadłużenia sektora publicznego¹

¹ O negatywnej ocenie ryzyka kredytowego długoterminowych obligacji Grecji, Hiszpanii, Włoch i Portugalii świadczą rosnące począwszy od 2007 roku *spreads* pomiędzy ich rentownością a rentownością obligacji niemieckich o tym samym terminie zapadalności oraz rosnący koszt kontraktów CDS dla tych państw (por. Gibson, Hall, Tavlás, 2012). Długoterminowe obligacje rządu

a także do Australii, Kanady i Japonii – krajów znacznie zaangażowanych na rynkach papierów subprime. W lutym 2008 roku bank Northern Rock po trwających wiele miesięcy poszukiwaniach inwestora został znacjonalizowany. Miesiąc później doszło do przejęcia borykającego się z poważnymi problemami finansowymi, jednego z największych banków w Stanach Zjednoczonych - banku Bear Stearns przez JP Morgans Chase. Kulminacją problemów sektora bankowego stał się głośny upadek banku Lehman Brothers we wrześniu 2008 roku. Wydarzenia te przyczyniły się także do stopniowego rozwoju kryzysu zaufania w sektorze bankowym w Polsce. Na początku roku 2010 kryzys zaufania w Stanach Zjednoczonych i innych państwach wygasł, ale wystąpienie Grecji o uruchomienie pierwszego pakietu pomocowego w kwietniu tego roku stało się początkiem problemów fiskalnych państw Europy Południowej. Obniżki ratingów poszczególnych państw oraz wzrosty *spreadów* CDS świadczyły o narastającym ryzyku kredytowym papierów skarbowych. Polskie banki nie były co prawda na znaczną skalę zaangażowane na rynku obligacji skarbowych Grecji i innych krajów Europy Południowej, ale ich banki-matki będące w większości dużymi bankami działającymi w strefie euro były często w posiadaniu dużej liczby papierów skarbowych niskiej jakości. Wydarzenia te również przyczyniały się do pogorszenia nastojów w polskim sektorze bankowym, chociaż skala zaburzeń nie była już tak wielka jak w 2008 roku.

Wspomniane zawirowania na światowych rynkach i ich wpływ na gospodarkę polską, a w szczególności polski sektor bankowy, skłoniły nas do postawienia sobie dwóch pytań. Pierwszym z nich jest pytanie o kierunki przenikania kryzysu do polskiego sektora bankowego, drugie dotyczy oceny wpływu jaki kryzys wywarł na polski rynek międzybankowy oraz zdolność banku centralnego do realizacji podstawowych celów polityki pieniężnej. Oceniamy też jakie czynniki miały największy wpływ na osłabienie tej zdolności. Weryfikujemy tym samym skuteczność jego działań. Jednocześnie określamy też moment transmisji kryzysu zaufania do Polski oraz sprawdzamy, jakie wydarzenia miały szczególny wpływ na jego rozwój.

federalnego Niemiec stanowią referencyjny papier wartościowy (tzw. benchmark) dla długoterminowych obligacji pozostałych państw członkowskich UE.

Postawione cele realizujemy w oparciu o badania ekonometryczne, wspierając je dodatkowo wynikami ankiet skierowanych do central banków oraz skonsolidowanym bilansem polskiego sektora bankowego. Identyfikacji kierunków przenikania kryzysu dokonujemy poprzez dopasowanie wielowymiarowych modeli VAR-BEKK oraz modeli AR-SV z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi do 3-miesięcznych *spreadów* LIBOR/WIBOR-OIS, opierając się na wynikach badań European Central Bank (2008), Bank of Japan (2008) oraz Soutanaevy i Strömqvist (2009). Odpowiedzi otrzymane od respondentów pozwoliły nam dodatkowo określić kanały, którymi kryzys przeniknął do Polski. Poprzez dopasowanie modelu ARMA-GARCH z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi do *spreadu* w okresie, w którym obowiązywał Pakiet Zaufania, sprawdzamy jaki wpływ na sytuację sektora bankowego w Polsce wywarły poszczególne operacje banku centralnego przeprowadzone w ramach pakietu, oraz decyzje NBP podjęte w okresie jego obowiązywania. Dzięki odpowiedziom otrzymanym od respondentów w skierowanej do central banków ankiecie poznajemy pogląd banków komercyjnych na temat istotności poszczególnych narzędzi NBP wprowadzonych w ramach Pakietu Zaufania. Poprzez analizę długiej pamięci *spreadu* pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną badamy zdolność banku centralnego do stabilizacji stawki POLONIA, kierując się wynikami otrzymanymi przez Linzerta i Schmidta (2007). Dopasowane do podokresów modele pozwoliły na określenie zmiennych wpływających na *spread*, a w szczególności na sprawdzenie jaka była siła oddziaływania banku centralnego na stawkę POLONIA.

1. Kierunki transmisji kryzysu zaufania

1.1. Wprowadzenie

Światowy kryzys gospodarczy, pomimo szybkich interwencji banków centralnych, bardzo niemal natychmiast przeniósł się ze Stanów Zjednoczonych do sektorów bankowych w innych krajach, w tym strefy euro. Sfera realna odczuła skutki kryzysu z kilkumiesięcznym opóźnieniem.

W Polsce w początkowej fazie skutki kryzysu odczuły jedynie rynki kapitałowe. W połowie 2008 roku odwróceniu uległ trend aprecjacyjny wielu walut Europy środkowo-wschodniej, w tym złotego. W III i IV kwartale 2008 nastąpiło w Polsce znaczące obniżenie wskaźników koniunktury gospodarczej przy jednoczesnym znacznym spadku wykorzystania mocy produkcyjnych. W II połowie 2009 roku dynamika produktu krajowego zaczęła jednak powoli odrabiać straty, a Polska była jedynym krajem regionu, który zakończył najgorszy, 2009 rok z dodatnią dynamiką PKB. Jako przyczyny stosunkowo łagodnego przejścia Polski przez Światowy Kryzys Finansowy 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. Ta ostatnia z jednej strony przyczyniła się do wzrostu zadłużenia zagranicznego i strat niektórych przedsiębiorstw z tytułu zawartych wcześniej transakcji opcyjnych, z drugiej jednak strony polskie towary mogły być sprzedawane za granicę taniej bądź z niższą marżą. Sytuacja polskiego sektora bankowego w porównaniu do innych rynków była całkiem dobra. Polskie banki nie były w posiadaniu tzw. toksycznych papierów wartościowych, a głównym kanałem, przez który kryzys przeniknął do sektora bankowego, był kanał zaufania.

Skutków kryzysu zaufania nie można lekceważyć, jednak inne uwarunkowania rozwoju kryzysu z Polsce, (por. Narodowy Bank Polski (2009c)) oraz fakt, że polska gospodarka w znacznie większym stopniu powiązana jest z

gospodarką krajów strefy euro niż Stanów Zjednoczonych, skłania nas do postawienia dwóch hipotez, które w niniejszym rozdziale udowadniamy. Pierwsza z nich mówi, że kryzys zaufania przenika na polski rynek międzybankowy ze znacznym opóźnieniem, a na jego rozwój wpływ mają inne czynniki niż w przypadku Stanów Zjednoczonych i strefy euro. Druga, że kryzys zaufania nie przeniknął do Polski bezpośrednio ze Stanów Zjednoczonych, ale za pośrednictwem strefy euro. Wykażemy także, że operacje przeprowadzane w ramach wprowadzonego 4 października 2008 roku Pakietu Zaufania, przyczyniały się do uzdrowienia sytuacji na rynku międzybankowym. Hipotezy udowodnimy stosując analizę *spreadów* pomiędzy 3-miesięcznymi stopami LIBOR a stawkami 3-miesięcznych kontraktów OIS (Overnight Interest Swap), które będziemy w skrócie nazywać *spreadami* LIBOR-OIS. Są one indykatorami nasilenia strachu przed niewypłacalnością kontrahenta na rynku międzybankowym (por. Sengupta, Yu, 2008, Thornton, 2009). Podobne badania przeprowadzane były przez Europejski Bank centralny (European Central Bank, 2008) celem zbadania zależności pomiędzy kryzysem zaufania w strefie euro i Stanach Zjednoczonych, przez Bank Japonii (Bank of Japan, 2008) oraz w artykule Sultanaevy i Strömqvist (2009), którym autorki określiły kierunki transmisji kryzysu zaufania do Szwecji.

1.2. Opis danych

Analizie poddane zostały 3-miesięczne *spready* LIBOR-OIS dla Stanów Zjednoczonych i strefy euro oraz 3-miesięczny *spread* WIBOR-OIS dla złotego z okresu od stycznia 2006 do 31 maja 2012, których poziomy przedstawione są na rysunku 1.3. *Spready* LIBOR-OIS reprezentują premię zarówno za ryzyko kredytowe jak i za płynność (Sengupta, Yu, 2008, Thornton, 2009). Wykorzystanie *spreadów* LIBOR-OIS nie jest wolne od wad. Trzeba zwrócić uwagę na to, że stawki LIBOR nie są stopami transakcyjnymi. Ich wartości wyznaczone są na fixingu organizowanym przez BBA. Biorąc pod uwagę ujawnione w 2012 roku manipulacje stopami LIBOR i EURIBOR przez banki kwotujące stawki oraz nałożenie na bank Barclays trzech kar o łącznej wysokości ponad 450 mln dolarów, wiarygodność stóp została mocno nadwyrężona. Z drugiej jednak strony badania,

które miały na celu weryfikację rozbieżności pomiędzy stopami LIBOR i rzeczywistym kosztem pieniądza na rynku międzybankowym, wskazały, że różnica ta nie jest znacząca. Schwarz (2009) na podstawie próbki około 30% wszystkich transakcji międzybankowych porównała średnią rentowność trzymiesięcznych transakcji na rynku międzybankowym w euro w danym dniu z obowiązującą tego dnia stawką LIBOR 3M. Przed sierpniem 2007 stawka LIBOR zawyżała rzeczywisty koszt trzymiesięcznej pożyczki średnio zaledwie o 1 pb, natomiast po sierpniu 2007 o 5 pb. W przypadku stóp WIBOR pojawia się niedogodność związana z tym, że po transmisji kryzysu zaufania do Polski rynek trzymiesięcznych pożyczek międzybankowych stał się całkowicie martwy, wobec czego rzeczywisty koszt pieniądza na rynku międzybankowym w horyzoncie trzymiesięcznym był trudny do oszacowania. Pomimo tego z racji braku innej alternatywy trzymiesięczny *spread* WIBOR-OIS jest wykorzystywany w okresowych raportach o stabilności systemu finansowego prowadzonych przez NBP, a także rekomendowany przez ACI Polska – stowarzyszenie dealerów. W przypadku *spreadu* WIBOR-OIS pojawia się również trudność związana z dekompozycją *spreadu* na czynniki związane z premią za ryzyko kredytowe i premią za płynność. W przypadku *spreadów* LIBOR-OIS wykorzystuje się w tym celu bankowe CDS (por. Soltaneava, Stromquist, 2009) podczas gdy w przypadku Polski takie dane są niedostępne.

Dynamika spreadów LIBOR/WIBOR-OIS jest bardzo mocno zróżnicowana, dlatego modelowanie ekonometryczne całego rozważanego okresu nie było by dobrym rozwiązaniem. Nieuwzględnienie tych różnic może prowadzić do znaczących problemów z kowariancyjną stacjonarnością szeregów, obniżenia jakości dopasowania modelu opisującego zmieniającą się w czasie wariancję, a co za tym idzie nieprawidłowości w identyfikacji kierunków przepływu impulsów. Analizując sytuację ekonomiczną w analizowanym okresie zdecydowaliśmy się podzielić go na 7 podokresów:

- I okres – od 2 stycznia 2006 do 7 sierpnia 2007. Jest to okres, w którym wystąpiły pierwsze symptomy kryzysu związane z narastaniem globalnych nierównowag, rosnącą skalą zadłużenia osób fizycznych w Stanach Zjednoczonych i pierwszymi upadkami instytucji działających na rynkach

1

kredytowych. Zachowanie *spreadów* wskazywało jednak, że rynki międzybankowe nie odczuwały jeszcze skali problemu, a opinie na temat przyszłości gospodarki Stanów Zjednoczonych były zróżnicowane. W kwietniu 2006 roku indeks cen nieruchomości S&P/Case Shiller HPI załamał się. Instytucje udzielające kredytów subprime zdawały się nie dostrzegać związanego z tym ryzyka niemożności pokrycia całego niespłaconego zobowiązania zajętej hipoteką. 3 stycznia 2007 zbankrutował Ownit Mortgage Solutions Inc., pierwsza amerykańska instytucja finansowa oferująca kredyty subprime. 2 kwietnia 2007 w stan upadłości została postawiona New Century Financial, będąca drugą co do wielkości w USA firmą działającą na rynku kredytów hipotecznych subprime. Pomimo tych niepokojących wydarzeń rynki finansowe pozostawały w dobrej kondycji. Gdy w lipcu 2007 indeks Dow Jones przekroczył po raz pierwszy w swej historii 14 tysięcy punktów, Henry Paulson, sekretarz skarbu w administracji prezydenta George'a W. Busha oświadczył, że za jego życia globalna gospodarka nigdy jeszcze nie znajdowała się w tak znakomitej kondycji. Krótco po tym na giełdach wystąpiła głęboka korekta. Zaufanie na rynku międzybankowym spadło drastycznie już 8 sierpnia 2007, co spotkało się z szybką reakcją Systemu Rezerw Federalnych, Europejskiego Banku Centralnego oraz banków centralnych Australii, Kanady i Japonii, które, ratując banki niemogące uzyskać finansowania w innych bankach przed utratą płynności, wpompowały na rynki w sumie około 300 mld dolarów.

- II okres – od 8 sierpnia 2007 do 5 września 2008. Okres narastającego kryzysu zaufania na rynku amerykańskim i rynkach europejskich. Kłopoty finansowe kolejnych dużych instytucji finansowych prowadziły do jego konsekwentnego pogłębienia. Interwencje banków centralnych i pomoc rządowa oferowana stojącym na progu bankructwa instytucjom prowadziły tylko do krótkofalowej obniżki *spreadów*, które szybko powracały na ścieżkę wzrostową. Wzrost *spreadów* na początku sierpnia 2007 był bardzo gwałtowny. Ponieważ amerykańskie papiery wartościowe powiązane z rynkiem nieruchomości sprzedawane były także za granicą, kryzys zaufania

bardzo szybko przeniknął na inne rynki, w tym do strefy euro. Wzrost *spreadu* obserwowalny był także w Polsce, chociaż polskie instytucje finansowe nie kupowały tzw. toksycznych papierów wartościowych (analiza przyczyn przeniknięcia kryzysu zaufania do Polski została przeprowadzona w raporcie Narodowego Banku Polskiego, 2009b). *Spready* dla Stanów Zjednoczonych i strefy euro wykazywały tendencję wzrostową aż do grudnia 2007, kiedy FED oraz inne banki centralne wprowadzają pakiety operacji mających na celu zasilenie sektora bankowego w płynność (szeroką ocenę skuteczności operacji zasilających można znaleźć w artykule Wu (2008)). Spadek wartości *spreadów* był jednak krótkofalowy i w lutym 2008 nastąpił ich ponowny wzrost po tym, jak borykający się od dłuższego czasu z problemami z płynnością, piąty co do wielkości w Wielkiej Brytanii bank kredytowy Northern Rock staje na skraju bankructwa. Uzyskanie we wrześniu 2007 roku nadzwyczajnej linii kredytowej w Banku Anglii w wysokości 25mld funtów jest negatywnym sygnałem dla klientów banku, którzy zaczynają wycofywać depozyty. Ostatecznie po dwóch nieudanych próbach sprzedaży 22 lutego bank zostaje znacjonalizowany. Kolejny krótkofalowy spadek *spreadów* świadczy o tym, że rynek przyjął tą informację bardzo pozytywnie. Po dwóch tygodniach *spready* ponownie zaczęły rosnąć, co wiązało się tym razem z ryzykiem bankructwa banku Bear Stearns. W połowie marca 2008 roku akcje banku zaczęły szybko tracić na wartości. Ostatecznie bank zostaje przejęty przez JP Morgan Chase, które wykupił w sumie 39% udziałów. Informacja ta została przyjęta pozytywnie przez rynek, co ostatecznie stało się przyczyną spadków *spreadów*. W kwietniu 2008 Międzynarodowy Fundusz Walutowy przestrzegł przed możliwą recesją. Kolejne dane makroekonomiczne świadczą o tym, że gospodarka USA ma dodatnią dynamikę PKB. 7 września 2008 największe instytucje rynku hipotecznego USA, Fannie Mae i Freddie Mac, zostały przejęte przez rząd federalny. Fannie Mae i Freddie Mac miały w swych portfelach w sumie 5 bln USD w długach i obligacjach hipotecznych. Był to moment gwałtownego wzrostu *spreadów*, który został dodatkowo

spotęgowany przez upadek banku Lehman Brothers – czwartego co do wielkości banku inwestycyjnego w Stanach Zjednoczonych.

- III okres – od 5 września 2008 do 27 maja 2009. Kolejny okres wiąże się z eskalacją kryzysu. Wspomniana nacjonalizacja dwóch największych instytucji rynku hipotecznego - Fannie Mae oraz Freddie Mac i następujący niedługo po tym upadek banku Lehman Brothers doprowadził do obniżenia zaufania do niespotykanego wcześniej poziomu. Był to okres największych różnic pomiędzy *spreadami* na rynku polskim i *spreadami* dla Stanów Zjednoczonych oraz strefy euro. Te ostatnie wzrastają gwałtownie do poziomu odpowiednio 3,6 i 2%. *Spread* dla Polski zwiększał się w sposób mniej dynamiczny, niemniej jego podwyższona wartość miała się utrzymywać przez dłuższy okres, pomimo podjęcia przez NBP szeregu działań, których pośrednim celem było wzmocnienie zaufania. 4 października Narodowy Bank Polski przyjmuje Pakiet Zaufania, którego zadaniem było umożliwienie bankom pozyskania płynności złotowej i walutowej na dłuższy okres czasu oraz ułatwienie dostępu do finansowania w NBP. 17 października zaprzestano publikacji podaży bonów pieniężnych NBP umożliwiając bankom lokowanie nadwyżek poprzez nabycie tych papierów w ilości zaspakajającej popyt. 20 lutego podjęto próbę stymulacji akcji kredytowej poprzez ograniczenie podaży bonów. Uspokojenie nastrojów na rynku Polskim przyszło dopiero pod koniec maja 2009 roku, kiedy w NBP zdecydowano się na obniżenie rezerwy obowiązkowej do poziomu 3%. *Spread* pozostawał jeszcze na wysokim poziomie ale znacząco obniżyła się jego dynamika. W tym czasie także znacząco spadło wykorzystanie długoterminowych operacji zasilających w płynność.
- IV okres - od 28 maja 2009 do 23 kwietnia 2010. Podczas trwania tego okresu wszystkie *spready* ulegały dalszym spadkom. Względna stabilizacja sytuacji na rynkach międzybankowych okazała się tymczasowa, gdy w Stanach Zjednoczonych doszło do poważnej katastrofy ekologicznej związanej z wyciekiem ropy naftowej ze stacji wiertniczej w zatoce meksykańskiej. Katastrofa miała bardzo poważne skutki dla gospodarki

południowych stanów USA, których głównym źródłem przychodu jest rybołówstwo oraz turystyka związana z morzem.

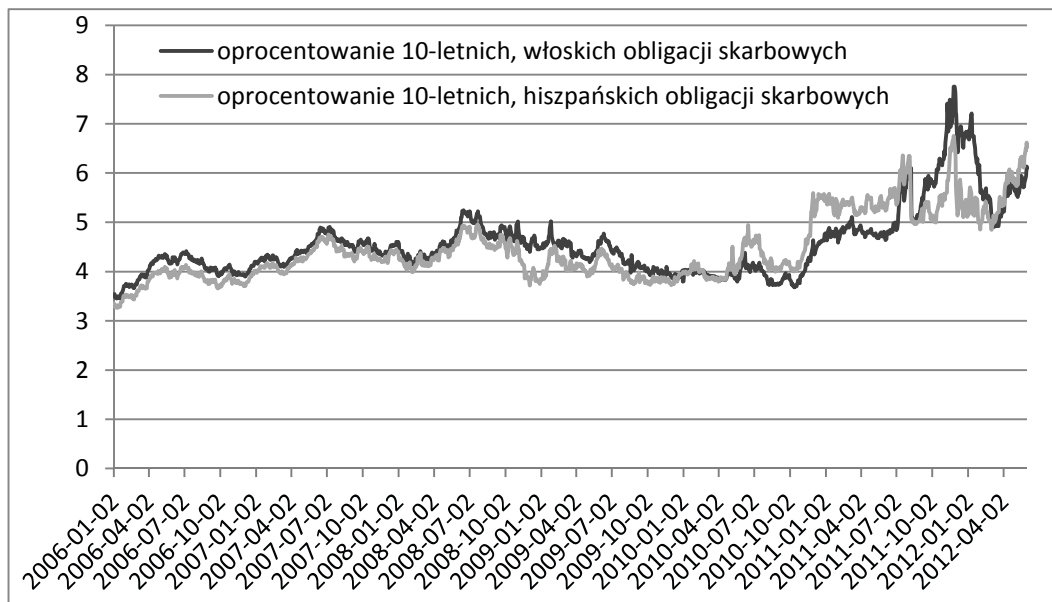
- V okres – od 24 kwietnia 2010 do 13 czerwca 2011. Okres rozwijającego się kryzysu zadłużenia, którego skutki odbiły się także na kondycji sektorów bankowych na poszczególnych rynkach, z racji znacznego udziału obligacji skarbowych zagrożonych państw w portfelach poszczególnych banków. Dzięki szybkiej reakcji Unii Europejskiej oraz Międzynarodowego Funduszu Walutowego wzrost niepokoju na rynkach międzybankowych nie był znaczący. Grecja uzyskuje pierwszą międzynarodową pomoc finansową, która ma uchronić kraj przed bankructwem (wcześniej, w 2009 roku, została już wsparta pakietem pożyczek w wysokości 30mld euro o oprocentowaniu 5% w skali rocznej). W dalszej kolejności pomoc zostaje udzielona Irlandii i Portugalii. 9 maja 2010 ministrowie finansów krajów strefy euro uzgadniają liczący 750 mld euro plan ratowania przed bankructwem krajów europejskich. W kwietniu 2011 zostaje przyjęty kolejny pakt pomocowy dla Grecji. Pomimo tych zabiegów tempo reform fiskalnych w Grecji było niewielkie i spotykało się z dużym oporem społecznym. Gdy w 13 czerwca 2011 rating Grecji został obniżony do „śmieciowego” poziomu CCC, *spready* dla euro zaczęły szybko rosnać. Wzrost obserwowalny był także dla *spreadu* dla dolara.
- VI okres – od 14 czerwca 2011 do 31 grudnia 2011. Okres podwyższonej wartości i zmienności *spreadu*, co jest efektem coraz silniej odczuwalnych skutków kryzysu zadłużeniowego. Oprocentowanie włoskich obligacji skarbowych szybko rośnie. Bardzo negatywnym sygnałem dla rynku jest przekroczenie przez obligacje 10-letnie 7% prognozy rentowności (rysunek 1.1). Do poziomu 7% zbliża się także oprocentowanie obligacji hiszpańskich. Standard & Poor’s oceniał wówczas wiarygodność kredytową Włoch na A+. Inwestorzy zdawali sobie jednak sprawę, że Włochy są krajem, którego dług publiczny przekracza 100% PKB i istnieje znaczne ryzyko, że w ciągu najbliższego dziesięciolecia kraj powtórzy grecki scenariusz. Gospodarka Włoch jest przy tym na tyle duża, że Unia Europejska i Międzynarodowy

1

Fundusz Walutowy nie była by w stanie wygospodarować środków na jego dokapitalizowanie. Do poprawy nastroju na rynkach międzybankowych nie przyczyniło się także umieszczenie przez agencję Standard & Poor's 15 krajów UE, w tym Niemiec i Francji, na liście krajów, których finanse publiczne są pod tzw. wzmożoną kontrolą. W zamyśle kontrola ta wiąże się z podejrzeniem o zbyt niską dyscyplinę budżetową w państwach i w przyszłości może przełożyć się na obniżkę ratingów poszczególnych państw. Pod koniec roku Europejski Bank Centralny przeprowadził pierwszą z dwóch planowanych rund 3-letnich operacji refinansujących LTRO (Long-Term Refinancing Operations) mających na celu dokapitalizowanie banków komercyjnych. Podczas grudniowej rundy banki pożyczły 489,2 mld, choć jak podaje Łukowski (2012) wielkość tę należy traktować jako wartość brutto, ponieważ operacje długoterminowe przyczyniły się jednocześnie do zmniejszenia popytu na siedmiodniowe podstawowe operacje refinansujące. Oczywistym jest, że z tanich pożyczek skorzystały nie tylko banki z krajów w największym stopniu dotkniętych kryzysem fiskalnym, ale także banki z Europy Północnej, które pożyczone pieniądze przeznaczyły na zakup wyżej oprocentowanych obligacji rządowych. Skutki dokapitalizowania europejskiego sektora bankowego były widoczne już na początku 2012 roku. Dokapitalizowane banki odzyskiwały zaufanie do siebie nawzajem, dzięki czemu trend wzrostowy dla euro oraz dolara amerykańskiego uległ odwróceniu przy jednoczesnym dużym spadku dynamiki tego pierwszego. Z tego powodu na 31 grudnia 2011 zdecydowaliśmy się zakończyć kolejny okres. Obniżeniu ulega także oprocentowanie włoskich i hiszpańskich obligacji. Wprowadzenie operacji LTRO nie wywarło wpływu na *spread* dla złotego.

- VII okres – od 2 stycznia 2012 do 31 maja 2012 jest okresem, w którym obserwujemy pozytywne skutki wprowadzenia operacji LTRO. Dzięki drugiej rundzie operacji LTRO, w ramach której banki pożyczły w sumie 529,5 mld euro, trend spadkowy *spreadów* udawało się utrzymać aż do kwietnia 2012, po czym *spready* dla dolara i euro ustabilizowały się na

poziomie 0,3%. *Spread* dla Polski zaczął ponownie rosnąć. Rozpoczęła się także kolejna fala wzrostów oprocentowania obligacji skarbowych Włoch i Hiszpanii.



Rysunek 1.1. Oprocentowanie 10-letnich włoskich i hiszpańskich (po prawej) obligacji rządowych w okresie od stycznia 2006 do końca maja 2012.

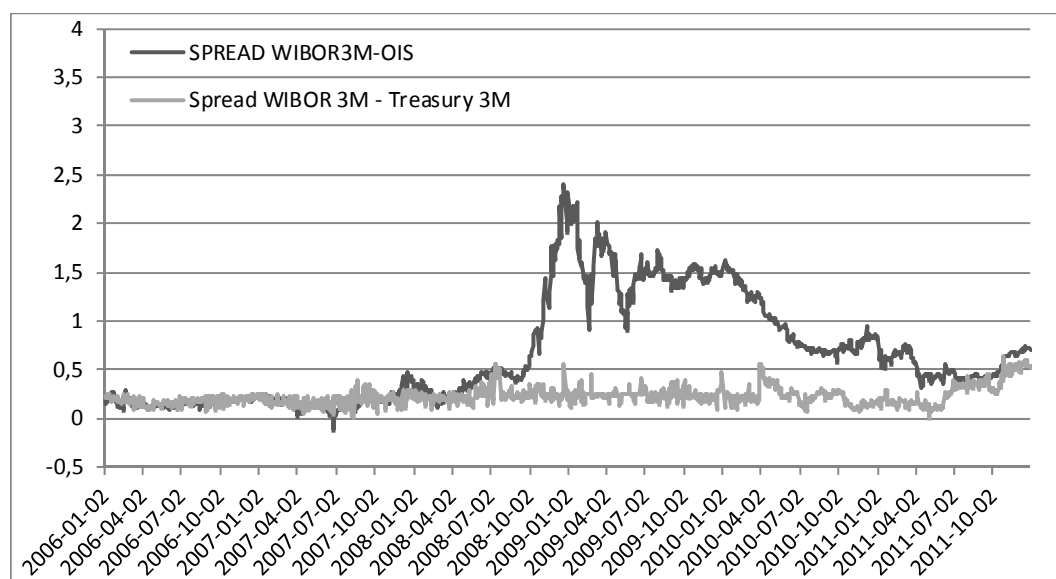
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy Thomson Reuters Datastream

W tabeli 1.1 przedstawione są statystyki opisowe rozważanych *spreadów* w poszczególnych podokresach. Charakterystyczną ich cechą jest duże zróżnicowanie zmienności dla wszystkich *spreadów*. Największą wartość przyjmuje ona w okresie III, związanym z eskalacją kryzysu zaufania. Co interesujące, leptokurtoza *spreadów* była znacznie wyższa przed wybuchem pierwszej fali kryzysu (wyjątek stanowi *spread* dla złotego, w przypadku którego skokowe zmiany *spreadu* w ostatnim okresie wygenerowały wysoką kurtozę), co świadczy o tym, że w większym stopniu niż po wybuchu kryzysu reagowały one na sygnały płynące z rynku.

Tabela 1.1. Statystyki opisowe przyrostów *spreadów* pomiędzy 3-miesięczną stopą WIBOR/LIBOR a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego w zależności od przyjętego podokresu.

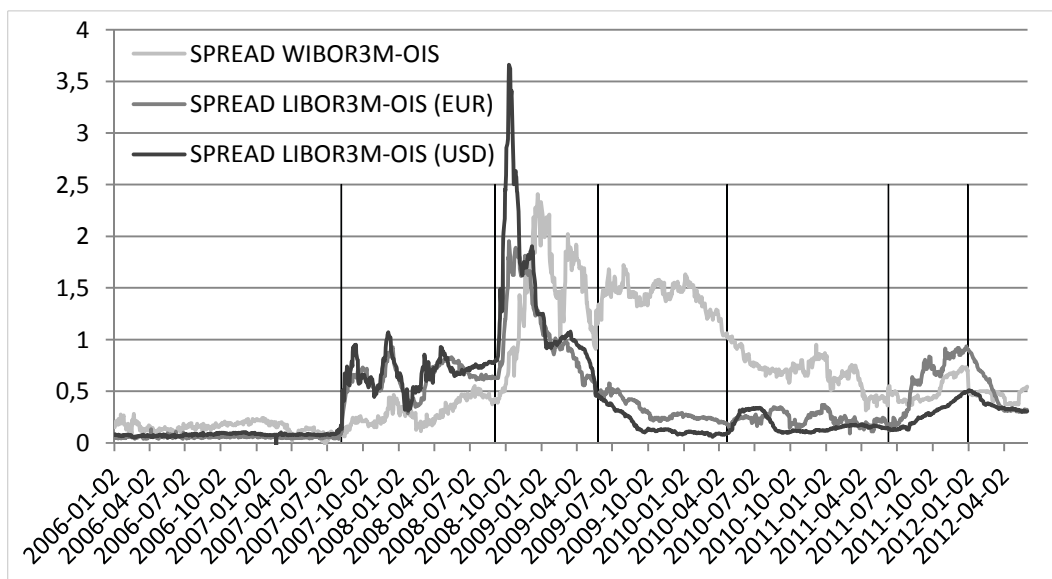
	okres	I	II	III	IV	V	VI	VII
	dług próby	403	273	178	230	293	144	109
WIBOR 3M - PLOIS 3M	minimum	-0,205	-0,12	-0,41	-0,175	-0,14	-0,055	-0,215
	maksimum	0,175	0,145	0,425	0,19	0,17	0,06	0,11
	średnia	-0,0002	0,0013	0,005	-0,0013	-0,0018	0,0011	-0,0015
	odch. std.	0,02603	0,0336	0,1283	0,04607	0,03578	0,0161	0,0284
	skośność	-0,1889	0,2061	0,1851	0,13184	0,1739	-0,1396	-3,4149
	kurtoza	19,2006	5,29226	5,0189	5,22992	6,98539	5,9182	34,606
LIBOR EUR 3M - EUROIS 3M	minimum	-0,0686	-0,1065	-0,1544	-0,06	-0,1214	-0,0821	-0,0546
	maksimum	0,0699	0,1308	0,2901	0,0679	0,0961	0,1048	0,0339
	średnia	0,0001	0,0019	-0,0009	-0,0013	-0,0001	0,005	-0,0054
	odch. std.	0,01043	0,0287	0,0514	0,0141	0,0217	0,0294	0,0093
	skośność	0,1843	0,4778	1,1917	0,5938	-0,5601	0,31	-0,7192
	kurtoza	14,2911	6,23366	9,57372	9,63408	10,5581	4,3297	11,403
LIBOR USD 3M - USDOIS 3M	minimum	-0,118	-0,197	-0,3831	-0,0263	-0,0219	-0,0225	-0,0153
	maksimum	0,115	0,2615	0,3459	0,0163	0,05154	0,0286	0,007
	średnia	0,00016	0,00239	-0,0019	-0,0016	0,00016	0,0025	-0,0018
	odch. std.	0,01029	0,04776	0,0868	0,00636	0,0067	0,0059	0,0041
	skośność	-0,1077	0,8640	0,8584	-0,3766	2,2437	-0,0197	-0,3522
	kurtoza	84,0202	8,90868	9,28944	3,96623	19,6052	7,0846	3,6094

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 1.2. Poziomy *spreadów* pomiędzy 3-miesięczną stopą WIBOR a stawką 3-miesięcznego OIS oraz 3-miesięczną stopą WIBOR i oprocentowaniem 3-miesięcznych benchmarkowych bonów skarbowych.

Źródło: Opracowanie własne.



Rysunek 1.3. Poziomy *spread*ów pomiędzy 3-miesięczną stopą WIBOR/LIBOR a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego. Na rysunku zaznaczono dodatkowo linie podziału na badane podokresy.

Źródło: Opracowanie własne.

Celem oceny wpływu operacji NBP na wielkość *spreadu* badaniu poddamy trzymiesięczne *spready* WIBOR-OIS z okresu 2 października 2008 do 2 października 2010, okresu aktywnego przeciwdziałania skutkom kryzysu w sektorze bankowym w Polsce przez Narodowy Bank Polski. Jako że, jak już wcześniej wykazaliśmy, *spready* LIBOR/WIBOR-OIS nie są stacjonarne, więc także w tym przypadku będziemy badać ich przyrosty. Statystyki opisowe *spreadu* przedstawione są w poniższej tabeli 1.2.

Tabela 1.2. Statystyki opisowe przyrostów 3-miesięcznego *spreadu* WIBOR-OIS z okresu 02.10.2008 - 02.10.2010.

WIBOR 3M - PLOIS 3M	okres	02.10.2008 - 02.10.2010
	dług. próby	504
	minimum	-0,41
	maksimum	0,425
	średnia	-9,94e-5
	odch. std.	0,08321
	skośność	0,38573
	kurtoza	10,3263

Źródło: Obliczenia własne.

1.3. Badanie kierunków transmisji kryzysu zaufania

1.3.1. Badanie z wykorzystaniem modelu BEKK

Identyfikacji zależności występujących w *spreadach* dokonujemy poprzez dopasowanie do nich modeli VAR-BEKK. Aby uniknąć identyfikacji pozornych zależności, nałożono dodatkowe restrykcje na parametry, które okazały się statystycznie nieistotne. Jak pokazują przedstawione w tabeli 1.3 i 1.4 wyniki testów stacjonarności, *spready* pozostają szeregami niestacjonarnymi, natomiast ich pierwsze różnice są już stacjonarne.

Tabela 1.3. Testy stacjonarności przeprowadzone dla rozważanych *spreadów* WIBOR/LIBOR-OIS w rozważanych podokresach.

	okres	I	II	III	IV	V	VI	VII
	dług. próby	403	273	178	230	293	144	109
WIBOR 3M - OIS	KPSS	0,9423 {<0,01}	2,3447 {<0,01}	0,9383 {<0,01}	0,7402 {<0,01}	2,4101 {<0,01}	1,7276 {<0,01}	0,4136 {<0,1}
	RS	2,1687 {<0,005}	2,3437 {<0,005}	2,1343 {<0,005}	1,8743 {<0,025}	2,2598 {<0,005}	2,1323 {<0,005}	1,8238 {<0,05}
	HML	6,0442 {0}	5,0723 {0}	4,6691 {0}	5,1390 {0}	5,1995 {0}	3,829 {0}	3,5682 {0}
LIBOR 3M - OIS (EUR)	KPSS	0,4562 {<0,1}	0,4395 {<0,1}	1,5449 {<0,01}	2,5706 {<0,01}	0,69 {<0,025}	1,9771 {<0,01}	1,762 {<0,01}
	RS	1,9976 {<0,025}	1,6344 {<0,1}	2,2192 {<0,005}	2,4768 {<0,005}	1,8363 {<0,05}	1,9883 {<0,025}	1,967 {<0,025}
	HML	6,2573 {0}	5,2513 {0}	4,5919 {0}	4,9143 {0}	5,1684 {0}	3,8307 {0}	3,3149 {0}
LIBOR 3M - OIS (EUR)	KPSS	1,6754 {<0,01}	0,3341 {<1}	1,5853 {<0,01}	2,4335 {<0,01}	1,2967 {<0,01}	2,1891 {<0,01}	1,6517 {<0,01}
	RS	2,2522 {<0,005}	1,3819 {<0,3}	2,0875 {<0,025}	2,3518 {<0,005}	2,4334 {<0,005}	2,0006 {<0,025}	1,7913 {<0,05}
	HML	6,1848 {0}	5,2076 {0}	4,1731 {0}	4,2856 {0}	4,7306 {0}	3,7398 {0}	3,5307 {0}

W tabelach 1.3 i 1.4 przez KPSS oznaczyliśmy wprowadzony przez Kwiatkowskiego i in., (1992) test KPSS, który przeprowadzamy dla maksymalnego opóźnienia równego $4(T/100)^{0,25}$, podobnie jak Schwert (2002). Kolejny, zmodyfikowany przez Lo (1991) test R/s oznaczyliśmy przez RS. Ostatni test stacjonarności, pochodzący od Harrisa, McCabe'a i Leybourne'a (2008), oparty na autokowariancjach dużego rzędu i cechujący się bardzo dużą mocą oznaczyliśmy przez HML. Sugerując się wynikami przeprowadzonych przez autorów badań symulacyjnych jako nieznanne parametry przyjęliśmy arbitralnie wartości $c = 1$ oraz $L = 2/3$. Dla takich wartości test zachowuje jednocześnie dużą moc i mały rozmiar.

Źródło: Obliczenia własne.

Zgodne odrzucenie hipotezy zerowej przez wszystkie testy $I(0)$ następuje jedynie w IV okresie w przypadku przyrostów *spreadu* dla dolara i w VII okresie w przypadku przyrostów *spreadu* dla euro. Celem lepszego zrozumienia własności *spreadu* w tych okresach przeprowadziliśmy testy GPH oraz Whittle'a, które wskazały na występowanie długiej pamięci w tych okresach. Z tego powodu zależności liniowe opisaliśmy w pierwszej kolejności za pomocą modelu VARFIMA. Dopasowanie tych modeli nie było zbyt dobre, dlatego kierując się wartościami kryteriów informacyjnych ostatecznie zdecydowaliśmy się na zastosowanie modeli VAR wysokiego rzędu.

Tabela 1.4. Testy stacjonarności przeprowadzone dla pierwszych różnic *spreadów* WIBOR/LIBOR-OIS w rozważanych podokresach.

	okres	I	II	III	IV	V	VI	VII
	dług. próby	403	273	178	230	293	144	109
WIBOR 3M - PLOIS 3M	KPSS	0,0508 {>0,99}	0,0781 {>0,99}	0,3002 {>0,99}	0,3165 {>0,99}	0,07615 {>0,99}	0,5702 {<0,05}	0,3667 {>0,05}
	RS	1,2647 {>0,4}	1,2558 {>0,4}	1,5519 {>0,1}	1,0243 {>0,1}	0,9726 {>0,8}	1,4155 {>0,2}	0,8302 {>0,95}
	HML	-0,2654 {0,605}	-0,2049 {0,581}	0,9937 {0,16}	1,0697 {0,142}	-0,8723 {0,808}	1,1393 {0,127}	-0,2834 {0,612}
LIBOR EUR 3M - OIS 3M	KPSS	0,1035 {>0,99}	0,3292 {>0,99}	0,5954 {<0,025}	0,0812 {>0,99}	0,0623 {>0,99}	0,1217 {>0,99}	1,1851 {<0,01}
	RS	1,3472 {>0,3}	1,2574 {>0,4}	1,5964 {>0,1}	1,4717 {>0,1}	0,8885 {>0,99}	1,1145 {>0,6}	1,9582 {<0,025}
	HML	1,9655 {0,025}	-0,5037 {0,693}	0,9092 {0,182}	2,4115 {0,008}	0,0121 {0,495}	0,1986 {0,421}	2,7619 {0,003}
LIBOR 3M - OIS 3M	KPSS	0,1446 {>0,99}	0,1297 {>0,99}	0,2662 {>0,99}	1,5043 {<0,01}	0,3813 {>0,05}	0,3077 {>0,95}	0,4373 {>0,05}
	RS	2,2517 {<0,005}	1,0357 {>0,8}	1,5070 {>0,1}	2,2621 {<0,005}	1,6045 {>0,1}	1,3791 {>0,2}	1,4799 {>0,1}
	HML	0,6247 {0,266}	-0,4363 {0,669}	-0,8996 {0,816}	2,6367 {0,004}	0,8505 {0,198}	3,4106 {0}	1,423 {0,077}

Źródło: Obliczenia własne.

Do przyrostów dopasowaliśmy modele VAR-BEKK eliminując z nich parametry statystycznie nieistotne. Rząd modelu został dobrany na podstawie kryterium informacyjnego Akaike. Ze względu na silną leptokurtozę wykorzystywaliśmy rozkłady innowacji GED. W niektórych przypadkach modele z rozkładem GED nie osiągały kryterium zbieżności. Jest to typowy problem związany z tym rozkładem wynikający ze skomplikowanej postaci funkcji wiarygodności, co w praktyce przekłada się nie tylko na wydłużenie czasu pracy

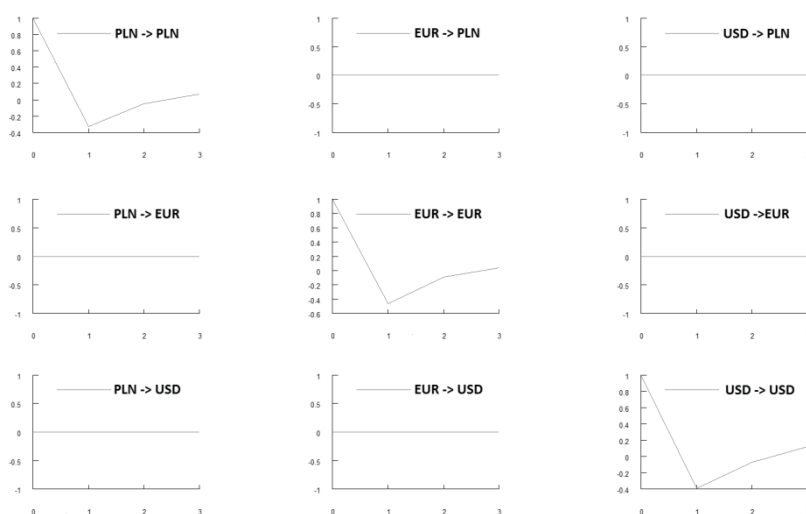
1

algorytmów optymalizacyjnych, ale także częstsze trudności ze znalezieniem ekstremum (brak zbieżności algorytmu optymalizacyjnego, otrzymanie wartości nieskończonych lub spoza zbioru wartości dopuszczalnych). W sytuacji niepowodzenia estymacji z rozkładem innowacji GED stosowano rozkład t Studenta. Parametry modeli dopasowanych do szeregów przyrostów *spreadów* w poszczególnych podokresach przedstawione są w tabelach 1.5-1.11, natomiast otrzymane na podstawie tych modeli funkcje odpowiedzi na impuls przedstawiliśmy na rysunkach 1.4-1.16.

Tabela 1.5. Parametry modelu VAR(3)-BEKK(1,1) dopasowanego do przyrostów *spreadów* WIBOR/LIBOR-OIS w I okresie.

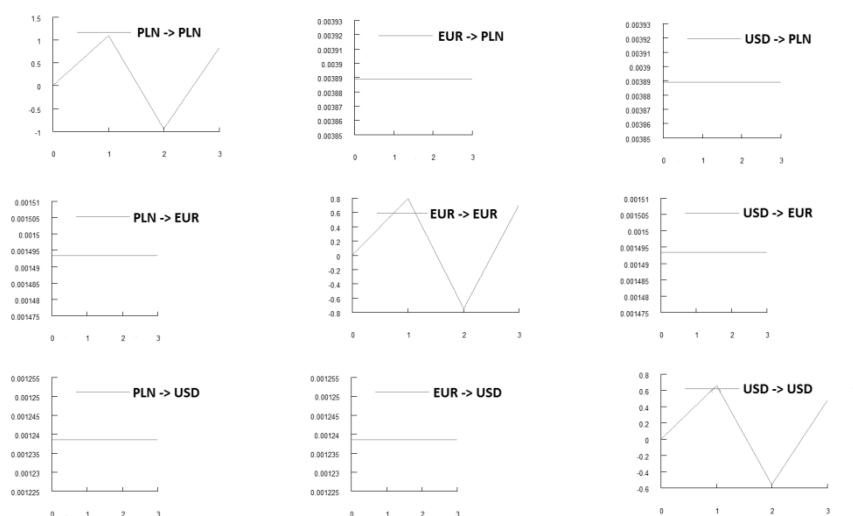
	Oszacowanie	Błąd standardowy	statystyka t	p -wartość
v (GED)	0,69096	0,105	---	---
$a_{1,11}$	-0,32846	0,07198	-4,563	0
$a_{1,22}$	-0,46636	0,08321	-5,605	0
$a_{1,33}$	-0,39258	0,05657	-6,94	0
$a_{2,22}$	-0,31155	0,05937	-5,248	0
$a_{2,33}$	-0,22797	0,06341	-3,595	0
$a_{2,11}$	-0,15721	0,05562	-2,826	0,005
$a_{3,22}$	-0,15305	0,05619	-2,724	0,007
C_{11}	0,00729	0,0014	---	---
C_{21}	0,30476	0,18276	1,668	0,096
C_{22}	0,0029	0,0005	---	---
C_{31}	0,18234	0,12169	1,498	0,135
C_{32}	0,00013	0,00010	1,303	0,0905
C_{33}	0,00229	0,0003	---	---
$A_{1,11}$	0,21177	0,03965	5,341	0
$A_{1,22}$	-0,14805	0,06503	-2,277	0,023
$A_{1,33}$	-0,19453	0,05498	-3,538	0
$G_{1,11}$	0,87529	0,0196	44,658	0
$G_{1,22}$	0,94172	0,03939	23,907	0
$G_{1,33}$	0,85138	0,02546	33,44	0

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 1.4. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów *spreadów* w I okresie.

Źródło: Opracowanie własne.



Rysunek 1.5. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej (VIRF) *spreadów* w I okresie.

Źródło: Opracowanie własne.

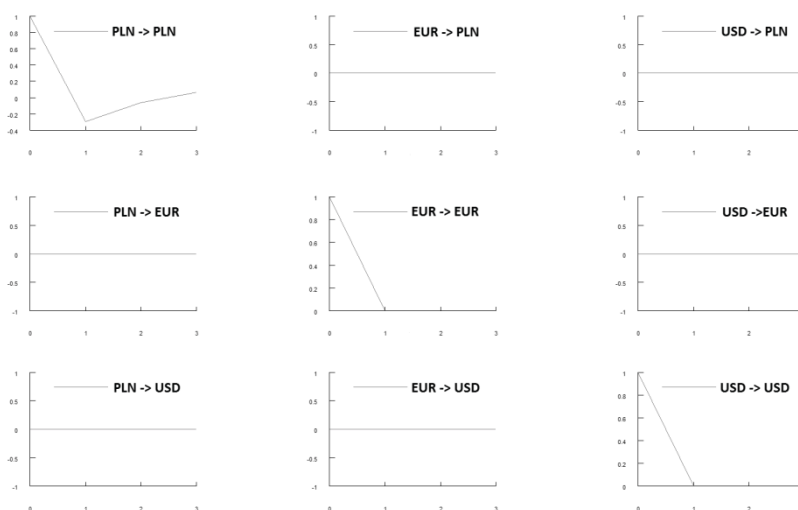
Analizując parametry modelu dopasowane do *spreadów* w I okresie oraz funkcje odpowiedzi na impuls w średniej i wariancji warunkowej obserwujemy brak powiązania pomiędzy *spreadami*. Parametry C_{21} , C_{31} , C_{32} odpowiedzialne za bezwarunkową kowariancję okazały się statystycznie nieistotne. Nie zidentyfikowano także zależności warunkowych pomiędzy przyrostami *spreadów*

zarówno w średniej jak i wariancji. Średnie i wariancje warunkowe *spreadów* uzależnione są jedynie od swoich własnych opóźnień, co świadczy o tym, że w pierwszym badanym okresie wszystkie *spready* kształtowały się względem siebie niezależnie.

Tabela 1.6. Parametry modelu VAR(2)-BEKK(1,1) dopasowanego do przyrostów *spreadów* WIBOR/LIBOR-OIS w II okresie.

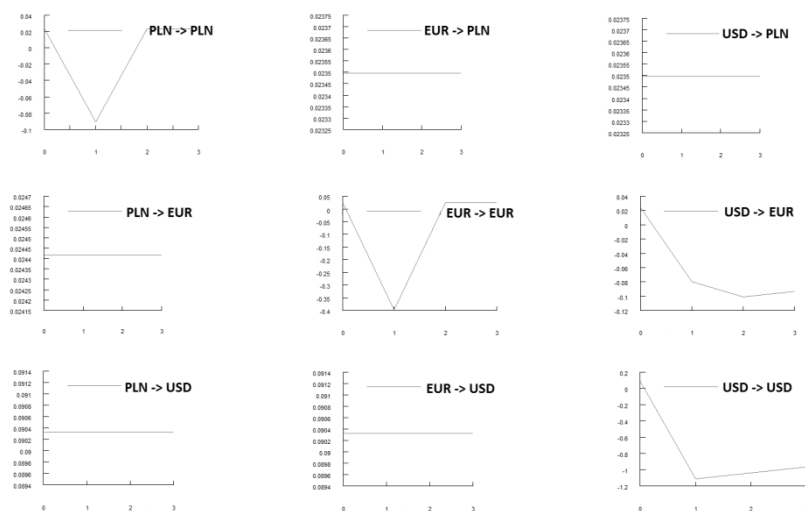
	Oszacowanie	Błąd standardowy	statystyka t	p -wartość
v (Student t)	5,50787	0,5628	-----	-----
$a_{1,11}$	-0,2926	0,05362	-5,457	0
$a_{2,11}$	-0,14649	0,0612	-2,394	0,017
C_{11}	0,00729	0,0014	-----	-----
C_{21}	-0,00456	0,07003	-0,065	0,948
C_{22}	0,0029	0,0005	-----	-----
C_{31}	0,55586	0,49576	1,121	0,263
C_{32}	0,00015	0,00013	1,1542	0,124
C_{33}	0,00229	0,0003	-----	-----
$A_{1,11}$	-0,11412	0,06606	-1,728	0,085
$A_{1,22}$	-0,42319	0,1357	-3,119	0,002
$A_{1,33}$	-0,26837	0,10273	-2,612	0,009
$G_{1,23}$	-0,10453	0,04834	-2,162	0,031
$G_{1,33}$	-0,93525	0,03603	-25,958	0

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 1.6. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów *spreadów* w II okresie.

Źródło: Opracowanie własne.



Rysunek 1.7. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej (VIRF) spreadów w II okresie.

Źródło: Opracowanie własne.

W drugim badanym okresie obserwujemy wyraźną zmianę w kształtowaniu się dynamiki rozważanych *spreadów*: słabną zależności liniowe, w *spreadzie* dla złotego parametr $a_{3,11}$ jest statystycznie istotny. W przypadku dwóch pozostałych *spreadów* nie zidentyfikowano żadnych zależności autoregresyjnych. W równaniu wariancji, będącej miarą niepewności, uwidacznia się natomiast zależność *spreadu* dla euro od *spreadu* dla dolara amerykańskiego, co znajduje odzwierciedlenie na wykresach funkcji odpowiedzi na impuls w wariancji. W drugim rozważanym okresie obserwujemy przepływ negatywnych impulsów z sektora bankowego w Stanach Zjednoczonych do sektora bankowego kraju strefy euro. Model nie wykazał **żadnego oddziaływania na rynek Polski**, chociaż jak już wspomnieliśmy, w tym okresie również występował wzrost *spreadu* dla złotego. Nie był on tak gwałtowny jak w przypadku dwóch pozostałych walut.

W trzecim rozważanym okresie, związanym z upadkiem banku Lehman-Brothers, nastąpił ogromny spadek zaufania, o czym świadczy olbrzymi wzrost wszystkich trzech rozważanych *spreadów*. Pomimo to model oraz otrzymane za jego pomocą funkcje odpowiedzi na impuls nie wykazały żadnych zależności ani w średniej, ani w wariancji warunkowej, co świadczy o **niezależnym kształtowaniu się wszystkich spreadów**. Wynika to z faktu, że choć wydarzenia związane z

1

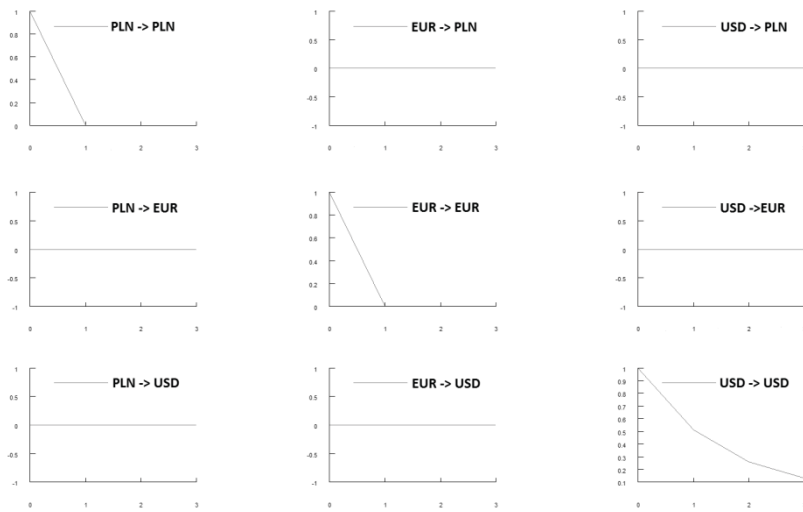
upadkiem Lehman-Brothers niewątpliwie wywarły wpływ na sektory bankowe wszystkich trzech gospodarek, to skala zagrożenia związana z tymi wydarzeniami w każdej z nich była inna. W Stanach Zjednoczonych wystąpiła realna groźba lawiny upadków banków – wierzycieli Lehman Brothers osłabionych już silnie poprzez zaangażowanie na rynku papierów powiązanych z kredytami subprime. Dlatego, jak można zaobserwować na rysunku 1.3, reakcja *spreadu* dla dolara amerykańskiego była natychmiastowa. *Spread* dla strefy euro wzrasta z pewnym opóźnieniem i nie tak intensywnie, co wynika z mniejszego zaangażowania banków ze strefy euro na rynku kredytów euro i praktycznie braku zobowiązań banku Lehman-Brothers wobec tych banków². *Spread* dla złotego reaguje znacznie mniej dynamicznie, jako że polskie banki nie były zaangażowane na rynku papierów subprime, a głównym problemem, z jakim musiał się zmagać sektor, była utrata zaufania banków do siebie nawzajem.

Tabela 1.7. Parametry modelu VAR(1)-BEKK(3,0) dopasowanego do przyrostów *spreadów* WIBOR/LIBOR-OIS w III okresie.

	Oszacowanie	Błąd standardowy	statystyka <i>t</i>	<i>p</i> -wartość
v (GED)	0,73604	0,1206	-----	-----
$a_{1,33}$	0,51047	0,11166	4,572	0
C_{11}	0,05033	0,0155	-----	-----
C_{21}	0,16216	0,15714	1,032	0,304
C_{22}	0,01769	0,0031	-----	-----
C_{31}	0,40609	0,30635	1,326	0,187
C_{32}	0,38689	0,29473	1,313	0,191
C_{33}	0,00971	0,0016	-----	-----
$A_{1,11}$	0,22692	0,11247	2,018	0,045
$A_{1,22}$	-0,4139	0,09857	-4,199	0
$A_{1,33}$	-0,29343	0,10703	-2,742	0,007
$A_{2,11}$	0,43282	0,13323	3,249	0,001
$A_{2,22}$	0,1719	0,13919	1,235	0,218
$A_{2,33}$	0,37582	0,13477	2,789	0,006
$A_{3,11}$	0,26585	0,08344	3,186	0,002
$A_{3,22}$	0,44534	0,14645	3,041	0,003

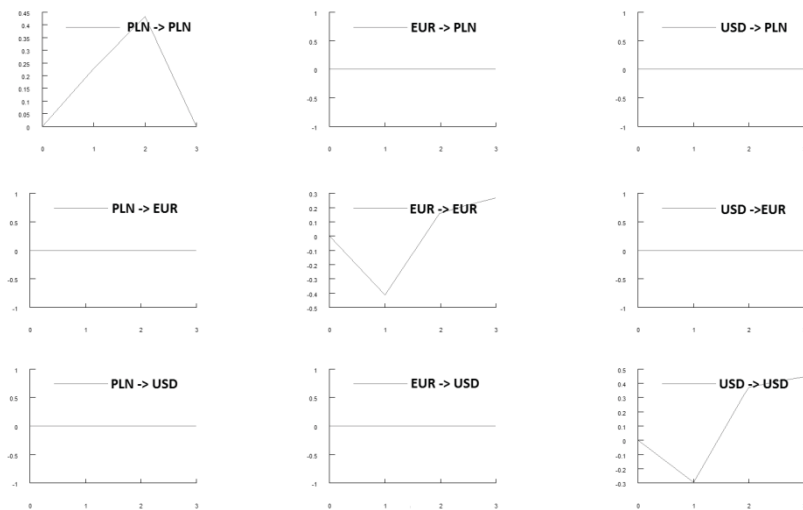
Źródło: Obliczenia własne.

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



Rysunek 1.8. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów *spreadów* w III okresie.

Źródło: Opracowanie własne.



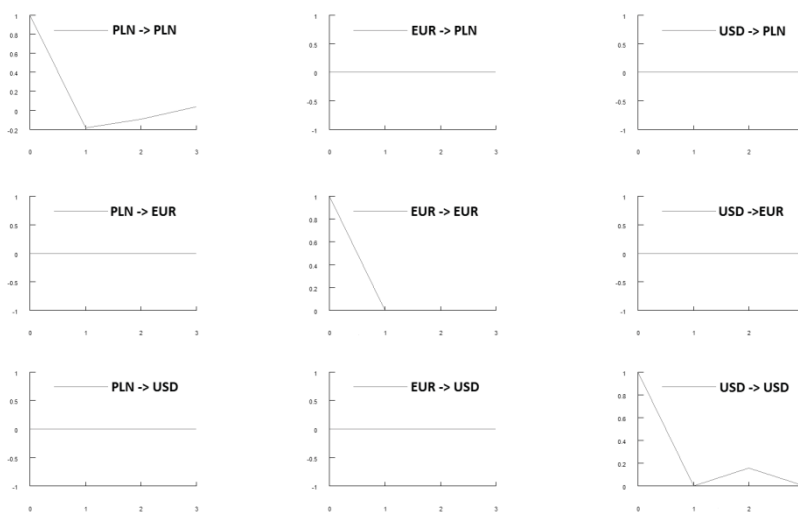
Rysunek 1.9. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej (VIRF) *spreadów* w III okresie.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 1.8. Parametry modelu VAR(1)-BEKK(3,0) dopasowanego do przyrostów *spreadów* WIBOR/LIBOR-OIS w IV okresie.

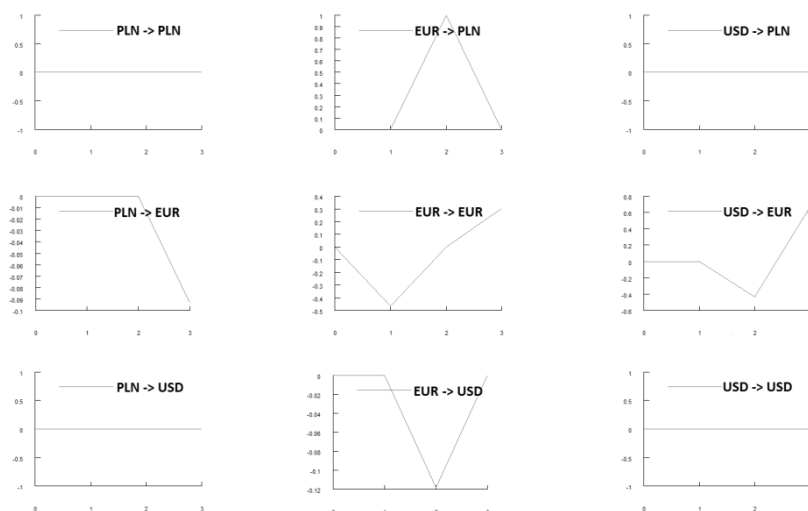
	Oszacowanie	Błąd standardowy	statystyka t	p -wartość
v (GED)	1,32017	0,1491	-----	-----
$a_{1,11}$	-0,18186	0,07267	-2,503	0,013
$a_{2,11}$	-0,12641	0,05816	-2,174	0,031
$a_{2,33}$	0,16019	0,07921	2,022	0,044
C_{11}	0,03465	0,0033	-----	-----
C_{21}	0,03309	0,14813	0,223	0,823
C_{22}	0,00468	0,0007	-----	-----
C_{31}	0,09614	0,07983	1,204	0,23
C_{32}	-0,00354	0,1169	-0,03	0,976
C_{33}	-0,46745	0,10192	-----	-----
$A_{1,22}$	-0,46745	0,10192	-4,586	0
$A_{2,12}$	0,99772	0,21375	4,668	0
$A_{2,23}$	-0,43257	0,17231	-2,51	0,013
$A_{2,32}$	-0,11817	0,03634	-3,252	0,001
$A_{3,21}$	-0,09344	0,02813	-3,322	0,001
$A_{3,22}$	0,30139	0,13329	2,261	0,025
$A_{3,23}$	0,67676	0,22341	3,029	0,003

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 1.10. Funkcje odpowiedzi na impuls w w średniej warunkowej przyrostów *spreadów* w IV okresie.

Źródło: Opracowanie własne.



Rysunek 1.11. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej (VIRF) spreadów w IV okresie.

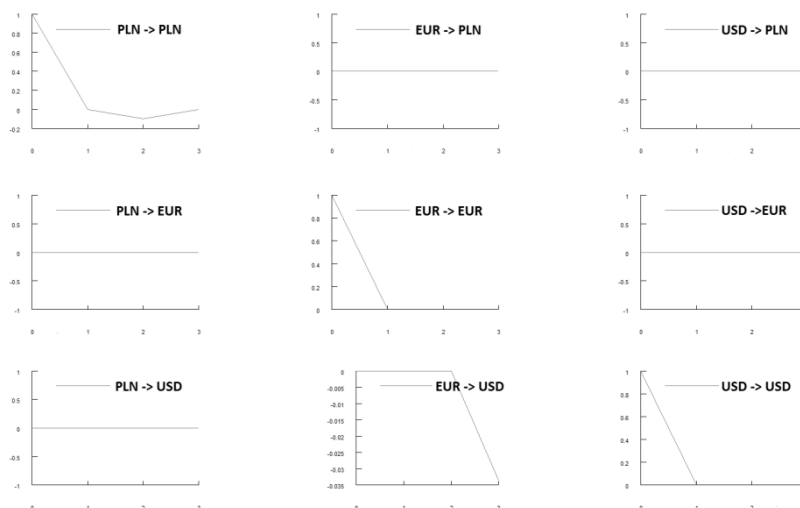
Źródło: Opracowanie własne.

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

Tabela 1.9. Parametry modelu VAR(1)-BEKK(1,0) dopasowanego do przyrostów *spreadów* WIBOR/LIBOR-OIS w V okresie.

	Oszacowanie	Błąd standardowy	statystyka <i>t</i>	<i>p</i> -wartość
v (GED)	0,713	0,0687	-----	-----
$a_{2,11}$	-0,09792	0,03299	-2,968	0,003
$a_{3,22}$	-0,0334	0,00953	-3,505	0,001
C_{11}	0,01695	0,0019	-----	-----
C_{21}	0,11861	0,07289	1,627	0,105
C_{22}	0,01053	0,0011	-----	-----
C_{31}	0,02312	0,07836	0,295	0,768
C_{32}	0,0561	0,08599	0,652	0,515
C_{33}	0,00197	0,0003	-----	-----
$A_{1,11}$	0,99772	0,21375	4,668	0
$A_{1,22}$	-0,43257	0,17231	-2,51	0,013
$A_{1,33}$	-0,09344	0,02813	-3,322	0,001
$A_{2,22}$	0,30139	0,13329	2,261	0,025
$A_{2,33}$	0,67676	0,22341	3,029	0,003

Źródło: Obliczenia własne.

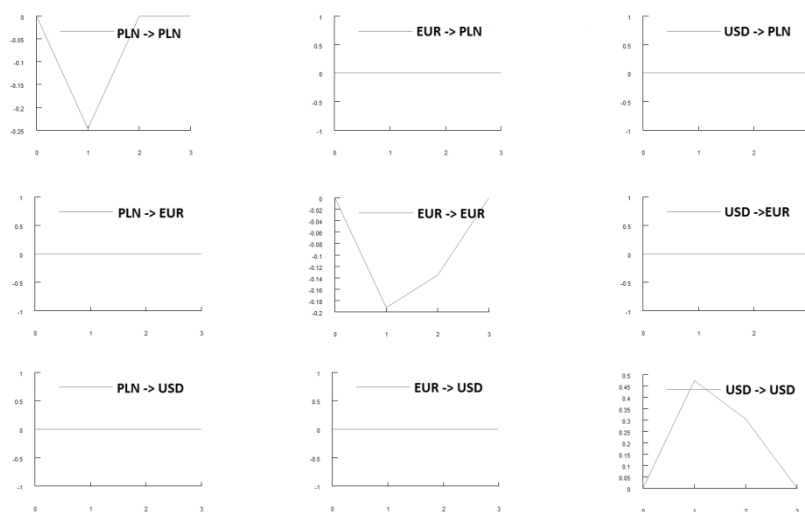


Rysunek 1.12. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów *spreadów* w V okresie

Źródło: Opracowanie własne.

W piątym badanym okresie, wobec rozwoju kryzysu fiskalnego zmienność *spreadu* dla euro znacząco wzrasta. Niepokojące sygnały ze strefy euro nie znalazły odzwierciedlenia w zachowaniu pozostałych *spreadów*. **Wszystkie parametry wyrażające wzajemne powiązania pomiędzy *spreadami* pozostały statystycznie nieistotne.** *Spread* dla Polski kontynuuje trend spadkowy, natomiast *spread* dla Stanów Zjednoczonych, początkowo zaburzony przez konsekwencje wycieku ropy

naftowej z platformy wiertniczej w Zatoce Meksykańskiej, stabilizuje się na stałym poziomie.



Rysunek 1.13. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej (VIRF) *spreadów* w V okresie.

Źródło: Opracowanie własne.

Na rysunku 1.17 przedstawiony jest wykres wariancji warunkowej otrzymanej za pomocą dopasowanych modeli BEKK. Nerwowość rynku jest oddana nie tylko przez wielkość *spreadów* ale także ich dynamikę. W drugim spośród rozważanych okresów obserwujemy znaczny wzrost dynamiki *spreadów* dla euro i dolara amerykańskiego w przededniu nacjonalizacji Northern Rock oraz sprzedaży banku Bear Stearns holdingowi GP Morgans. Jednocześnie obserwujemy wpływ tych wydarzeń na dynamikę *spreadu* dla Polski. Na początku trzeciego rozważanego okresu obserwujemy znaczący wpływ upadku banku Lehman Brothers na wariancję warunkową *spreadu* dla dolara i euro. Dynamiczne zmiany *spreadu* dla złotego wiążą się z dużą niepewnością co do kształtowania się stawki POLONIA, która wobec rozwoju kryzysu zaufania w znacznym stopniu odbiega od stopy referencyjnej, co przekłada się na dużą zmienność stawek OIS. Na początku czwartego rozważanego okresu wariancje *spreadów* stabilizują się na stałym poziomie. Wahania wariancji *spreadów* w piątym rozważanym okresie wiążą się z pojawiającymi się symptomami kryzysu fiskalnego. Poszczególne skoki w wariancji

warunkowej spreadów dla złotego i euro pokrywają się z datami obniżenia ratingów poszczególnych państw:

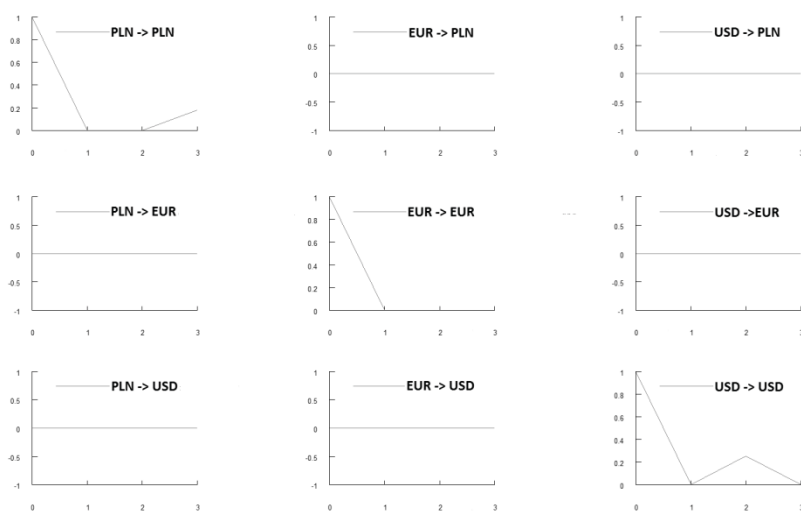
- 04.03.2011 – Fitch obniżył perspektywę Hiszpanii do negatywnej ze stabilnej (rating AA+).
- 9 maja 2011 – Standard&Poor's obniża rating Grecji do B z BB-. Perspektywa negatywna.
- 13 czerwca 2011 – Standard&Poor's ponownie obniża wiarygodność kredytową Grecji, tym razem już do "śmieciowego" poziomu CCC.

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

Tabela 1.10. Parametry modelu VAR(3)-BEKK(1,0) dopasowanego do przyrostów *spreadów* WIBOR/LIBOR-OIS w VI okresie.

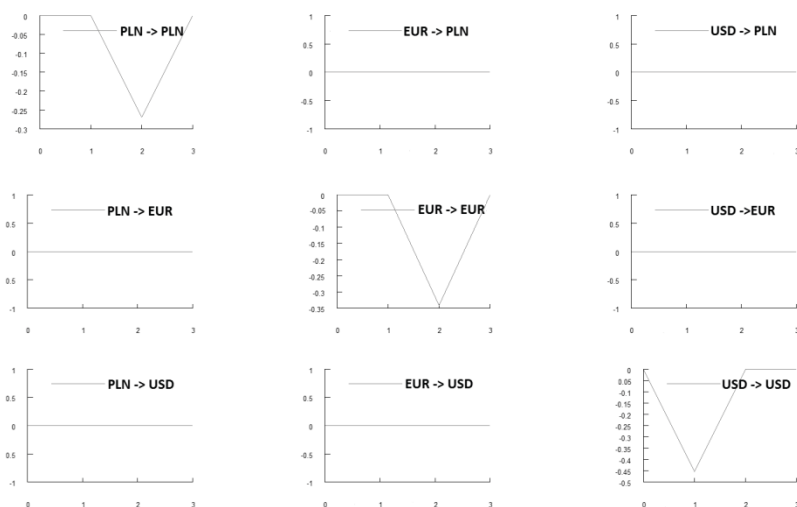
	Oszacowanie	Błąd standardowy	statystyka <i>t</i>	<i>p</i> -wartość
v (<i>GED</i>)	1,13639	0,1473	-----	-----
$a_{3,11}$	0,18024	0,06902	2,611	0,01
$a_{2,33}$	0,25472	0,07589	3,356	0,001
C_{11}	0,10329	0,007	-----	-----
C_{21}	0,07043	0,08983	0,784	0,434
C_{22}	0,14335	0,0083	-----	-----
C_{31}	-0,02037	0,09052	-0,225	0,822
C_{32}	0,16045	0,15798	1,016	0,312
C_{33}	0,06337	0,0039	-----	-----
$A_{2,11}$	-0,26852	0,14496	-1,852	0,066
$A_{2,22}$	-0,34158	0,11953	-2,858	0,005
$A_{1,33}$	-0,4533	0,11348	-3,995	0

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 1.14. Funkcje odpowiedzi na impuls w w średniej warunkowej przyrostów *spreadów* w VI okresie.

Źródło: Opracowanie własne.



Rysunek 1.15. Funkcje odpowiedzi na impuls w wariancji warunkowej (VIRF) *spreadów* w VI okresie.

Źródło: Opracowanie własne.

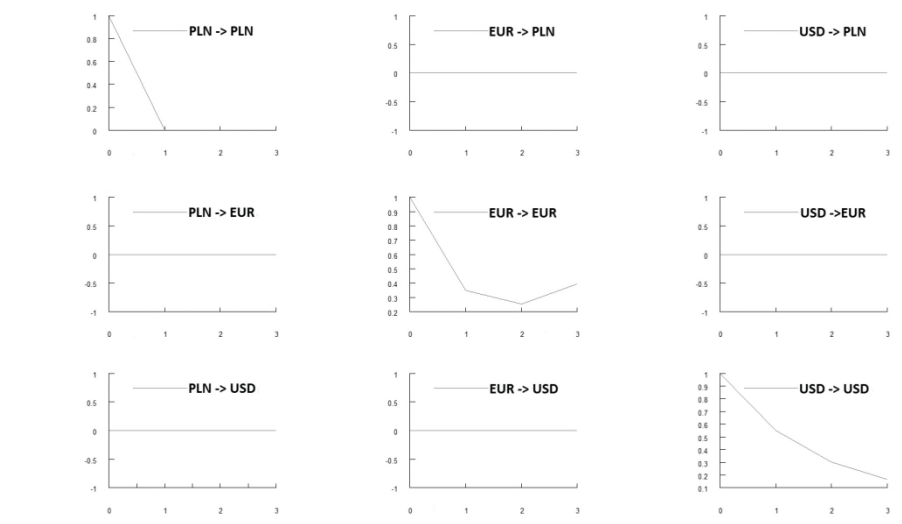
Z początkiem 2012 roku po pierwszej rundzie operacji LTRO zmienność wszystkich *spreadów* maleje i stabilizuje się. Wszystkie parametry modelu BEKK, które opisywały wariancję warunkową tych *spreadów*, są statystycznie nieistotne, co świadczy o braku efektu ARCH w tych szeregach (potwierdziły to przeprowadzone

niezależnie testy Engle'a i McLeuda-Li). Model wykazał, że *spready* w dalszym ciągu kształtują się w sposób niezależny.

Tabela 1.11. Parametry modelu VAR(3)-BEKK(1,0) dopasowanego do przyrostów *spreadów* WIBOR/LIBOR-OIS w VII okresie.

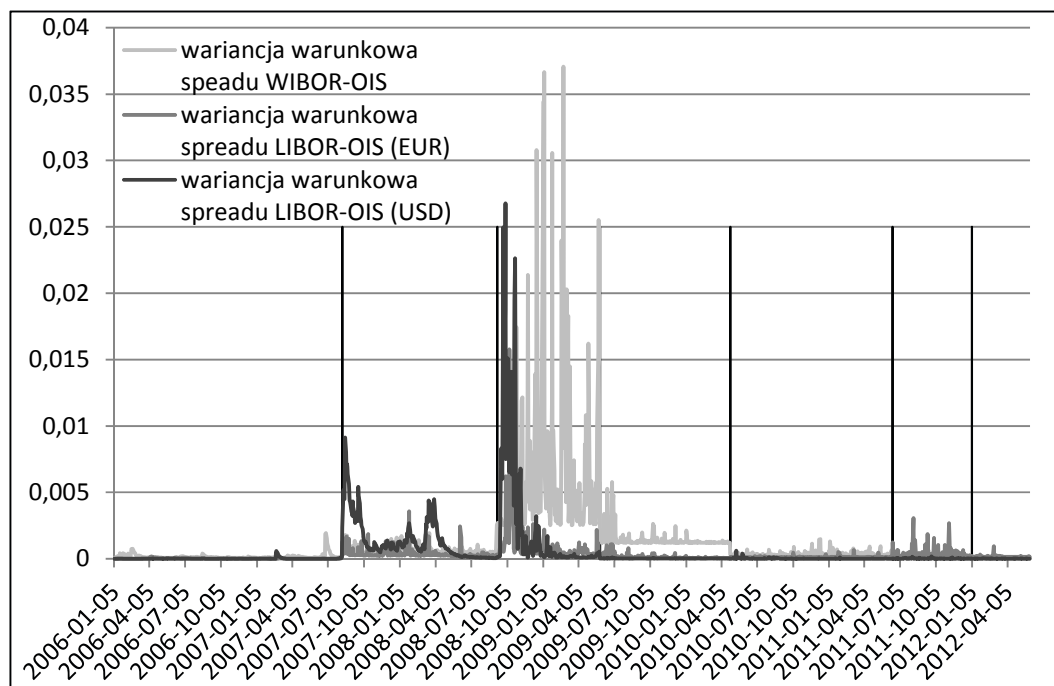
	Oszacowanie	Błąd standardowy	statystyka t	p -wartość
v (Student)	4,80873	0,6684	-----	-----
$a_{1,22}$	0,34884	0,08864	3,936	0
$a_{2,22}$	0,13073	0,05848	2,235	0,028
$a_{3,22}$	0,25831	0,05378	4,803	0
$a_{1,33}$	0,5487	0,09494	5,779	0
C_{11}	0,01713	0,0031	-----	-----
C_{21}	-0,19474	0,11108	-1,753	0,082
C_{22}	0,00528	0,0006	-----	-----
C_{31}	-0,0804	0,11538	-0,697	0,487
C_{32}	0,20254	0,17083	1,186	0,238
C_{33}	0,00315	0,0003	-----	-----

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 1.16. Funkcje odpowiedzi na impuls w średniej warunkowej przyrostów *spreadów* w VII okresie.

Źródło: Opracowanie własne.



Rysunek 1.17. Wariacje warunkowe *spreadów* pomiędzy 3-miesięczną stopą WIBOR/LIBOR a stawką 3-miesięcznego OIS dla złotego, euro i dolara amerykańskiego. Na rysunku zaznaczono dodatkowo podział na badane podokresy.

Źródło: Opracowanie własne.

1.3.2. Badanie z wykorzystaniem modeli ARMA-SV

W celu weryfikacji poprawności uzyskanych wyników przeprowadziliśmy dodatkowe badanie dla *spreadu* WIBOR-OIS. Dla wyróżnionych podokresów oszacowaliśmy równania ARMA dla przyrostów *spreadu* WIBOR-OIS, a następnie do oczyszczonych z zależności liniowych reszt dopasowaliśmy modele SV. W przypadku modelowania średniej jako zmienne objaśniające wykorzystaliśmy opóźnione *spready* LIBOR-OIS dla rynku euro oraz dolara, natomiast w przypadku modeli dla wariacji – dodatkowo cenę instrumentu CDS dla euro obligacji o terminie zapadalności 5 lat. Motywacja badania jest następująca. Zarówno *spread* LIBOR-OIS, jak i *spread* CDS są miernikami ryzyka i niepewności. Znaczenie *spreadu* LIBOR-OIS zostało wyjaśnione we wcześniejszej części raportu. *Spread* CDS jest natomiast miernikiem ryzyka związanego z wypłacalnością danego kraju. *Spread* ten wskazuje, jaka jest cena zabezpieczenia inwestora nabywającego euro-obligacje na dług Polski, przed niewypłacalnością rządu. O ile obrót instrumentami CDS na rynku krajowym prawie nie istnieje (koncentruje się on na rynkach USA i w

1

mniej w stopniu – zachodnioeuropejskim), to już same euroobligacje wchodzą w skład portfela banków krajowych. Zatem wzrost *spreadu* CDS jest nie tylko wskaźnikiem wzrostu ryzyka odczuwanego przez inwestorów zagranicznych, ale również sygnalizuje pogorszenie się jakości portfela banków krajowych (wzrost udziału aktywów ryzykownych). Celem niniejszego badania było więc zweryfikowanie, jak wzrost nerwowości na rynkach sąsiednich wpływa na poziom nerwowości na rynku krajowym (badanie dla średniej) oraz jak wzrost nerwowości i ryzyka wpływa na zmienność *spreadu* WIBOR-OIS (badanie dla wariancji warunkowej).

Wyniki badania przedstawiamy w tabelach 1.12-1.23. Oznaczenia występujące w pierwszych kolumnach tabel są następujące:

- a1 – opóźniony *spread* LIBOR-OIS (euro)
- a2 – opóźniony *spread* LIBOR-OIS (USA)
- a3 – CDS na euroobligacje (pięcioletni)
- AR(·) – parametr stojący przy odpowiednim opóźnieniu w modelu ARMA
- MA(·) – parametr stojący przy odpowiednim opóźnieniu zaburzenia losowego w modelu ARMA
- σ – wariancja składnika losowego w równaniu ARMA
- tau – odchylenie standardowe zakłóceń w równaniu dynamiki zmienności

Modele klasy SV szacowane były w programie OpenBUGS z wykorzystaniem metodologii bayesowskiej, dlatego dla każdego parametru podajemy wartość średnią, medianę oraz 95% przedział ufności.

Tabela 1.12. Parametry modelu ARMA w I okresie.

I	oszacowanie	błąd std.	statystyka <i>t</i>	<i>p</i> -wartość
a2	-0,0374	0,0866	-0,4322	0,6658
a1	0,0098	0,0989	0,0994	0,9209
AR(1)	-0,4442	0,0919	-4,8320	0
AR(2)	-0,2453	0,0810	-3,0270	0,0026
AR(3)	-0,1395	0,0577	-2,4180	0,0160
$\sigma \cdot 10^4$	5,5395	1,2222	4,5320	0

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 1.13. Parametry modelu SV w I okresie.

I	średnia	odch. std.	2.5%q	97.5%q
a2	-4,0150	2,7740	-9,7390	1,4160
a1	-3,2900	2,1100	-7,6790	0,5999
a3	-0,0071	0,0097	-0,0274	0,0111
phi	0,9062	0,0296	0,8373	0,9557

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 1.14. Parametry modelu ARMA w II okresie.

II	oszacowanie	błąd std.	statystyka <i>t</i>	<i>p</i> -wartość
a2	0,0564	0,0268	2,1060	0,0361
a1	0,0893	0,0718	1,2430	0,2148
AR(1)	0,4041	0,0841	4,8030	0
MA(1)	-0,7339	0,0566	-12,9600	0
$\sigma \cdot 10^4$	9,8972	1,3809	7,1670	0

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 1.15. Parametry modelu SV w II okresie.

II	średnia	odch. std.	2.5%q	97.5%q
a2	-0,3784	0,7191	-1,9400	1,0080
a1	-0,1899	0,7074	-1,8270	0,9938
a3	0,0004	0,0034	-0,0064	0,0079
phi	0,8479	0,0966	0,6100	0,9735

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 1.16. Parametry modelu ARMA w III okresie.

III	oszacowanie	błąd std.	statystyka <i>t</i>	<i>p</i> -wartość
a2	0,0441	0,1035	0,4259	0,6707
a1	0,0825	0,1829	0,4512	0,6524
AR(1)	0,3364	0,1545	2,1770	0,0308
MA(1)	-0,5128	0,1319	-3,8890	0,0001
σ	0,0150	0,0021	7,1200	0

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 1.17. Parametry modelu SV w III okresie.

III	średnia	odch. std.	2.5%q	97.5%q
a2	1,0600	0,7362	-0,4006	2,5920
a1	-0,7916	0,4868	-1,8510	0,1258
a3	0,0029	0,0021	-0,0008	0,0075
phi	0,6838	0,1062	0,4513	0,8683

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 1.18. Oszacowanie modelu ARMA w IV okresie.

IV	oszacowanie	błąd std.	statystyka <i>t</i>	<i>p</i> -wartość
a2	-0,8756	0,5436	-1,6110	0,1086
a1	-0,4493	0,3535	-1,2710	0,2049
AR(1)	0,3397	0,2036	1,6690	0,0965
MA(1)	-0,4897	0,1978	-2,4760	0,0140
$\sigma \cdot 10^4$	19,6634	2,2643	8,6840	0

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 1.19. Parametry modelu SV w IV okresie.

IV	średnia	odch. std.	2.5%q	97.5%q
a2	-0,4798	0,5267	-1,2210	0,7806
a1	0,9374	0,4820	0,0426	1,9980
a3	-0,0027	0,0020	-0,0075	-0,0002
phi	0,9470	0,0197	0,8812	0,9701

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 1.20. Parametry modelu ARMA w V okresie.

V	oszacowanie	błąd std.	statystyka <i>t</i>	<i>p</i> -wartość
a2	0,041568	0,17084	0,2433	0,8079
a1	-0,10107	0,10879	-0,9291	0,3536
MA(1)	-0,19798	0,09501	-2,084	0,0381
$\sigma \cdot 10^4$	12,4751	1,6536	7,544	0

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 1.21. Parametry modelu SV w V okresie.

V	średnia	odch. std.	2.5%q	97.5%q
a2	-0,1071	2,0160	-4,1820	3,7570
a1	-1,2140	1,7920	-4,7250	2,3580
a3	-0,0252	0,0116	-0,0496	-0,0045
phi	0,6029	0,1026	0,3818	0,7808

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 1.22. Parametry modelu ARMA w VI okresie.

VI	oszacowanie	błąd std.	statystyka t	p -wartość
a2	0,3297	0,2102	1,5690	0,1180
a1	0,0486	0,0538	0,9044	0,3667
AR(1)	-0,2836	0,0835	-3,3960	0,0008
$\sigma \cdot 10^4$	14,9872	9,1716	1,6340	0,1035

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 1.23. Parametry modelu SV w VI okresie.

VI	średnia	odch. std.	2.5%q	97.5%q
a2	0,1846	1,0510	-2,0120	2,1410
a1	2,1460	1,7190	-1,2090	5,6520
a3	-0,0149	0,0054	-0,0261	-0,0050
phi	0,7453	0,0792	0,5679	0,8790

Źródło: Obliczenia własne.

Uzyskane w tej części badania wyniki potwierdzają w dużym stopniu rezultaty badania z wykorzystaniem modeli BEKK. W większości badanych okresów *spread* WIBOR-OIS kształtował się niezależnie od analogicznych *spreadów* na rynku europejskim i amerykańskim. Tylko w drugim okresie, tj. 9 sierpnia 2007 do 5 września 2008 dynamika *spreadu* na rynku amerykańskim oddziaływała na dynamikę *spreadu* WIBOR-OIS. Jak już wspomniano we wcześniejszej części niniejszego opracowania, był to okres narastania kryzysu, kiedy *spready* rosły na wszystkich trzech rozpatrywanych rynkach.

Nieco inaczej kształtowała się dynamika zmienności. W pierwszych trzech okresach nie wykryliśmy żadnych istotnych zależności między zmiennościami *spreadów*. Dopiero w czwartym okresie zmienność *spreadu* amerykańskiego oraz *spreadu* CDS w istotny sposób wpływała na zmienność *spreadu* WIBOR-OIS – ale każda wielkość w przeciwny sposób (inne znaki). Ponadto, począwszy od czwartego okresu, istotny staje się wpływ zmian *spreadu* CDS na zmienność *spreadu* WIBOR-OIS. Ocena wypłacalności obligacji rządowych polski zaczęła zatem wywierać wpływ na zmienność *spreadu* WIBOR-OIS, reprezentującego niepewność co do sytuacji płynnościowej oraz co do ryzyka rynku finansowego w Polsce, dopiero wtedy, gdy bank centralny rozpoczął bardziej aktywne działania na rynku

pieniężnym, wprowadzając „Pakiet zaufania” oraz zmieniając politykę operacji otwartego rynku.

Charakterystyczne jest też to, że wpływ ryzyka wyrażonego poprzez *spread* CDS stał się istotny od momentu pojawienia się pierwszych sygnałów z Grecji. Co ciekawe, w żadnym okresie nie zaobserwowaliśmy transferu zmienności z międzybankowego rynku euro na rynek polski.

1.4. Badanie wpływu operacji NBP na wzrost zaufania na rynku międzybankowym

Celem identyfikacji wpływu poszczególnych operacji NBP na wzrost zaufania na rynku międzybankowym do *spreadu* WIBOR-OIS dopasowaliśmy model AR-IGARCH z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi, reprezentującymi przeprowadzone operacje. Pierwsza zmienna **OZdo90** to liczba zrealizowanych operacji zasilających o terminie zapadalności krótszym niż 90 dni. Zmienne **OZ90** i **OZ180** reprezentują odpowiednio saldo zrealizowanych operacji zasilających o terminie zapadalności 90 i 180 dni. Zmienna **PZ**, to zmienna zerojedynkowa reprezentująca datę wprowadzenia pakietu zaufania tj. 4 października 2008. Trzy ostatnie zmienne **uw**, **ogr** i **rez**, to także zmienne zerojedynkowe reprezentujące uwolnienie i ograniczenie podaży bonów pieniężnych NBP oraz datę obniżenia stopy rezerwy obowiązkowej. Zmienne objaśniające do modelu wprowadzaliśmy niezależnie. Zdając sobie sprawę z możliwego opóźnienia reakcji *spreadów* zastosowaliśmy także zmienne opóźnione o dzień i dwa dni. Otrzymane oszacowania parametrów przedstawiamy w tabeli 1.24. Obserwując wartości oszacowań parametrów oraz ich *p*-wartości widzimy, że wprowadzenie pakietu zaufania zostało pozytywnie przyjęte przez rynek. Fakt, że zerojedynkowa zmienna jest statystycznie istotna dopiero z opóźnieniem dwóch dni roboczych wynika z tego, że banki potrzebowały czasu na przeanalizowanie wprowadzonych udogodnień. Zdecydowanie pozytywny odbiór pakietu zaufania potwierdza skierowana do central banków ankieta.

Operacje repo do 90 dni, przeprowadzane w pierwszej fazie kryzysu zaufania w Polsce, przyczyniły się do uspokojenia nastrojów na rynku. Zmienne reprezentujące operacje o dłuższej zapadalności okazały się statystycznie nieistotne, a więc nie wywarły wpływu na *spread* w krótkim okresie. Operacje o terminie zapadalności do 90 dni były przeprowadzane w pierwszej fazie kryzysu, kiedy popyt na płynność był największy, a ponadto komunikaty o planowanych operacjach zasilających były przekazywane na krótko przed ich przeprowadzeniem. Z tego powodu wywarły one znaczący wpływ na *spread*. Terminarz operacji zasilających o dłuższym terminie zapadalności był regulowany przez publikowany kwartalnie „Harmonogram operacji otwartego rynku oraz operacji FX SWAP”.

Tabela 1.24. Oszacowania dodatkowych zmiennych objaśniających wraz z błędami standardowymi oraz wynikami testu *t* dołączonych do modelu opisującego przyrosty trzymiesięcznego *spreadu* WIBOR-OIS z okresu 02.10.2008 - 02.10.2010.

	oszacowanie	błąd std.	statystyka <i>t</i>	<i>p</i> -wartość
OZdo90	-2,96E-05	3,97E-06	-7,459664	0***
OZ90	-4,00E-06	3,42E-06	-1,168717	0,2425
OZ180	-1,92E-06	2,32E-06	-0,826640	0,4084
OZdo90 ₁	7,91E-06	6,37E-06	1,240522	0,2148
OZ90 ₁	-4,10E-09	3,11E-06	-0,001320	0,9989
OZ180 ₁	3,75E-06	3,18E-06	1,179998	0,2380
OZdo90 ₂	1,80E-05	6,95E-06	2,595094	0,0095***
OZ90 ₂	-3,80E-09	3,44E-06	-0,001106	0,9991
OZ180 ₂	5,63E-06	3,35E-06	1,678873	0,0932*
PZ	-0,010671	0,063344	-0,168458	0,8662
PZ ₁	0,060034	0,033055	1,816166	0,0693*
PZ ₂	-0,171153	0,060934	-2,808850	0,005***
ogr	0,425976	0,053382	7,979788	0***
ogr ₁	0,018966	0,074364	0,255047	0,7987
ogr ₂	-0,227221	0,069102	-3,288201	0,001***
uw	-0,302189	0,055468	-5,448016	0***
uw ₁	-0,104015	0,085275	-1,219771	0,2226
uw ₂	-0,182386	0,081320	-2,242829	0,0249**
rez	-0,003657	0,001506	-2,429058	0,0151**
rez ₁	-0,003644	0,001506	-2,419755	0,0155**
rez ₂	-0,003693	0,001504	-2,454826	0,0141**

Źródło: Obliczenia własne.

Chociaż wartość jednorazowo przeprowadzonych operacji sięgała kilku miliardów złotych to znacząca część z nich była zawierana nie ze względu na konieczność poprawy sytuacji płynnościowej banku, ale celem taniego pozyskania środków, które mogły być inwestowane na wyższy procent. Zgodnie z oczekiwaniem zarówno zaprzestanie publikowania podaży bonów pieniężnych NBP i dostarczanie ich w ilości zaspakajającej popyt, jak i późniejsze ograniczenie podaży, wywarły wpływ na *spread*. Uwolnienie podaży bonów zgodnie z oczekiwaniem przyczyniło się do obniżki *spreadu*, jako że banki otrzymały gwarancję taniego pieniądza na krótki okres czasu. Ograniczenie podaży bonów, którego celem była stymulacja akcji kredytowej i ożywienie rynku międzybankowego, przyczyniło się do okresowego pogorszenia sytuacji sektora bankowego.

1.5. Podsumowanie

Przeprowadzone badanie pokazało, że pomimo ogromnego spadku zaufania na polskim rynku międzybankowym, które niewątpliwie było konsekwencją kryzysu *subprime*, polski sektor bankowy nie reagował na konkretne niepokojące impulsy z rynku amerykańskiego. Tendencje występujące na rynku polskim nie odzwierciedlały też tych występujących w strefie euro. Wyjątkiem jest okres II kiedy to model ARMA-SV wskazał, że istotny wpływ na kształtowanie się dynamiki przyrostów *spreadu* miało zachowanie się analogicznego *spreadu* dla dolara amerykańskiego oraz zależność w wariancji warunkowej w V okresie. Ta ostatnia wiąże się ze stopniowym wygasaniem wariancji *spreadu*, świadczącej o dużej niepewności na rynku. W badaniu nie rozstrzygamy jednak, czy zależność ta była następstwem zarażania, czy też zbliżonej reakcji *spreadów* na wydarzenia międzynarodowe. Bezsprzecznie jednak znacznie większe znaczenie miały czynniki wewnętrzne, związane głównie z ryzykiem utraty płynności. Model ARMA-SV pokazuje, że wraz z podjęciem przez NBP bardziej aktywnej polityki na rynku pieniężnym wzrosła zależność między ryzykiem obligacji rządowych Polski (mierzonym *spreadem* CDS) a ryzykiem na rynku międzybankowym (mierzonym zmiennością *spreadu* WIBOR-OIS). Jak wynika z raportu Narodowego Banku

Polskiego (2009b) kryzys przeniknął na polski rynek międzybankowy głównie przez:

- Kanał właścicielski, który w okresie kryzysu wywarł silny wpływ na politykę kredytową banków, szczególnie wobec klientów korporacyjnych, wobec czego wystąpił silny spadek podaży kredytu.
- Kanał makroekonomiczny. Spadek popytu zewnętrznego przełożył się na wyhamowanie dynamiki PKB oraz, a w szczególności – wzrost bezrobocia. W efekcie spadła jakość portfela kredytowego banków.
- Pośredni kanał kredytowy, który wywarł szczególnie silny wpływ zdolność obsługi zadłużenia przez gospodarstwa domowe spłacające kredyty w złotym. Skutki silnej deprecjacji złotego zostały ograniczone przez znaczące obniżki stóp procentowych w Polsce.
- Kanał zaufania. Konsekwencją spadku zaufania było obniżenie limitów transakcyjnych na inne banki.

Głównym skutkiem pojawienia się kryzysu na polskim rynku międzybankowym były więc trudności z pozyskaniem płynności. Polskie banki nie kupowały na dużą skalę papierów wartościowych związanych z amerykańskim rynkiem hipotecznym ani obligacji banków zagrożonych bankructwem, a zatem zrozumiałym jest, że impulsy zewnętrzne, takie jak upadek banku Lehman-Brothers nie wywarły na *spread* takiego wpływu jak impulsy wewnętrzne, takie jak chociażby obniżenie stopy rezerwy obowiązkowej.

Do podobnych wniosków prowadzi porównanie *spreadów* WIBOR-OIS ze *spreadami* pomiędzy stawkami WIBOR i indeksem polskich trzymiesięcznych bonów skarbowych. *Spread* ten opisuje premię za ryzyko kredytowe, a jego koncepcja pochodzi od amerykańskich TED *spreadów* (por. Understanding the TED *spread*, 2008). W przypadku Stanów Zjednoczonych w obliczu rozwoju kryzysu obydwie *spready* zachowywały się w podobny sposób. W Polsce obserwowalny był wówczas jedynie wzrost *spreadu* WIBOR-OIS. *Spread* pomiędzy 3-miesięczną stopą WIBOR i indeksem polskich trzymiesięcznych bonów skarbowych pozostał na niezmiennym poziomie (por. rysunek 1.2 i rysunek 1.3). Pokazuje to jak różne były przyczyny wzrostu *spreadu* LIBOR/WIBOR-OIS w Polsce i Stanach

Zjednoczonych w latach 2007 i 2008. Przyczyną wzrostu w Polsce było dążenie do uzyskania nadwyżek na rachunkach bieżących i niechęć do inwestowania pieniędzy na okres dłuższy niż 1 dzień. Istotnie zwiększyła się różnica pomiędzy 3-miesięczną stopą WIBOR a stawką POLONIA. Zmiany te nie mogły nie odbić się na wielkości *spreadu* WIBOR-OIS. W Stanach Zjednoczonych wzrost ten wynikał z narastającego ryzyka kredytowego (por. What ever happened to the TED spread?, 2008, Narodowy Bank Polski, 2009b). Warto też zwrócić uwagę na charakterystyczny wzrost *spreadu* pomiędzy 3-miesięczną stopą WIBOR a oprocentowaniem 3-miesięcznych benchmarkowych bonów skarbowych w 2011 roku, po tym jak Standard&Poor's obniżył rating Grecji do poziomu śmieciowego CCC. Wzrost ryzyka kredytowego w sektorze bankowym Polsce w 2011 roku, może wynikać ze wspomnianego już we wstępie niniejszego opracowania spadku jakości portfela inwestycyjnego banków-matek zaangażowanych w dużym stopniu na rynku papierów skarbowych krajów pogrążonych w kryzysie zadłużeniowym.

2. Ocena skuteczności Narodowego Banku Polskiego w zakresie stabilizacji stawki POLONIA

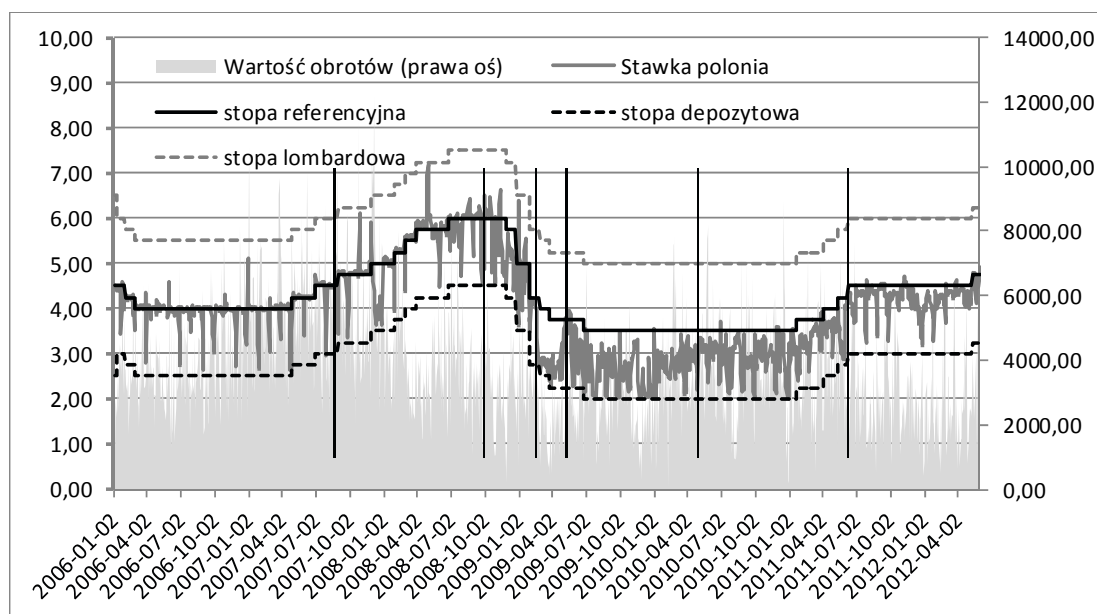
2.1. Wprowadzenie

Kryzys zaufania i związana z nim nadpłynność sektora bankowego w Polsce wywarły istotny wpływ na skuteczność operacji NBP. Wobec kryzysu zaufania trudnym stało się oszacowanie rzeczywistego zapotrzebowania sektora bankowego na płynność. O ile w strefie euro banki borykały się z poważnym niedoborem płynności, to w Polsce można mówić o przeciwnym problemie. Banki dążyły do zachowania sporej nadwyżki środków, o czym może świadczyć m.in. wspomniana rozbieżność pomiędzy *spreadami* WIBOR-OIS oraz *spreadem* pomiędzy stopą WIBOR i rentownością bonów skarbowych o tym samym terminie zapadalności a także pojawiający się na wielu aukcjach bonów pieniężnych *underbidding*. Jedna i druga sytuacja przyczynia się do osłabienia skuteczności banku centralnego w zakresie stabilizacji stawek rynkowych. Badania prowadzone na *spreadzie* pomiędzy stawką EONIA i minimalną stopą operacji podstawowych EBC (Beirne, 2011, Beirne i in., 2010) pokazały, że w okresie kryzysu subprime kontrola Europejskiego Banku Centralnego nad stopą overnight została w znacznym stopniu zmniejszona. Badania dotyczące rynku Polskiego były przeprowadzone w artykule Kliber i Płuciennika (2011). Patrząc na wydarzenia związane z kryzysem subprime z dłuższej perspektywy zdecydowaliśmy się na przeprowadzenie bardziej szczegółowej analizy. *Spread* pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną został przeanalizowany w krótszych okresach, dzięki czemu jesteśmy w stanie odpowiedzieć jak zmieniała się zdolność banku centralnego do stabilizacji stawki POLONIA w poszczególnych fazach kryzysu, jak również w jakim stopniu poszczególne czynniki przyczyniły się do osłabienia zdolności banku centralnego w zakresie stabilizacji stawki POLONIA. W porównaniu z artykułem Kliber i Płuciennika (2011) badany okres wydłużono do końca maja 2012 i podzielono na

podokresy, podobnie jak w poprzednim punkcie, gdzie pokazaliśmy, że kryzys subprime w Stanach Zjednoczonych, a także późniejszy kryzys fiskalny w krajach Europy Południowej, wywierają znaczny wpływ na kondycje sektora bankowego w Polsce. Biorąc pod uwagę zmiany jakie zaszły w zarządzaniu płynnością przez Narodowy Bank Polski okres III został podzielony na dwa podokresy przyjmując jako datę podziału 20 lutego 2009 roku – dzień, w którym bank centralny powrócił do aktywnego zarządzania płynnością ograniczając podaż bonów pieniężnych. Rysunek 2.1 pokazuje, że wprowadzenie operacji LTRO nie wywarło wpływu na *spread* pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną w związku z czym zdecydowaliśmy się scalić dwa ostatnie okresy. Badanie zostało także dodatkowo rozszerzone o skonsolidowany bilans płynności polskiego systemu bankowego, który pozwolił na lepsze zrozumienie przyczyn rozbieżności pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną i trudności NBP z jej kontrolowaniem.

Problematyka oceny skuteczności polityki pieniężnej w zakresie oddziaływania na stopy procentowe za pomocą metod ilościowych została podjęta w literaturze stosunkowo niedawno. Panigirtzoglou i in. (2000) podjęli się zbadania skuteczności oddziaływania stóp procentowych banków centralnych Wielkiej Brytanii, Włoch i Niemiec na stopy międzybankowe w tych krajach. Autorzy dopasowali model ARMA-GARCH do przyrostów *spreadów* pomiędzy podstawowymi stopami banków centralnych a stopami rynkowymi. Vila Wetherilt (2002), umieszczając przyrosty stopy operacji podstawowych Banku Anglii jako dodatkowe zmienne objaśniające w równaniach opisujących poszczególne stopy procentowe rynku międzybankowego, określa siłę oddziaływania tych zmian na rynkowe stopy procentowe. Nautz i Offermanns (2007) oraz Hassler i Nautz (2008) chcąc określić wpływ wprowadzonych przez Europejski Bank Centralny w 2004 roku nowych ram polityki pieniężnej, na siłę oddziaływania banku centralnego na stawkę EONIA, dokonali analizy długiej pamięci *spreadu* pomiędzy stawką EONIA a stopą operacji podstawowych ECB. Liczne artykuły podejmują też tematykę oddziaływania poszczególnych czynników związanych pośrednio z polityką banków centralnych na wartość *spreadu*, takich jak stosunek popytu bonów pieniężnych do ich podaży, saldo jednodniowych depozytów i kredytów w banku centralnym,

zmienne związane z cyklem rozliczenia rezerwy obowiązkowej itp. Do najważniejszych pozycji, w których podjęto takie badanie można by zaliczyć artykuły Moschitz (2004), Ejerskov i in. (2003), Wurtz (2003), Linzert i Schmidt (2007), Abbasi i Nautz (2010) oraz wspomniane już publikacje Beirne (2010), Beirne i in. (2010).



Rysunek 2.1. Stawka POLONIA wraz ze stopą referencyjną depozytową, lombardową. Na prawej osi dodatkowo zaznaczono wartość dziennych obrotów w overnight (oś prawa).

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 2.1. Statystyki opisowe *spreadu* pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną w rozważanych podokresach

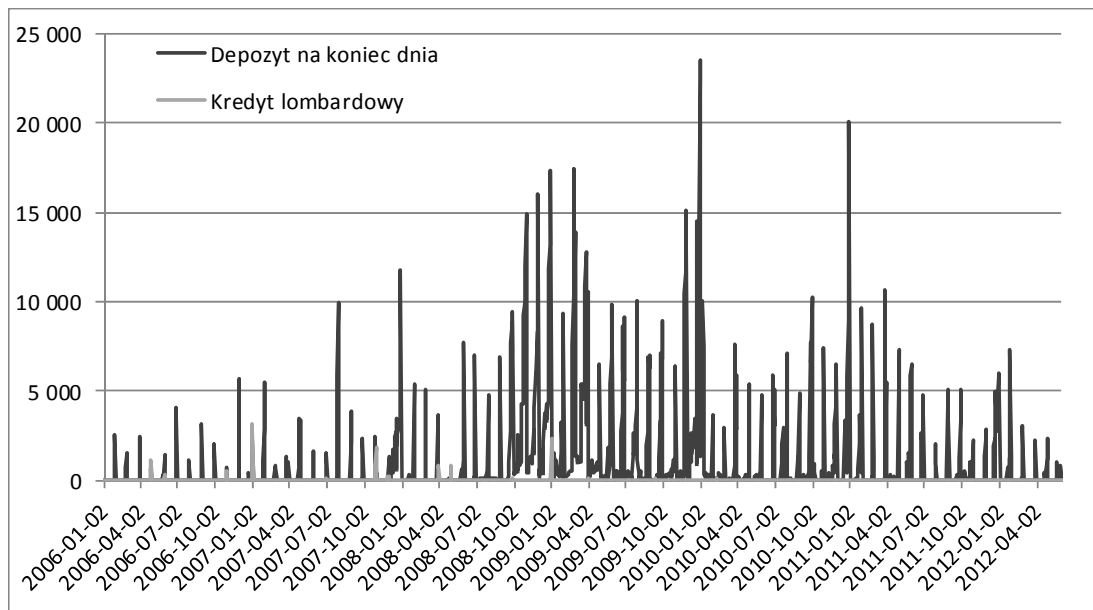
okres	I	II	IIIa	IIIb	IV	V	VI
minimum	-1,55	-1,39	-1,5	-1,48	-1,47	-1,5	-1,31
maksimum	1,11	1,45	1,39	0,21	0,06	0,22	0,22
średnia	-0,0791	-0,0582	-0,4434	-0,9	-0,8737	-0,5325	-0,2562
odch. std.	0,2968	0,4166	0,588	0,5295	0,4222	0,381	0,2735
skośność	-2,699	-1,0972	-0,0372	0,7301	0,14993	-0,7639	-1,6823
kurtoza	11,978	6,9328	2,4547	2,0054	1,9208	2,9544	6,3125

Źródło: Opracowanie własne.

Już analiza rysunku 2.1, na którym zestawiono stawkę POLONIA ze stopą referencyjną, depozytową i lombardową, oraz przedstawionych w tabeli 2.1 statystyk opisowych pokazuje odmienną charakterystykę *spreadu* w rozważanych

podokresach. Średnia począwszy od trzeciego okresy staje się niższa, co świadczy o dużym odstępstwie stawki POLONIA od stopy referencyjnej. Poprawa obserwowalna jest dopiero w dwóch ostatnich okresach. Jednocześnie możemy zaobserwować, że w okresie IIIa, w którym bank centralny zaprzestał publikacji podaży bonów dostarczając je w ilości zaspakajającej popyt, zmienność *spreadu* jest największa. W okresach IIIa, IIIb i 4 występuje też silna platykurtoza wynikająca głównie z obciążenia lewego ogona rozkładu *spreadu* przez stopę depozytową stanowiącą dolną granicę korytarza wahań stawki POLONIA. Począwszy od drugiego okresu obserwujemy również spadek tempa powrotu do średniej, którą powinna determinować stopa referencyjna.

2.1. Analiza zachowania spreadu pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną



Rysunek 2.2. Wartość zawartych depozytów na koniec dnia oraz zaciągniętych kredytów lombardowych w mln PLN.

Źródło: Opracowanie własne.

Na rysunku 2.1 obserwujemy, że w początkowym okresie *spread* jest szeregiem z krótką pamięcią i niewielką wariancją. Niewielka dodatnia wartość *spreadu* jest jego typową cechą wynikającą z faktu, że banki pożyczając pieniądze

innym bankom ustalają koszt pożyczki uwzględniają premię za ryzyko kredytowe (Wurtz, 2003, Hassler, Nautz, 2007). Występujące w regularny sposób większe krótkookresowe zaburzenia związane są z uśrednionym systemem naliczania rezerwy obowiązkowej. Działające w Polsce banki komercyjne muszą utrzymywać obowiązujący poziom rezerwy „średnio” w ciągu miesięcznego cyklu. Jeżeli dany bank wywiąże się z rezerwy obowiązkowej przed upływem okresu, dąży do lokowania nadwyżek na rynku międzybankowym, gdyż nadwyżki ponad rezerwę obowiązkową nie są oprocentowane. Jeśli pod koniec okresu rozliczeniowego okazuje się, że bank komercyjny utrzymywał zbyt mało środków na rachunku bieżącym, wówczas dąży do pozyczenia środków na rynku międzybankowym. Koniec okresu rozliczeniowego rezerwy obowiązkowej zawsze wiąże się z podwyższonym popytem lub podażą pieniądza. W pierwszym przypadku wystąpi duży szok ujemny stawki POLONIA, a w drugim – dodatni. Z początkiem drugiego badanego okresu charakterystyka *spreadu* ulega zmianie. Spadki stawki POLONIA, związane z końcem okresu rezerwy obowiązkowej, stają się głębsze i trwalsze. W kwietniu 2008 roku, po nacjonalizacji Northern Rock i sprzedaży Bear Stearns obserwujemy wzrost zmienności stawki POLONIA. Nie następuje on natychmiast po żadnym z wyżej wymienionych wydarzeń. Jak już zwróciliśmy uwagę w poprzednim rozdziale, spadek zaufania na rynku międzybankowym w Polsce następował w sposób stopniowy. Wiązał się on nie tyle z poszczególnymi wydarzeniami na świecie, co naśladował światowe tendencje. Przeniknął więc do Polski w sposób stopniowy. Bardziej gwałtowny wzrost zmienności *spreadu*, który wystąpił w lipcu 2008, wiąże się z pojawiającym się na przełomie czerwca i lipca 2008 roku *underbiddingiem*, który był konsekwencją dążenia banków komercyjnych do wykazania się znaczącymi rezerwami płynności. Z początkiem sierpnia sytuacja wraca do normy, jednak nie na długo. Na początku trzeciego badanego okresu skala zaburzeń *spreadu* wzrasta do niespotykanej wcześniej skali, a stawka POLONIA, coraz częściej kształtuje się na poziomie znacznie niższym niż stopa referencyjna, a pod koniec okresów rozliczeniowych rezerwy obowiązkowej jej poziom zbliża się do stopy depozytowej. Badania przeprowadzone na *spreadach* LIBOR-OIS pokazały, że upadek banku Lehman-Brothers wywarł ogromny wpływ na kondycje

sektorów bankowych w poszczególnych państwach. O ile dotychczas skutecznie ratowano borykające się z poważnymi problemami duże instytucje finansowe, to teraz dopuszczono do upadku czwartego co do wielkości banku inwestycyjnego w Stanach Zjednoczonych. W warunkach wzrostu niepewności znacząco zwiększył się popyt banków na płynność, wobec czego pozostawiały na rachunkach bieżących znaczne nadwyżki środków. Nie mogąc ulokować nadwyżek na rynku międzybankowym banki coraz częściej korzystają z niskooprocentowanego depozytu na koniec dnia. Na rysunku 2 możemy zaobserwować znaczący wzrost jego wykorzystania począwszy od września 2008. Obserwowane jest zjawisko *frontloadingu*, czyli dążenia banków do jak najszybszego wywiązania się z rezerwy obowiązkowej. W rozważanym okresie było ono typowe nie tylko dla rynku polskiego, ale również dla innych rynków, na których obowiązuje uśredniony charakter rezerwy obowiązkowej. Wybierając zarządzanie pozycją płynnościową w terminie overnight, banki rzadziej korzystały z możliwości lokowania środków w ramach operacji podstawowych. Skutkiem stosowania strategii ostrożnościowej cena pieniądza w terminie overnight znacznie spadła, powodując istotny wzrost *spreadu*. (por. Narodowy Bank Polski, 2009b). Zastosowanie w ramach „Pakietu Zaufania” dodatkowych nielimitowanych operacji oraz dynamiczny, trudny do prognozowania wzrost pieniądza gotówkowego w obiegu mający, miejsce począwszy od września 2008, uniemożliwił określenie tygodniowych prognoz warunków płynnościowych. Chcąc uniknąć sytuacji w której podaź bonów przekroczyłaby popyt, 17 października 2008 Narodowy Bank Polski zaprzestał publikowania podaży 7-dniowych bonów pieniężnych. Przechodząc na pasywne zarządzanie płynnością bank centralny zmniejszył swoją zdolność do kształtowania stawki POLONIA.

W lutym 2009 roku, celem ożywienia rynku międzybankowego oraz zwiększenia akcji kredytowej, Narodowy Bank Polski postanawia pozostawić nadwyżkę środków na rynku, ograniczając emisję bonów. Banki sztucznie zawyżają popyt, by zakupić jak najwięcej bonów. Już na początku marca popyt trzykrotnie przewyższa podaź. Wzrost podaży pieniądza w terminie overnight, wywołany niemożnością inwestowania go w papiery NBP, przekłada się na niepożądany spadek stawki POLONIA do poziomu bliskiego stopie depozytowej. Akcja

ograniczenia podaży 7-dniowych bonów nie przyniosła oczekiwanych rezultatów w zakresie ożywienia rynku międzybankowego oraz zwiększenia akcji kredytowej, dlatego począwszy od kwietnia bank centralny zaczął sukcesywnie zwiększać podaż bonów 7-dniowych. Pod koniec dodatkowo obniżono stopę rezerwy obowiązkowej do 3%. Działania te przyczyniły się do znacznego zmniejszenia wartości *spreadu* w maju i na początku czerwca 2009. Na początku czwartego badanego okresu, wartość bezwzględna *spreadu* ponownie wzrasta wskutek pojawiającego się na rynku *underbiddingu*. Przyczyn tego zjawiska można się doszukać w chęci banków do wykazania się wysoką płynnością w bilansach półrocznych. *Underbidding* pojawia się również na większości spośród lipcowych i sierpniowych przetargów. Jest on następstwem szybkiego przyrostu płynności w sektorze bankowym wskutek obniżenia poziomu rezerwy obowiązkowej o 0,5% oraz sprzedaży przez Ministerstwo Finansów (za pośrednictwem NBP) dużej ilości walut. Ponadto ostrożna polityka banków prowadziła do ograniczenia popytu na bony względem wcześniejszych deklaracji. Wspomniany *underbidding* przekłada się na okresowy spadek stawki POLONIA do poziomu bliskiego stopie depozytowej. Zjawisko *underbiddingu* nasila się na przełomie lat 2009 i 2010. Za przyczynę takiej sytuacji można uznać gromadzenie środków przez PZU na wypłatę dywidend. Nasilenie *underbiddingu* prowadzi do trwałej obniżki stawki POLONIA do poziomu bliskiego stopie depozytowej.

Pewna stabilizacja następuje dopiero na początku 2010 roku. Zmienność *spreadu* wyraźnie maleje. Wraz z rosnącym zaufaniem na rynku międzybankowym maleje także *spread*. W piątym badanym okresie jego wartość staje się bliższa zeru, lecz jego charakterystyka nie jest podobna do *spreadu* sprzed kryzysu finansowego. Spadki stawki POLONIA związane z końcem okresów rozliczeniowych rezerwy obowiązkowej są głębokie, a tempo powracania stawki POLONIA do poziomu stopy referencyjnej wydaje się być mniejsze. Za pozytywne zjawisko niewątpliwie można uznać wyraźny spadek wykorzystania depozytu na koniec dnia, co może świadczyć o ożywieniu rynku międzybankowego. W szóstym badanym okresie, wobec rosnącego ryzyka niewypłacalności Grecji, *spread* ponownie wzrasta, chociaż jego zmienność utrzymuje się na znacznie niższym poziomie. Ponownie

obserwowalne jest zjawisko *frontloadingu*, chociaż jego skala nie jest tak duża, jak miało to miejsce bezpośrednio po upadku Lehman-Brothers. Wzrasta też wykorzystanie depozytu na koniec dnia. Na aukcjach bonów pieniężnych ponownie pojawia się *underbidding*, co świadczy o awersji do lokowania kapitału przez banki na okres dłuższy niż 1 dzień. W ostatnim okresie badawczym po wprowadzeniu przez Europejski Bank Centralny operacji LTRO stawka POLONIA utrzymuje się na poziomie nieznacznie niższym od stopy referencyjnej a jej zmienność maleje. Maleje wykorzystanie depozytu na koniec dnia i rośnie popyt na bony pieniężne NBP.

2.2. Ekonometryczna analiza własności spreadu pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną

Długa pamięć *spreadu* procentowego pomiędzy kontrolowaną stawką rynkową a stopą operacji podstawowych, określająca trwałość wpływu zaburzeń *spreadu*, jest coraz częściej wykorzystywaną miarą skuteczności banku centralnego w zakresie kontroli tej stawki. Aby odpowiedzieć na pytanie o skuteczności oddziaływania banku centralnego posłużyliśmy się dwoma testami długiej pamięci. W drugiej części rozdziału przedstawiamy wyniki badań które pozwoliły określić, które operacje otwartego rynku przeprowadzone przez bank centralny mają znaczący wpływ na wartość *spreadu* oraz jego zmienność, a w szczególności, czy operacje podstawowe, które mają za zadanie kształtować *spread*, w istocie wpływają na jego wartość. Od 2008 roku Narodowy Bank Polski dąży do stabilizacji stawki POLONIA na poziomie bliskim stopy referencyjnej („Założenia Polityki Pieniężnej na 2008 rok”). Przejście z kształtowania stopy WIBOR SW na stawkę POLONIA motywowano zmianami, które zaszły w strukturze terminowej rynku pieniężnego, między innymi wzrostem udziału niezabezpieczonych międzybankowych lokat O/N w całości obrotów, które we wrześniu 2007 roku, kiedy przyjęto założenia, stanowiły zdecydowaną większość transakcji, a ich dzienny obrót sięgał nawet 10 mld PLN. Warto podkreślić, że wzrost liczby zawieranych lokat O/N w ostatnich latach miał miejsce także w innych krajach, co przełożyło się również na

obowiązujące w danych krajach ramy polityki pieniężnej. Stopa overnight jest oficjalnie kontrolowaną stopą m.in. przez System Rezerw Federalnych oraz Bank Anglii.

2.2.1. Analiza długiej pamięci spreadu pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną.

Hassler i Nautz (2007) zauważyli, że zdolność banku centralnego do kontroli transakcyjnej stawki overnight można zbadać analizując stopień ułamkowej integracji *spreadu*. Pełną kontrolę nad stawką overnight bank centralny posiadałby, gdyby *spread* był białym szumem. Wiadomo jednak, że jest to przypadek czysto teoretyczny. Jeśli kontrola banku centralnego nad stawką overnight zostanie zachowana, wartość tej stopy będzie podążać z niewielkim opóźnieniem za stopą referencyjną, a więc będzie szeregiem o niewielkiej długiej pamięci. Jeśli trwałość szoków w *spreadzie* byłaby zbyt duża (wartość parametru d byłaby bliska 0,5) lub wręcz stałby się on szeregiem niestacjonarnym, wówczas znaczyłoby to, że kontrola nad stopą overnight została utracona.

Tabela 2.2. Wyniki testów GPH i Whittle'a przeprowadzonych dla różnych okresów *spreadu* pomiędzy stopą referencyjną NBP oraz stawką POLONIA.

okres	d_{GPH}	d_{LW}	test GPH		test Whittle'a	
			2,5%	97,5%	2,5%	97,5%
I	-0,32205	-0,16241	-0,6855	0,035	-0,3124	0,013
II	0,23912	0,41824	-0,1446	0,6388	0,1752	0,7073
IIIa	-0,07717	-0,05923	-0,5843	0,5167	-0,4412	0,4651
IIIb	0,49842	0,43117	-0,2754	1,3201	-0,1703	1,1399
IV	0,31333	0,10683	-0,1422	0,7875	-0,1631	0,4247
V	-0,06465	-0,02826	-0,4215	0,3465	-0,2647	0,2726
VI	0,33855	0,30831	-0,1131	0,8089	0,0478	0,6356

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki testów długiej pamięci – testu GPH (Geweke, Porter-Hudak, 1983) oraz Whittle'a (por. Shimotsu, Phillips, 2006) przeprowadzone dla poszczególnych okresów przedstawione są w tabeli 2.2. Wykorzystane testy są testami asymptotycznymi, w związku z czym pojawia się problem związany z ich mocą i rozmiarem przy niewielkiej długości próby. Badania symulacyjne przeprowadzone przez Murphy i Izzeldin (2006) pokazują, że przy próbie krótszej niż 500 obserwacji test GPH oraz inne testy $I(0)$ zwracają mocno obciążone wyniki. Zastosowanie 999

replikacji bootstrapowych poprawia rezultaty do tego stopnia, że nawet przy próbie długości 100 wyniki ich jakość można uznać za satysfakcjonującą. Z tego powodu w teście zamiast rozkładów asymptotycznych w testach GPH i Whittle'a zastosowaliśmy rozkłady bootstrapowe bazując na 999 replikacjach.

W pierwszym okresie badawczym *spread* wykazuje pamięć pośrednią (parametr $d < 0$). Jej występowanie wiąże się prawdopodobnie z uporczywą sezonowością szeregu poziomów stawki POLONIA. Przypadek *spreadu* z długą pamięcią nie był rozważany przez Hasslera i Nautza (2007). Proces z pamięcią pośrednią ma wszystkie autokorelacje ujemne i wygasają one w tempie wielomianowym. W praktyce oznacza to, że pomiędzy poszczególnymi szokami *spread* ma tendencję do naprzemiennego przyjmowania wartości dodatnich i ujemnych, zbliżając się do 0. Jak już wspomnieliśmy stabilizacja stawki POLONIA była oficjalnym celem polityki pieniężnej NBP dopiero od 2008 roku, a więc w tym rozważanym okresie stopą odniesienia była jeszcze stopa WIBOR SW. Z drugiej strony już w tym okresie zdecydowana większość transakcji na rynku międzybankowych była zawierana z jednodniowym terminem zapadalności i możemy się domyślać, że już wówczas były podejmowane kroki służące stabilizacji tej stawki. Warto nadmienić, że banki centralne nie zawsze w sposób jednoznaczny określają w jaki sposób usiłują oddziaływać na stopy procentowe. Przykładowo Europejski Bank Centralny, używa jedynie stwierdzenia, że za pomocą narzędzi polityki pieniężnej steruje stopami procentowymi. Można jednak przypuszczać, że w istocie stawia on sobie za główny cel kontrolę nad stopą depozytów jednodniowych – stawką EONIA. Przemawia za tym fakt, że *spread* pomiędzy stawką EONIA oraz stopą podstawowych operacji refinansujących jest znacznie mniejszy niż ma to miejsce w przypadku innych stóp procentowych. Kontrolę nad stopą EONIA potwierdzają także wyniki badań przeprowadzone przez Nautz i Offermanns (2007), Pérez Quirós i Rodríguez Mendizábal (2006), którzy wykazali, że *spread* pomiędzy stawką EONIA, a stopą podstawowych operacji refinansujących jest szeregiem stacjonarnym, czy Hasslera i Nautza (2008), którzy doszli do wniosku, że *spread* ten jest szeregiem z jedynie niewielką długą pamięcią.

W drugim badanym okresie obserwujemy znaczący wzrost oszacowań parametru d estymowanego obydwoma wykorzystanymi metodami. W okresie oznaczonym jako „IIIa”, na początku którego bank centralny zaprzestał publikacji podaży bonów pieniężnych, obydwa oszacowania parametru d przyjmują wartości zbliżone do 0. Obydwa testy nie pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej postulującej $d = 0$. Chociaż zmienność stawki POLONIA znacząco wzrosła, to wyeliminowane zostały silne i trwałe szoki związane pojawiającym się na początku okresu *underbiddingiem*. Powrót do aktywnego zarządzania pieniądzem z początkiem okresu IIIb doprowadził do niemal całkowitej utraty kontroli nad stawką POLONIA. Otrzymane oszacowania parametru d zbliżyły się do 0,5, a ponadto stawka POLONIA kształtowała się w pobliżu stopy depozytowej. Celem uniknięcia ekspozycji na rynku międzybankowym banki zawiązują popyt bonów. Uzyskują w ten sposób możliwość zakupienia ich w jak największej ilości. Poważne rozbieżności w popycie i podaży bonów prowadzą do silnych i trwałych szoków stawki POLONIA, czym można wytłumaczyć utratę kontroli. W czwartym okresie, po tym jak NBP zasilił sektor bankowego w płynność poprzez obniżkę stopy rezerwy obowiązkowej, sytuacja wydaje się wracać do normy (skierowana do central banków ankietą, wskazała na istotny wpływ tej operacji na kondycje sektora bankowego). Tym samym badane w poprzednim rozdziale *spready* LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego i euro ulegają wyraźnemu obniżeniu, co świadczy o stopniowej poprawie sytuacji na zagranicznych rynkach międzybankowych, chociaż *spread* WIBOR-OIS jeszcze przez jakiś czas oscyluje na poziomie zbliżonym do 1,5 p.p. Oszacowania parametrów d są wyraźnie niższe niż w poprzednim okresie. Efekt długiej pamięci jest znacząco słabszy. Stawka POLONIA konsekwentnie utrzymuje się jednak około 50 p.b. poniżej stopy referencyjnej, co świadczy o podwyższonej podaży pieniądza overnight, wynikającej z niechęci banków do lokowania pieniędzy na dłuższy okres czasu. W kolejnym okresie efekt długiej pamięci całkowicie zanika, a stawka POLONIA w coraz większym stopniu zbliża się do 0. Poprawę zdolności NBP do stabilizacji stawki POLONIA potwierdza także ankietą skierowana do central banków. Respondenci wskazali, że kluczowe znaczenie miało

wprowadzenie operacji dostrajających, w szczególności tych które były przeprowadzane w ostatnich dniach okresu utrzymywania rezerwy obowiązkowej.

Wyniki testów otrzymane dla szóstego okresu pokazują, że odzyskanie pełnej kontroli przez NBP nad stawką POLONIA było tylko stanem przejściowym. Jak już pisaliśmy w poprzednim punkcie, obniżenie ratingu Grecji do śmieciowego poziomu CCC przez Standard&Poor's przyczyniło się do spadku zaufania na rynku międzybankowym w Polsce. Wzrost parametru d świadczy o tym, że jednocześnie osłabła zdolność NBP do kontroli stawki POLONIA, co było następstwem ponownego osłabienia zaufania na polskim rynku międzybankowym. Wskazuje na to wzrost *spreadu* pomiędzy 3-miesięczną stopą WIBOR i oprocentowaniem benchmarkowych bonów. Warto nadmienić, że skierowana do central banków ankieta wskazała na brak wpływu kryzysu zadłużeniowego Grecji na zdolność NBP do stabilizacji stawki POLONIA, bądź co najwyżej niewielki wpływ. Wynik ankiety uwarunkowany jest metodami stosowanymi przez ekonomistów w bankach komercyjnych. Stosowana przez nich ocena ogranicza się do analizy rozbieżności pomiędzy stopą referencyjną a stawką POLONIA. Tempo wygasania reakcji *spreadu* na szoki nie jest przedmiotem analiz, w związku z czym centrale banków komercyjnych nie identyfikowały wpływu kryzysu greckiego na zdolność NBP do stabilizacji stawki POLONIA.

2.2.3. Analiza determinant *spreadu*.

Celem określenia czynników, które oddziałują na *spread* dopasowujemy do niego model średniej warunkowej. Jak pokazują wyniki testów, zamieszczone w tabeli 2.2, *spread* nie jest zmienną stacjonarną. W kolejnej części naszego badania przeprowadzimy testy na obecność efektu ARCH i w sytuacji odrzucenia hipotezy postulującej jego brak wariancję warunkową procesu resztowego opiszemy za pomocą dwóch alternatywnych metodologii: GARCH i SV. W przypadku pierwszego podejścia estymację modelu przeprowadzamy metodą największej wiarygodności, w drugim przypadku opieramy się na metodach bayesowskich. Podobne badania prowadzone były między innymi przez Wurtza (2003) oraz Linzerta i Schmidta (2008), Schianchi and Verga (2006), Abbassi i Nautza (2010)

którzy zbadali wpływ poszczególnych czynników na *spread* pomiędzy stawką EONIA i minimalną stopą operacji podstawowych EBC. Sugerując się analizą przeprowadzoną w powyższych pozycjach oraz listą zmiennych objaśniających zastosowanych do analizy *spreadu* pomiędzy stawką POLONIA i stopą operacji podstawowych przez Kliber i Płuciennika (2011) do modelu opisującego średnią warunkową wprowadzamy następujące zmienne objaśniające:

- *3mwos* – 3 miesięczny *spread* WIBOR-OIS – reprezentuje awersję do pożyczania pieniędzy pomiędzy bankami,
- *Iwois_ref* – *spread* pomiędzy stawką tygodniowego OIS, a stopą referencyjną – *spread* reprezentuje krótkookresowe oczekiwania stóp procentowych,
- *var_Iwois* – wariancja tygodniowej stopy OIS, jako miara niepewności stopy overnight (w naszym przypadku jako wariancję rozumieliśmy kwadrat przyrostu tygodniowej stopy OIS),
- *btcratio* – bid to cover ratio, zmienna równa 1 w sytuacji *underbidding* a w przeciwnej sytuacji określająca stosunek popytu bonów pieniężnych NBP do ich podaży,
- *ctbratio* – zmienna równa 1 w sytuacji *overbidding*, a w przeciwnej sytuacji określająca stosunek podaży bonów pieniężnych NBP do ich popytu,
- *df_lf* – różnica pomiędzy saldem depozytów na koniec dnia, a saldem kredytu lombardowego
- zmienne zerojedynkowe określające:
 - koniec roku,
 - koniec półrocza,
 - ostatni dzień utrzymania rezerwy,
 - przedostatni dzień utrzymania rezerwy,
 - dzień przeprowadzenia operacji podstawowej,
 - dzień przeprowadzenia operacji podstawowej, w którym na przetargu wystąpił *underbidding*,
 - dzień przeprowadzenia operacji podstawowej w którym na przetargu wystąpił *overbidding*.

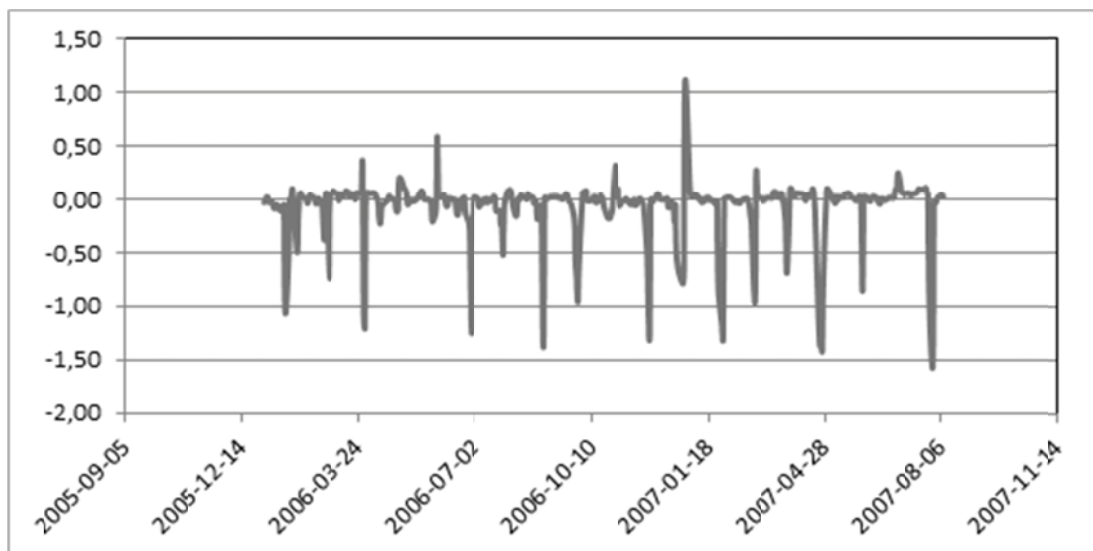
Poniżej omówimy otrzymane oszacowania modeli dla poszczególnych podokresów

1. Okres I: 2006-01-02 do 2007-08-08

Tabela 2.1. Parametry modelu AR(FI)MA dla pierwszego podokresu

	Oszacowanie	odch. Std.	statystyka t	p-wartość
a_0	-0,005951	0,0070894	-0,8394	0,4018
koniec_roku	1,361211	0,38763	3,512	0,0005
koniec_półrocza	0,526388	0,23437	2,246	0,0253
a_1	-0,181667	0,10267	-1,769	0,0776
a_2	-0,296049	0,095922	-3,086	0,0022
a_3	-0,173097	0,073211	-2,364	0,0185
a_4	-0,161092	0,055136	-2,922	0,0037
a_5	-0,136586	0,052786	-2,588	0,01
σ^2	0,657941	0,10372	---	---

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 2.3. Spread POLONIA-ref w okresie: 2006-01-02 do 2007-08-08

Źródło: Opracowanie własne.

Pierwszy badany przez nas okres był względnie spokojny. Pierwsze sygnały kryzysu dopiero miały nadejść. Jak już wspomniano wcześniej, w tym okresie NBP oficjalnie nie podejmował działań stabilizacyjnych stawki POLONIA wokół stopy referencyjnej. Istotnymi zmiennymi objaśniającymi dla przyrostów *spreadu* okazały się zmienne zero-jedynkowe, reprezentujące koniec półrocza oraz roku. W badanym

okresie statystycznie istotne okazały się parametry modelu AR aż do opóźnienia piątego włącznie. Ich ujemne wartości potwierdzają występowanie efektów pamięci pośredniej w modelowanym szeregu.

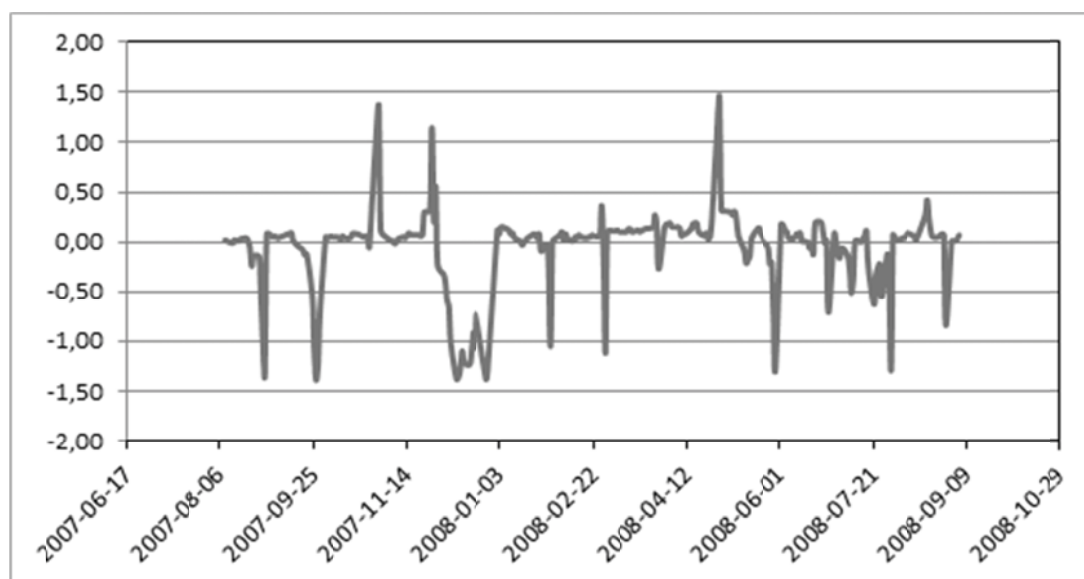
2. Okres II: 2007-08-09 do 2008-09-05

Drugi rozważany przez nas okres charakteryzował się narastaniem kryzysu zaufania wśród banków komercyjnych, w związku z kłopotami nawet tak dużych banków jak Northern Rock czy Bear Stearns. W tym okresie sezonowość nie była już tak wyraźna, a jedyną dodatkową zmienną objaśniającą okazała się zmienna reprezentująca koniec półrocza. Warto przy tym zaznaczyć, że okres ten nie cechował się jeszcze szczególną nerwowością. Kryzys dotarł już do Europy Zachodniej, ale wciąż nie był odczuwalny na rynku polskim.

Tabela 2.2. Parametry modelu AR(FI)MA dla drugiego podokresu

	Oszacowanie	odch. Std.	statystyka t	p-wartość
a_0	-0,002104	0,01386	-0,1518	0,8795
koniec_półrocza	0,607492	0,11788	5,153	0
a_1	-0,188898	0,097177	-1,944	0,053
a_2	-0,203459	0,093633	-2,173	0,0307
σ^2	0,096907	0,015839	---	---

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 2.4. Spread POLONIA-ref w okresie: 2007-08-09 do 2008-09-05

Źródło: Opracowanie własne.

3. Okres IIIa: 2008-09-06 do 2009-02-19

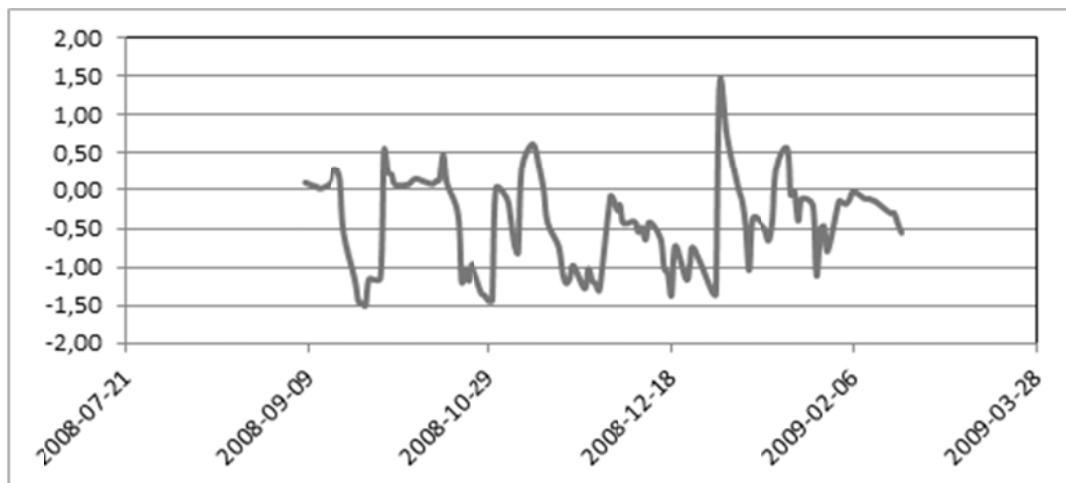
W okresie na początku którego upada bank Lehman-Brothers, zostaje wprowadzony pakiet zaufania, a następnie celem uniknięcia *underbiddingu* na aukcjach bonów pieniężnych bank centralny zaprzestaje publikacji podaży bonów dostarczając je w ilości zaspakajającej popyt, jedyną zmienną, która objaśniała zachowanie się zmian *spreadu*, był koniec roku. Uwzględnienie tej zmiennej pozwoliło opisać zależności liniowe występujące w szeregu. Ponadto, w uzyskanych resztach nie wystąpił efekt ARCH. Przejście na pasywne zarządzanie płynnością wiązało się tym samym z ograniczeniem wpływu NBP na stawkę POLONIA, co tłumaczy brak statystycznej istotności zmiennych związanych z polityką pieniężną NBP.

Tabela 2.3. Parametry modelu AR(FI)MA dla okresu IIIa.

	Oszacowanie	odch. Std.	statystyka t	p-wartość
a_0	-0,02965	0,036862	-0,8043	0,4229
<i>koniec_roku</i>	2,779649	0,036862	75,41	0
σ^2	0,153551	0,036984	---	---

UWAGA: Brak efektu ARCH

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 1.5. *Spread* POLONIA-ref w okresie: 2008-09-06 do 2009-02-19

Źródło: Opracowanie własne.

4. Okres IIIb: 2009-02-19 do 2009-05-21

Kolejnym wyróżnionym przez nas podokresem jest czas od 20.02.2009 do 21.05.2009. Jest to okres, w którym NBP nie publikował podaży bonów, lecz dostarczał je w ilości zaspokajającej popyt banków komercyjnych. Okres ten charakteryzował się drastycznym spadkiem stawki POLONIA.

W okresie w którym ograniczono podaż bonów pieniężnych, zmiennymi które istotnie (przy poziomie ufności 90%) pozwoliły objaśnić dynamikę zmian *spreadu* okazały się: *cover-to-bid ratio* (zmienna równa 1 w sytuacji *overbiddingu*, a w przeciwnej sytuacji określająca stosunek podaży bonów pieniężnych NBP do ich popytu) oraz zmienna równa różnicy pomiędzy saldem depozytów na koniec dnia a saldem kredytu lombardowego. Obie te zmienne pozwoliły na wyjaśnienie wszelkich zależności liniowych w szeregu danych. Jest to zrozumiałe, biorąc pod uwagę, że spadek stawki POLONIA w rozważanym okresie był uwarunkowany nadwyżkami środków, które nie mogły już zostać w całości wykorzystane na zakup bonów, w związku z czym banki dążyły do lokowania nadwyżek na rynku międzybankowym w postaci jednodniowego depozytu. Różnicę pomiędzy podażą a popytem na pieniądź w overnight obrazuje saldo depozytu na koniec dnia. Biorąc pod uwagę całkowity brak wykorzystania kredytu lombardowego w badanym okresie zmienną je opisującą jest df_lf . Podobne znaczenie ma zmienna $ctbratio$, której wartość równa 1 sugeruje niemożność ulokowania całych nadwyżek w bony pieniężne. W tym kontekście zastanawiający może być brak statystycznej istotności zmiennej $bcratio$. Biorąc pod uwagę zawyżanie popytu na bony przez banki komercyjne, wobec niemożności zakupu ich w pożądanej ilości, zmienna ta przyjmowała w początkowej fazie kryzysu bardzo duże wartości, dlatego też liniowa zależność pomiędzy tą zmienną a *spreadem* nie mogła zostać zidentyfikowana.

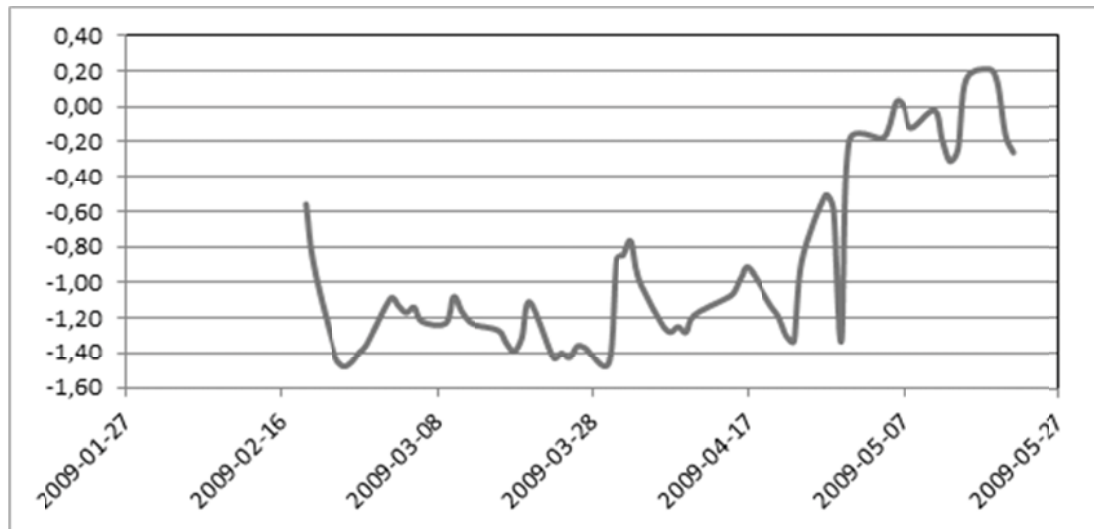
W uzyskanych resztach nie występował efekt ARCH.

Tabela 2.4. Parametry modelu AR(FI)MA dla okresu IIIb.

	Oszacowanie	odch, Std,	statystyka t	p-wartość
a_0	-0,003799	0,027429	-0,1385	0,8903
$ctbratio (M)$	0,361784	0,18317	1,975	0,0529
$df_lf (M)$	-0,000011	6,05E-06	-1,814	0,0747
σ^2	0,050086	0,015433	---	---

UWAGA: Brak efektu ARCH

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 2.6. *Spread* POLONIA-ref w okresie: 2009-02-19 do 2009-05-21

Źródło: Opracowanie własne.

5. Okres IV: 2009-05-22 do 2010-04-23

Kolejny okres zapoczątkowało obniżenie stopy rezerwy obowiązkowej przez NBP. Okres ten charakteryzował się stopniową odbudową zaufania pomiędzy bankami. Średnią warunkową zmian *spreadu* wyjaśnić możemy za pomocą następujących zmiennych: koniec półrocza i roku, różnicę między depozytów na koniec dnia, a saldem kredytu lombardowego, a także *spreadem* między tygodniową stopą OIS oraz stopą referencyjną. Zależność od pierwszej ze stóp można wyjaśnić utrzymującą się nadal duża nadpłynnością. W związku ze wspomnianym zjawiskiem *frontloadingu*, nadwyżka była największa pod koniec okresu utrzymania rezerwy obowiązkowej. Wtedy rozbieżność między podażą i popytem na pieniądź overnight była największa, co powodowało okresowe głębokie spadki stawki POLONIA, a że środków, których nie udało się ulokować na rynku międzybankowym, składano depozyt na koniec dnia. Pozytywne oczekiwania rynku w zakresie stabilizacji stawki POLONIA, reprezentowane przez sukcesywnie rosnący *spread* pomiędzy tygodniowym OIS i stopą referencyjną, spełniają się pod koniec okresu dlatego zmienna reprezentująca oczekiwania okazała się statystycznie istotna. Podobnie, jak

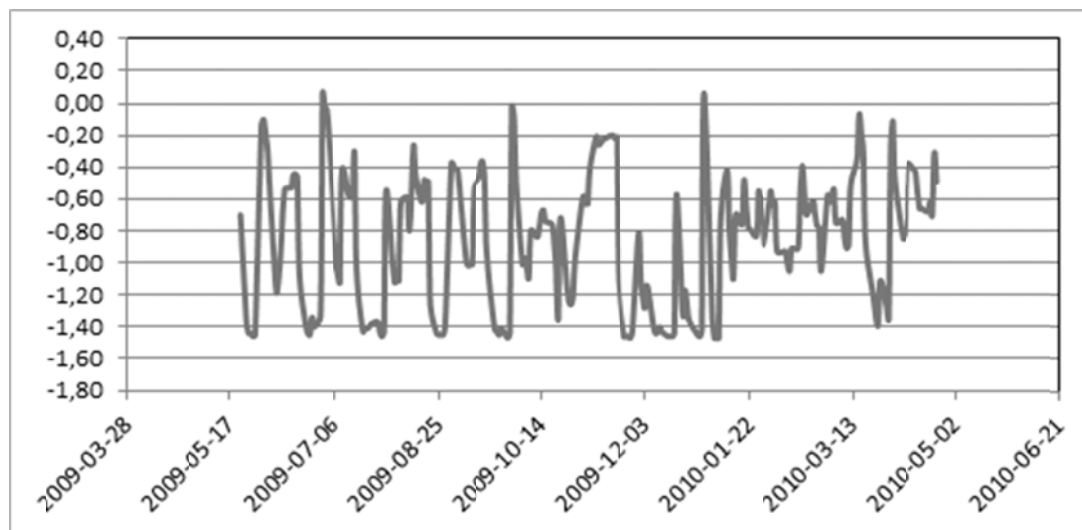
w poprzednich okresach, w uzyskanych w ten sposób resztach nie występował efekt ARCH.

Tabela 2.5. Parametry modelu AR(FI)MA dla okresu IV.

	Oszacowanie	odch. Std.	statystyka t	p-wartość
a_0	0,255443	0,088496	2,887	0,0043
df_lf	-0,000006	3,19E-06	-1,958	0,0515
<i>koniec_polroczna</i>	1,211598	0,064862	18,68	0
<i>koniec_roku</i>	1,492455	0,02023	73,77	0
<i>lwois_ref</i>	0,305421	0,098068	3,114	0,0021
σ^2	0,089241	0,014801	---	---

UWAGA: Brak efektu ARCH

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 2.7. Spread POLONIA-ref w okresie: 2009-05-22 do 2010-04-23

Źródło: Opracowanie własne.

6. Okres V: 2010-04-24 do 2011-06-13

Kolejny okres to czas względnego spokoju. Udało się przewyciężyć kryzys zaufania, natomiast pogorszyła się sytuacja w otoczeniu zagranicznym – nastają pierwsze symptomy wspomnianego kryzys zadłużeniowego Grecji. Stawka POLONIA utrzymuje się relatywnie blisko stopy referencyjnej. Na rysunku 2.8 widoczne są jednak głębsze spadki związane z cyklem rozliczeniowym rezerwy oraz mniej głębokie – związane z aukcjami bonów pieniężnych. Liczba zmiennych objaśniających dynamikę zmian średniej wartości przyrostów *spreadu* zwiększyła się. W szczególności statystycznie istotne są zmienne *underbid* oraz *overbid*,

przyjmujące wartość 1 w sytuacji gdy na akcji bonów wystąpi *underbidding* lub *overbidding* i 0 w pozostałych przypadkach, oraz zmienna d_{oor} przyjmująca wartość 1 dla dni przeprowadzenia wszystkich aukcji operacji podstawowych.

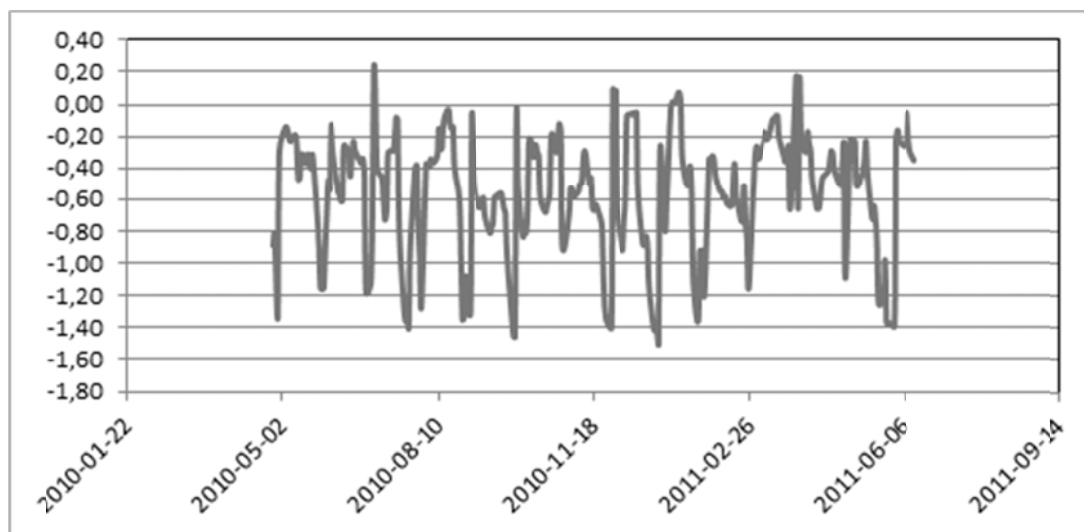
Ponieważ w okresie V bank centralny zgłaszał podaż bonów na poziomie zbliżonym do popytu, a ponadto począwszy od grudnia 2010 zaczął przeprowadzać operacje dostrajające sterylizujące, dające bankom komercyjnym dodatkową możliwość lokowania nadwyżek środków, nieistotna okazała się zmienna reprezentująca różnicę między saldem depozytu na koniec dnia i kredytu lombardowego. W uzyskanych z modelu resztach również nie występował efekt ARCH.

Tabela 2.6. Parametry modelu AR(FI)MA dla okresu V.

	Oszacowanie	odch. Std.	statystyka t	p-wartość
a_0	0,119369	0,025126	4,751	0
koniec_półroczna	0,672203	0,18487	3,636	0,0003
koniec_roku	1,586617	0,17155	9,249	0
lwois_ref	0,20547	0,045894	4,477	0
d_{oor}	-2,968778	0,83499	-3,555	0,0004
Btcratio	4,547401	0,85826	5,298	0
underbid	-1,374361	0,49052	-2,802	0,0054
Overbid	-1,594416	0,4731	-3,37	0,0009
d	-0,237486	0,076838	-3,091	0,0022
σ^2	0,065022	0,011638	---	---

UWAGA: Brak efektu ARCH

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 2.8. *Spread POLONIA-ref w okresie: 2010-04-24 do 2011-06-13*

Źródło: Opracowanie własne.

7. Okres VI: 2011-06-13 do 31-05-2012

Ostatnim rozważanym przez nas podokresem był przedział 13.06.2011-31.05.2012. Był to okres względnego spokoju na rynkach wewnętrznych przy pogarszającej się sytuacji krajów śródziemnomorskich. W okresie tym nastąpiło obniżenie ratingu obligacji greckich do poziomu śmieciowego. Kształt wykresu *spreadu* (rysunek 2.9) sugeruje niewielki wpływ aukcji operacji podstawowych na jego dynamikę, ale dość znaczący cykl rezerwy obowiązkowej. Sterylizacja nadwyżek płynności w ostatnich dniach okresów utrzymania rezerwy była zadaniem operacji dostrajających. Podczas pierwszych miesięcy ich funkcjonowania podaż znacząco przewyższała popyt. W skierowanych do central banków ankietach niektóre banki wskazały jako źródło poprawy sytuacji na rynku międzybankowym wprowadzenie operacji dostrajających przeprowadzanych w ostatnich dniach rezerwy. Początkowo jednak część banków dążyła do lokowania nadwyżek w ostatnich dniach rezerwy na rynku międzybankowym, co ponownie wprowadziło dysproporcje między popytem i podażą pieniądza jednodniowego. Z tego powodu zmiennymi, które wywierały istotny wpływ na zmiany *spreadu* były: dzień rozliczenia rezerwy obowiązkowej (*d_rezOb*) oraz dzień go poprzedzający (*d_resOb01*). Patrząc jednak na ostatnie dwa miesiące, podczas których popyt na przetargach operacji dostrajających znacząco

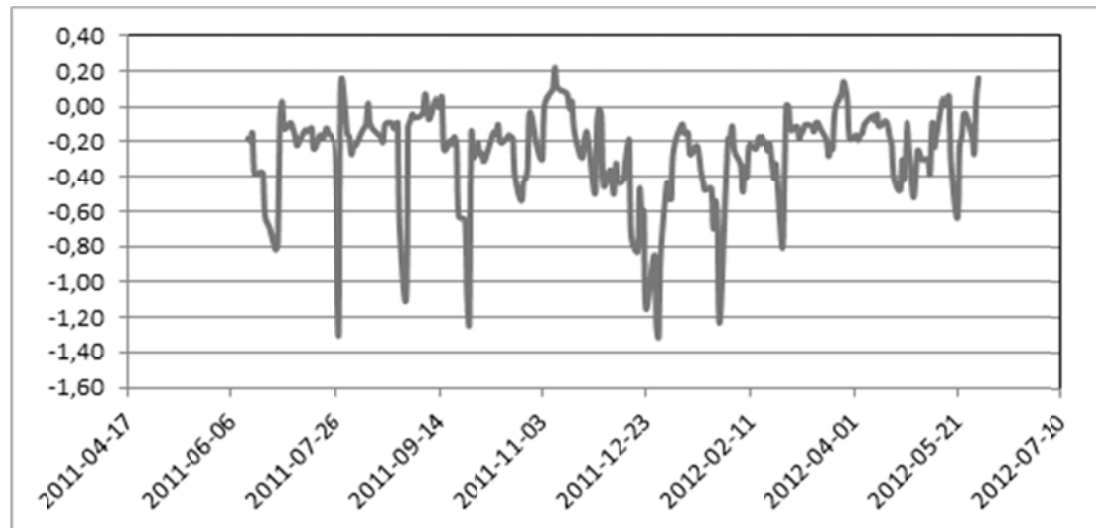
wzrósł przyjmując zbliżone wartości do podaży, można przypuszczać, że problem cyklicznych ujemnych zaburzeń stawki POLONIA został zażegnany.

Tabela 2.7. Parametry modelu AR(FI)MA dla okresu VI.

	Oszacowanie	odch. Std.	statystyka t	p-wartość
a_0	0,008062	0,00889	0,9069	0,3654
$d_{rezOb} (M)$	0,748189	0,12448	6,01	0
$d_{rezOb01} (M)$	-0,25877	0,095785	-2,702	0,0074
$bcratio (M)$	-0,11086	0,037072	-2,99	0,0031
d	-0,22685	0,095852	-2,367	0,0188
σ^2	0,028574	0,004002	---	---

UWAGA: Brak efektu ARCH

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 2.9. Spread POLONIA-ref w okresie: 2011-06-13 do 31-05-2012

Źródło: Opracowanie własne.

2.2.4. Podsumowanie

Wyniki przedstawionych badań ekonometrycznych sugerują, że wraz z wybuchem kryzysu finansowego słabnie zdolność banku centralnego do stabilizacji stawki POLONIA. Staje się ona jeszcze słabsza po upadku banku Lehman Brothers. Ze względu na często pojawiający się na aukcjach operacji podstawowych *underbidding* bank centralny zaprzestaje publikacji bonów przez co wprawdzie redukuje się efekt długiej pamięci ale znacząco wzrasta zmienność stawki

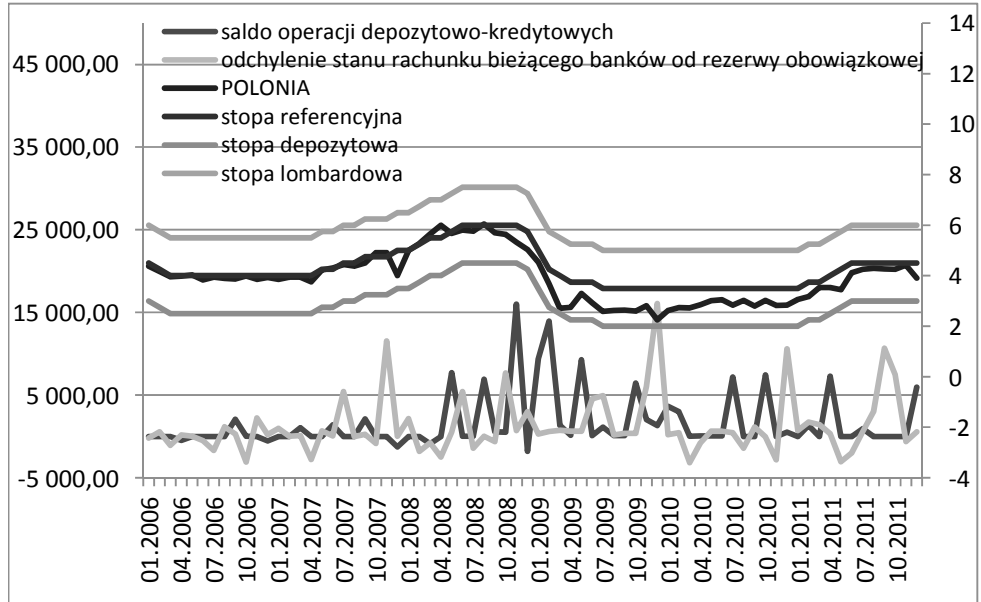
POLONIA. Ograniczenie podaży bonów przyczynia się do spadku stawki POLONIA w pobliże stopy depozytowej, a efekt długiej pamięci się nasila. Skuteczne stabilizowanie stawki POLONIA utrudnia brak zaufania banków do siebie nawzajem. Począwszy od drugiej połowy 2009 *spread* sukcesywnie zbliża się do 0, choć w ostatnim badanym okresie, na początku którego następuje obniżenie ratingu Grecji do poziomu CCC efekt długiej pamięci ponownie się nasila, sugerując powrót trudności NBP ze stabilizacją stawki POLONIA. Jednocześnie przeprowadzane w ostatnich dniach rezerwy operacje dostrajające sterylizujące, pomimo tego, że w pierwszej fazie były wykorzystywane w niewielkim stopniu, to pod koniec badanego okresu zaczęły przynosić pożądane efekty. Jeżeli dodatkowo uda się zredukować silną długą pamięć *spreadu*, to będzie można mówić o pełnym powrocie zdolności banku centralnego do stabilizacji stawki POLONIA.

2.3. Budowa i struktura bilansu płynności polskiego sektora bankowego i powiązanie jego pozycji ze stopą POLONIA

Bilans płynności sektora bankowego przedstawiono w celu analizy powiązań pomiędzy trzema grupami pozycji: instrumentów polityki pieniężnej, autonomicznych pozycji płynności i rachunku bieżącego banków komercyjnych w banku centralnym z stopą rynku międzybankowego POLONIA w paśmie wahań podstawowych stóp procentowych NBP.

Utrzymanie stóp procentowych na międzybankowym rynku depozytów na pożądanym poziomie wymaga odpowiedniego regulowania płynnością sektora bankowego. Płynność banków uzależniona jest od stanu środków utrzymywanych na rachunkach w banku centralnym (Narodowy Bank Polski, 2001, s. 1). W celu dopasowania podaży środków na rachunkach banków w banku centralnym, czyli płynności, do popytu bank centralny wykorzystuje operacje otwartego rynku oraz pozostawia do dyspozycji banków komercyjnych operacje kredytowo-depozytowe, pozwalające na eliminowanie wahań płynności. Na rysunku 2.10 można zauważyć, że wraz ze wzrostem rezerwy nadwyżkowej na rachunku bieżącym banków

komercyjnych w NBP i gdy depozyt na koniec dnia przewyższa kredyt lombardowy, wtedy obniża się stopa rynku międzybankowego POLONIA.



Rysunek 2.10. Saldo operacji depozytowo-kredytowych i odchylenia stanu rachunku bieżącego banków komercyjnych od rezerwy obowiązkowej polskiego sektora bankowego w okresie 01.2006-12.2011 e mln PLN (oś główna) oraz stawka POLONIA w korytarzu podstawowych stóp procentowych NBP (oś pomocnicza).

Źródło: opracowanie i obliczenia własne na podstawie danych NBP.

W tych okresach, bowiem w ten sposób uwidaczniająca się nadpłynność banków komercyjnych przyczynia się do obniżki stawki POLONIA, przy której banki mogą lokować swoje nadwyżkowe płynne rezerwy na rynku międzybankowym.

Warto uwypuklić, że niskie wahania rezerwy nadwyżkowej środków na rachunku bieżącym banków komercyjnych w NBP i salda operacji depozytowo-kredytowych wiążą się również z większą stabilizacją stawki POLONIA na poziomie stopy referencyjnej NBP (rysunek 2.10).

Na podstawie rysunku 2.10 można sformułować wniosek, że w badanym okresie występuje zasadniczo nadpłynność w sektorze bankowym, ponieważ stawka POLONIA utrzymuje się poniżej stopy referencyjnej, a konkretnie pomiędzy nią, a najniższą stopą pasma wahań krótkoterminowych stóp procentowych NBP – stopą depozytu na koniec dnia. W maju 2009 r. stopa POLONIA zbliżyła się najmocniej

do stopy depozytu na koniec dnia – dolnej granicy wahań międzybankowych stóp overnight, co wskazuje na wysoką nadpłynność. W tym przypadku, cena pozyskania pieniądza na rynku międzybankowym spadła do możliwie najniższego poziomu, ponieważ banki komercyjne posiadają jego nadmiar, obniża się cena jego pozyskania. Z kolei, w okresie maj-czerwiec 2008 r. stawka POLONIA przekroczyła stopę referencyjną, co wskazuje na niedobór płynności (w sytuacji niedoboru środków są gotowe za nie zapłacić na rynku międzybankowym nawet więcej niż w NBP)

Wniosek ten potwierdza analiza bilansu płynności polskiego sektora bankowego przeprowadza w dalszej części badania. W maju 2009 r. NBP dokonuje absorpcji płynności banków komercyjnych, a w okresie maj-czerwiec 2008 r. bank centralny w Polsce zasila je w płynność (rysunek 2.15).

Do kształtowania się stawki POLONIA przyczyniały się również inne instrumenty polityki pieniężnej NBP służące regulacji płynności sektora bankowego. Wszystkie wykorzystywane instrumenty polityki pieniężnej przez NBP w latach 2006-2011 przedstawiono w tabeli 2.10. Ich występowanie po stronie aktywów lub pasywów bilansu płynności, a zarazem wpływ (zasilanie lub absorpcję) na poziom płynności sektora bankowego w Polsce zaprezentowano w tabeli 2.11.

Tabela 2.10. Wykorzystywane instrumenty polityki pieniężnej przez NBP w latach 2006-2011 (w mln PLN)

Lp.	Wyszczególnienie	2006	2007	2008	2009	2010	2011
1.	Rezerwa obowiązkowa	X	X	X	X	X	X
2.	Emisja bonów pieniężnych NBP	X	X	X	X	X	X
3.	Emisja/wykup obligacji NBP	0	0	0	X	0	0
4.	Repo/reverse repo	0	0	X	X	X	0
5.	Kredyt lombardowy	X	X	X	X	X	X
6.	Depozyt na koniec dnia	X	X	X	X	X	X
7.	Kredyt techniczny	X	X	X	X	X	X
8.	Swap walutowy	0	0	X	X	0	0

Objaśnienia: X – wykorzystywanie danego instrumentu polityki pieniężnej; 0 – niewykorzystywanie danego instrumentu polityki pieniężnej

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: NBP, 2007, s. 31; NBP, 2008, s. 31; NBP, 2009, s. 36; NBP, 2010, s. 36; NBP, 2011, s. 36; NBP, 2012, s. 36.

Wzorując się na uproszczonym skonsolidowanym bilansie eurosystemu zbudowano bilans płynności polskiego sektora bankowego. W bilansie płynności

sektora bankowego wyróżniono zasadniczo dwie grupy pozycji: autonomiczne pozycje płynności (operacje, które nie mają bezpośredniego związku z polityką pieniężną banku centralnego) i instrumenty polityki pieniężnej (operacje, które mają bezpośredni związek z polityką pieniężną banku centralnego) (por. European Central Bank, 2001a, 2001b, 2002). Czynniki autonomiczne pozostają poza wpływem banku centralnego, choć dotyczą jego własnego bilansu (Narodowy Bank Polski, 2001, s. 1). Warto podkreślić, że kluczowe w nazwach obu grup pozycji jest słowo bezpośrednio. Chodzi konkretnie o bezpośredni związek tych operacji z polityką pieniężną NBP lub też jego brak.

Tabela 2.11. Bilans płynności polskiego sektora bankowego na dzień 31.12.2011 r (w mln PLN).

Aktywa	Suma	Pasywa	Suma
I. Autonomiczne pozycje płynności	334 447,20	I. Autonomiczne pozycje płynności	250 325,36
Oficjalne aktywa rezerwowe	334 447,20	Gotówka w obiegu	112 089,54
		Depozyty rządowe w NBP	85,16
		Lokaty MF w NBP	1 145,00
		Inne autonomiczne pozycje netto	137 005,66
II. Instrumenty polityki pieniężnej	35 592,79	II. Instrumenty polityki pieniężnej	99 405,99
Podstawowe operacje otwartego rynku		Podstawowe operacje otwartego rynku	73 965,96
Dodatkowe operacje otwartego rynku		Dostrajające operacje otwartego rynku	19 464,75
Dostrajające operacje otwartego rynku		Swap walutowy	
Kredyt lombardowy		Depozyt na koniec dnia	5 975,28
Kredyt techniczny	35 592,79		
		III. Rachunek bieżący banków w NBP wraz z rezerwą obowiązkową	20 308,64
Ogółem	370 039,99	Ogółem	370 039,99

Źródło: opracowanie i obliczenia własne na podstawie: (NBP, 2012).

Występują one zarówno po stronie pasywów, jaki i aktywów bilansu płynności sektora bankowego. Trzecia grupa pozycji rachunek bieżący banków w

banku centralnym wraz z rezerwą obowiązkową znajduje się tylko po stronie pasywów tego bilansu.

Po stronie aktywów, autonomiczne pozycje płynności tworzą oficjalne aktywa rezerwowe. Natomiast po stronie pasywów należą do nich gotówka w obiegu, depozyty rządowe w NBP, lokaty Ministerstwa Finansów (MF) w NBP i inne autonomiczne pozycje netto (por. European Central Bank, 1999).

W grupie pozycji instrumenty polityki pieniężnej po stronie aktywów występują trzy rodzaje operacji otwartego: podstawowe, dodatkowe (długoterminowe) i dostrajające (Por. European Central Bank, 2003a i 2003b). Ponadto w tej grupie znajduje się kredyt lombardowy i kredyt techniczny. Po stronie pasywów, w grupie instrumentów polityki pieniężnej są dwa rodzaje operacji otwartego rynku – podstawowe i dostrajające oraz swap walutowy i depozyt na koniec dnia. Po stronie pasywów znajduje się jeszcze trzecia grupa pozycji – rachunek bieżący banków w banku centralnym wraz z rezerwą obowiązkową. Tworzą ją rezerwa obowiązkowa i rezerwa nadwyżkowa banków na ich rachunku w banku centralnym.

2.3.1. Bilans płynności, jako narzędzie regulacji płynności polskiego sektora bankowego

Na początku przedstawienia bilansu, jako narzędzia regulacji płynności, wypada zaznaczyć, że zwiększenie każdej pozycji po stronie aktywów oznacza zasilanie w płynność sektora bankowego. Z kolei, wzrost prawie każdej pozycji po stronie pasywów oznacza absorpcję płynności sektora bankowego, z wyjątkiem grupy pozycji rachunek bieżący banków w banku centralnym wraz z rezerwą obowiązkową (Knakiewicz, Paluszak, 2006).

Wydzielenie operacji, które nie mają bezpośredniego związku z polityką pieniężną banku centralnego od operacji, które posiadają bezpośredni z nią związek, pozwala w sposób przejrzysty analizować regulowanie płynności sektora bankowego. Przejrzystość uwidacznia się w tym, że bank centralny reguluje bezpośrednio płynność sektora bankowego jedynie za pomocą instrumentów polityki pieniężnej. Z przejrzystości wynika również ponoszenie bezpośredniej

odpowiedzialności przez bank centralny za regulowanie płynności sektora bankowego. Warto dodać, że przejrzystość działań i związana z nimi odpowiedzialność banku centralnego za regulowanie płynności jest szczególnie ważna w czasie kryzysu finansowego i w procesie umiędzynarodowienia gospodarki i globalizacji. W procesie tym narastają współzależności, efekty rozprzestrzeniania się i efekty zarażania się, szczególnie uwidaczniające się w okresie kryzysu finansowego. W związku z tym, bardzo ważna jest ocena stopnia płynności sektora bankowego na podstawie tego bilansu. W przypadku, gdy autonomiczne pozycje płynności po stronie pasywów są wyższe niż autonomiczne pozycje płynności po stronie aktywów, występuje niedobór płynności w sektorze bankowym. W sytuacji przeciwnej, gdy autonomiczne pozycje płynności po stronie aktywów są wyższe niż autonomiczne pozycje płynności po stronie pasywów, występuje nadpłynność w sektorze bankowym (por. European Central Bank, 2002).

W przypadku niedoboru płynności, instrumenty polityki pieniężnej po stronie aktywów są wyższe niż instrumenty polityki pieniężnej po stronie pasywów. Niedobór płynności niejako wymusza na banku centralnym zasilanie w płynność sektora bankowego za pomocą instrumentów polityki pieniężnej, znajdujących się po stronie aktywów tego bilansu.

W warunkach nadpłynności, instrumenty polityki pieniężnej po stronie pasywów są wyższe niż instrumenty polityki pieniężnej po stronie aktywów. Nadpłynność skłania bank centralny do jej absorpcji poprzez instrumenty polityki pieniężnej, występujące po stronie pasywów tego bilansu (Paluszak, 2004).

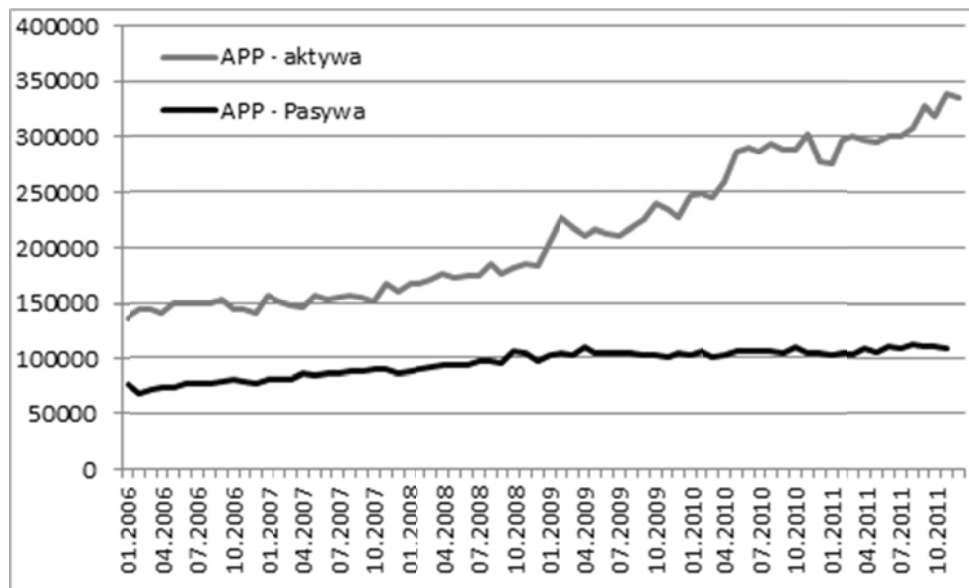
Jak można zauważyć, tabeli 2.11 odzwierciedla nadpłynność polskiego sektora bankowego w dniu 31.12.2011 r. Autonomiczne pozycje płynności po stronie aktywów (334 447,20 mln PLN) są wyższe niż autonomiczne pozycje płynności po stronie pasywów (250 325,36 mln PLN). Stąd instrumenty polityki pieniężnej po stronie pasywów (99 405,99 mln PLN) są wyższe niż instrumenty polityki pieniężnej po stronie aktywów (35 592,79 mln PLN). W ten sposób NBP dokonuje absorpcji nadpłynności polskiego sektora bankowego.

Analiza grupy pozycji autonomicznych pozycji płynności i instrumentów polityki pieniężnej po stronie aktywów i pasywów bilansu płynności polskiego sektora bankowego oraz ich powiązania ze stopą POLONIA

W okresie styczeń 2006 r. – grudzień 2011 r. autonomiczne pozycje płynności po stronie aktywów są wyższe niż autonomiczne pozycje płynności po stronie pasywów, wtedy występuje też nadpłynność w sektorze bankowym. W całym badanym okresie, autonomiczne pozycje płynności po stronie pasywów wykazują w miarę stabilną tendencję, choć zaznacza się nieznaczny ich wzrost. W podokresie od stycznia 2006 r. (od ponad 77 000 mln PLN) do września 2009 r. (prawie 96 000 mln PLN) autonomiczne pozycje po stronie pasywów wzrastają relatywnie szybciej niż od października 2009 (od ponad 105 000 mln PLN) do grudnia 2011 r. (do ponad 110 000 mln PLN) (rysunek 2.11).

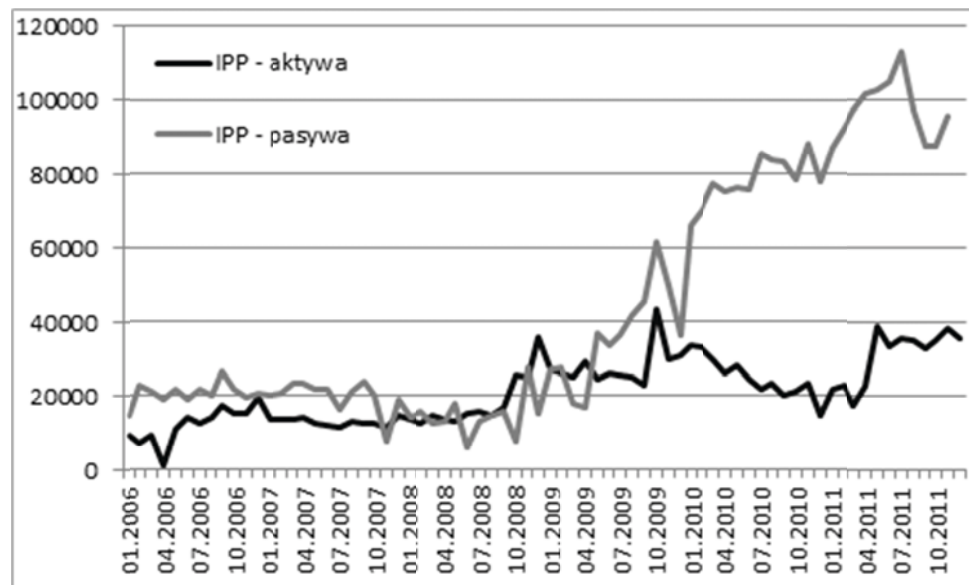
W okresie styczeń 2006 r. – październik 2007 r. autonomiczne pozycje płynności po stronie aktywów wyróżniają się bardzo stabilną tendencją, oscylując wokół 150 000 mln PLN. Od listopada 2007 r. do grudnia 2008 r. następuje ich stopniowy wzrost z poziomu 150 000 mln PLN do ponad 184 000 mln PLN. Od stycznia 2009 r. do grudnia 2011 r. autonomiczne pozycje płynności po stronie aktywów zwiększają się bardzo silnie z prawie 205 000 mln PLN do 335 000 PLN.

Od grudnia 2008 r. do grudnia 2011 r. powiększa się coraz silniej zróżnicowanie pomiędzy rosnącym poziomem autonomicznych pozycji płynności po stronie aktywów, a w miarę stabilnym poziomem autonomicznych pozycji płynności po stronie pasywów. W grudniu 2008 r. autonomiczne pozycje płynności po stronie aktywów wynoszą nieco ponad 184 mln, a po ich pasywa prawie 97 mln PLN. W związku z tym różnica pomiędzy nimi wynosi 87 mln PLN. Jednak w grudniu 2011 r. wynosi ona aż 224 000 mln PLN, ponieważ aktywa autonomicznych pozycji płynności są na poziomie ponad 334 000 mln PLN, a pasywa autonomicznych pozycji płynności 110 000 mln PLN. W tym podokresie uwidacznia się, zatem bardzo silnie rosnąca nadpłynność polskiego sektora bankowego.



Rysunek 2.11. Kształtowanie się autonomicznych pozycji płynności po stronie aktywów i pasywów bilansu płynności polskiego sektora bankowego w okresie 01.2006-12.2011 (w mln PLN).

Źródło: opracowanie i obliczenia własne na podstawie danych NBP.

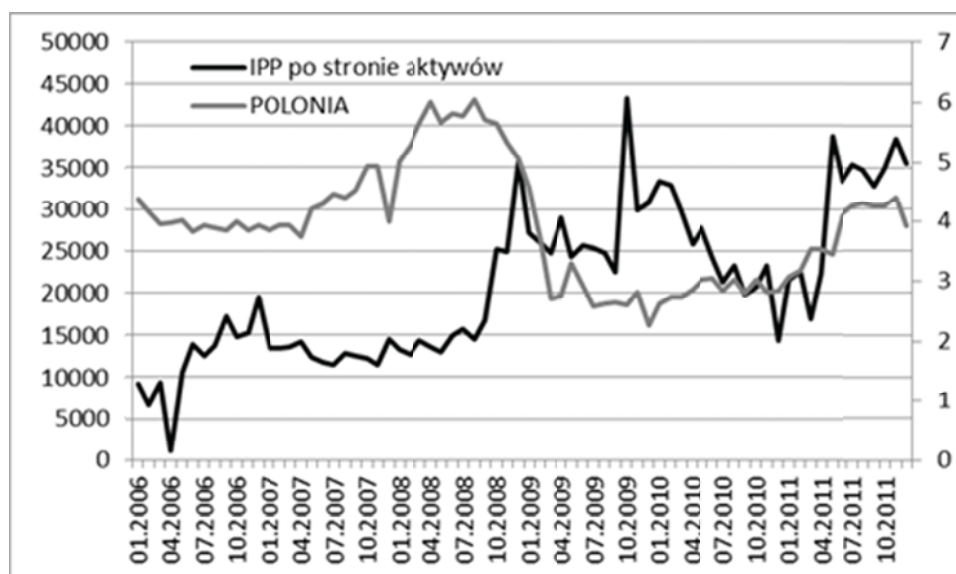


Rysunek 2.12. Kształtowanie się instrumentów polityki pieniężnej po stronie aktywów i pasywów bilansu płynności polskiego sektora bankowego w okresie 01.2006-12.2011 (w mln PLN).

Źródło: opracowanie i obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Analizując zróżnicowanie pomiędzy instrumentami polityki pieniężnej po stronie pasywów, a instrumentami polityki pieniężnej po stronie aktywów w okresie

styczeń 2006 – grudzień 2011, można stwierdzić zasadniczo występowanie nadpłynności (rysunek 2.14). Dominują, bowiem instrumenty polityki pieniężnej po stronie pasywów, czyli służące absorpcji płynności polskiego sektora bankowego. Jedynie w okresie kryzysu finansowego (od grudnia 2007 r. do maja 2009 r.) występuje przejściowo niedobór płynności w polskim sektorze bankowym, gdyż instrumenty polityki pieniężnej służące zasilaniu w płynność są wyższe niż instrumenty polityki pieniężnej służące absorpcji płynności. W ten sposób obliczony niedobór płynności ma miejsce w: grudniu 2007 r. (zasilanie w płynność niż jej absorpcja jest wyższa kolejno o 6 900,59 mln PLN), kwietniu 2008 r. (1 039,73 mln PLN), lipcu 2008 r. (9 593,58 mln PLN), sierpniu 2008 r. (1 541,45 mln PLN), we wrześniu 2008 r. (2 341,51 mln PLN), październiku 2008 r. (9 723,41 mln PLN), listopadzie 2008 r. (17 267,32 mln PLN), grudniu 2008 r. (8 128,2 mln PLN), styczniu 2009 r. (12 124,55 mln PLN), kwietniu 2009 r. (11 250,00 mln PLN) i maju 2009 r. (7 620,44 mln PLN).

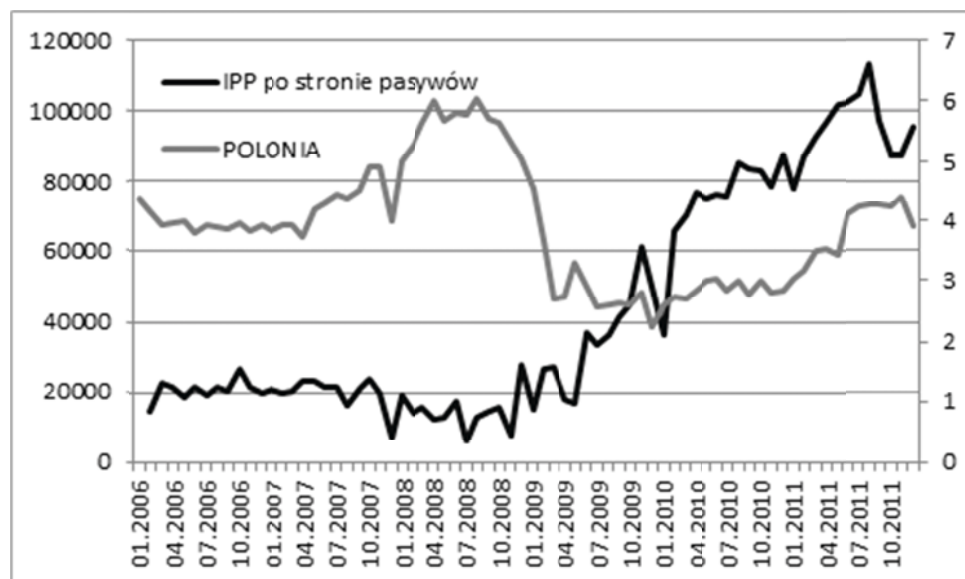


Rysunek 2.13. Stawka POLONIA w okresie 01.2006-12.2011 (oś główna) oraz instrumenty polityki pieniężnej po stronie aktywów w mln PLN (oś pomocnicza).

Źródło: opracowanie i obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Szczególnie na początku 2009 r. utrzymuje się nieufność pomiędzy kontrahentami na rynku międzybankowym, co uwidacznia się w poziomie stawki POLONIA (rysunek 2.12 i 2.13). W związku z powyższym NBP nadal

przeprowadzał, w ramach operacji dostrajających, transakcje repo mające na celu zasilenie sektora bankowego w płynność. Miały one charakter długoterminowych operacji refinansujących, a ich zabezpieczenie stanowiły papiery wartościowe akceptowane przez NBP. W okresie pierwszych czterech miesięcy 2009 NBP przeprowadzał raz w miesiącu operacje repo z 3-miesięcznym terminem zapadalności, a od maja 2009 banki komercyjne mogły dodatkowo skorzystać z operacji 6-miesięcznych. (por. Narodowy Bank Polski, 2008a, s. 28)

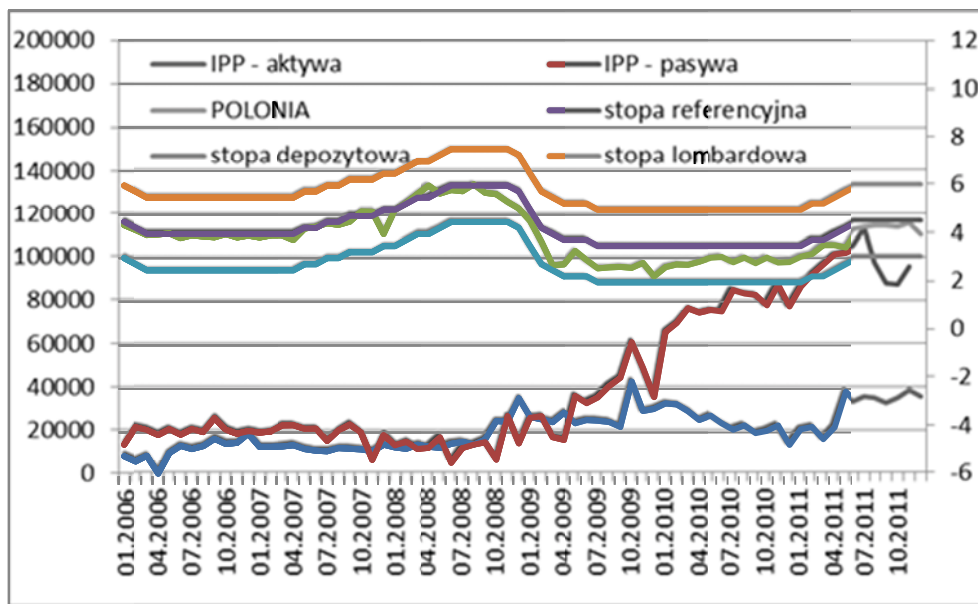


Rysunek 2.14. Stawka POLONIA w okresie 01.2006-12.2011 (oś główna) oraz instrumenty polityki pieniężnej po stronie pasywów w mln PLN (oś pomocnicza).

Źródło: opracowanie i obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Od grudnia 2009 r. zachodzi bardzo silne tzw. rozwarcie nożyc pomiędzy instrumentami polityki pieniężnej po stronie pasywów, a instrumentami polityki pieniężnej po stronie aktywów. W grudniu 2009 r. instrumenty polityki pieniężnej po stronie pasywów wynoszą ponad 36 000 mln PLN i są wyższe niż instrumenty polityki pieniężnej po stronie aktywów, które są na poziomie prawie 31 000 mln PLN. W grudniu 2011 r. instrumenty polityki pieniężnej po stronie pasywów wynoszą ponad 95 800 mln PLN, a instrumenty polityki pieniężnej po stronie aktywów są na poziomie prawie 35 600 mln PLN. Jak wynika z obliczeń różnica pomiędzy pasywami instrumentami polityki pieniężnej, a aktywami instrumentów polityki pieniężnej wzrasta bardzo silnie z 5 000 mln PLN (w grudniu 2009 r.) do prawie 60 200 mln PLN (w grudniu 2011 r.).

Jak wynika z rysunku 2.13 i 2.14, w okresie 10.2008-03.2009 następuje najsilniejszy spadek stopy POLONIA, a potem od 04.2009 do 05.2011 relatywnie stabilizuje się. Następnie od 06.2011 r. w pełni stabilizuje się stopa POLONIA blisko stopy referencyjnej.



Rysunek 2.15. Kształtowanie się stopy POLONIA w korytarzu podstawowych stóp procentowych NBP, instrumenty polityki pieniężnej NBP zasilające i absorbujące płynność w polskim sektorze bankowym w okresie 01.2006-12.2011 (w mln PLN).

Źródło: opracowanie i obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Warto przypomnieć, że w maju 2009 r. stopa POLONIA znalazła się najbliższej stopy depozytu na koniec dnia, co wskazuje na najwyższą nadpłynność (była ona konsekwencją ograniczenia podaży bonów pieniężnych przez NBP pod koniec lutego 2009, którego celem było między innymi ożywienie akcji kredytowej, co jednak nie nastąpiło), a w okresie maj-czerwiec 2008 r. stopa POLONIA przekroczyła stopę referencyjną w stronę stopy kredytu na koniec dnia, co wskazuje na niedobór płynności. Analiza instrumentów polityki pieniężnej z bilansu płynności polskiego sektora bankowego potwierdza te wnioski. W maju 2009 r. NBP dokonuje absorpcji płynności banków komercyjnych, a w okresie maj-czerwiec 2008 r. bank centralny w Polsce zasila je w płynność (rysunek 2.15). Od maja 2009 r. instrumenty polityki pieniężnej ze strony pasywów bilansu płynności przewyższają instrumenty polityki pieniężnej ze strony aktywów tego bilansu, co oznacza, zatem że NBP

silniej absorbuje płynność niż zasila w nią sektor bankowy, ponieważ położenie stopy POLONIA w paśmie wahań stóp podstawowych NBP wskazuje na nadpłynność rynku międzybankowego. Z kolei, w okresie maj-czerwiec 2008 r. instrumenty polityki pieniężnej ze strony aktywów bilansu płynności przewyższają instrumenty polityki pieniężnej ze strony pasywów tego bilansu, co oznacza, zatem że NBP silniej zasila w płynność niż absorbuje ją w sektorze bankowym, ponieważ położenie stopy POLONIA w paśmie wahań stóp podstawowych NBP rynku międzybankowym wskazuje na niedobór płynności.

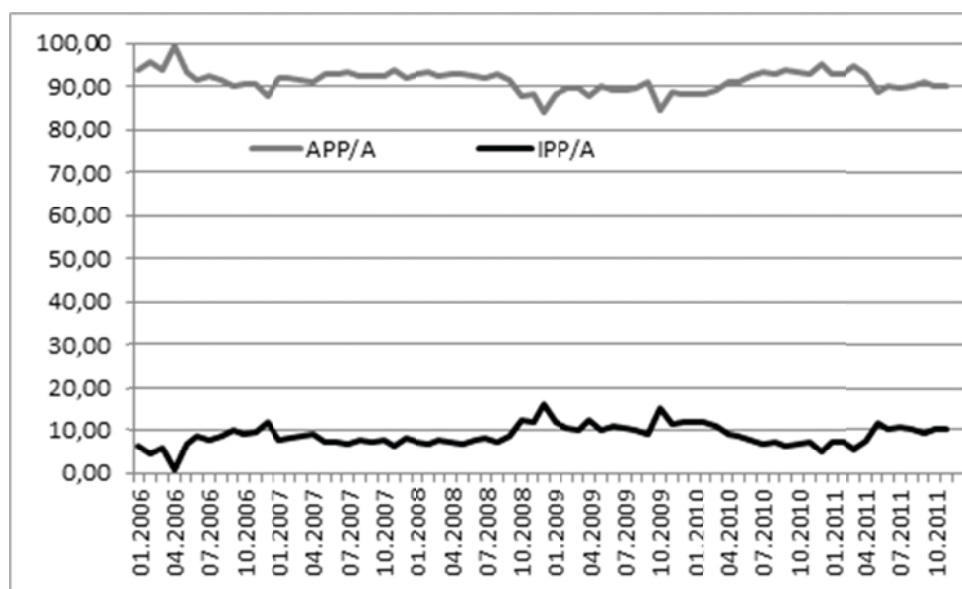
Charakterystyczne jest, że relatywnie niskiemu zróżnicowaniu pomiędzy instrumentami polityki pieniężnej zasilającymi w płynność a instrumentami polityki pieniężnej absorbującymi płynność odpowiadała stosunkowo bliskie pokrywanie się stawki POLONIA ze stopą referencyjną (rysunek 2.15). Jednocześnie zwiększanie się zróżnicowania pomiędzy instrumentami polityki pieniężnej zasilającymi w płynność a instrumentami polityki pieniężnej absorbującymi płynność wiąże się z odchodzeniem stawki POLONIA od stopy referencyjnej. Odchodzenie stawki POLONIA od stopy referencyjnej w kierunku dolnej granicy pasma wahań stóp podstawowych NBP (stopy depozytu na koniec dnia) sygnalizuje nadpłynność na rynku międzybankowym, dlatego bank centralny absorbuje płynność. Natomiast przekroczenie stopy referencyjnej przez stawkę POLONIA i zbliżanie się jej ku stopie kredytu na koniec dnia, wskazuje na niedobór płynności na rynku międzybankowym, stąd NBP zasila w płynność sektor bankowy.

2.3.2. Analiza grupy autonomicznych pozycji płynności i instrumentów polityki pieniężnej w strukturze aktywów i pasywów bilansu płynności sektora bankowego

W okresie styczeń 2006 r. – grudzień 2011 r. po stronie aktywów autonomiczne pozycje płynności (czynniki zewnętrzne) są wyższe niż instrumenty polityki pieniężnej (czynniki wewnętrzne), co oznacza, że na zasilanie w płynność polskiego sektora bankowego większy wpływ mają czynniki zewnętrzne (międzynarodowe) niż czynniki wewnętrzne (krajowe). W całym badanym okresie

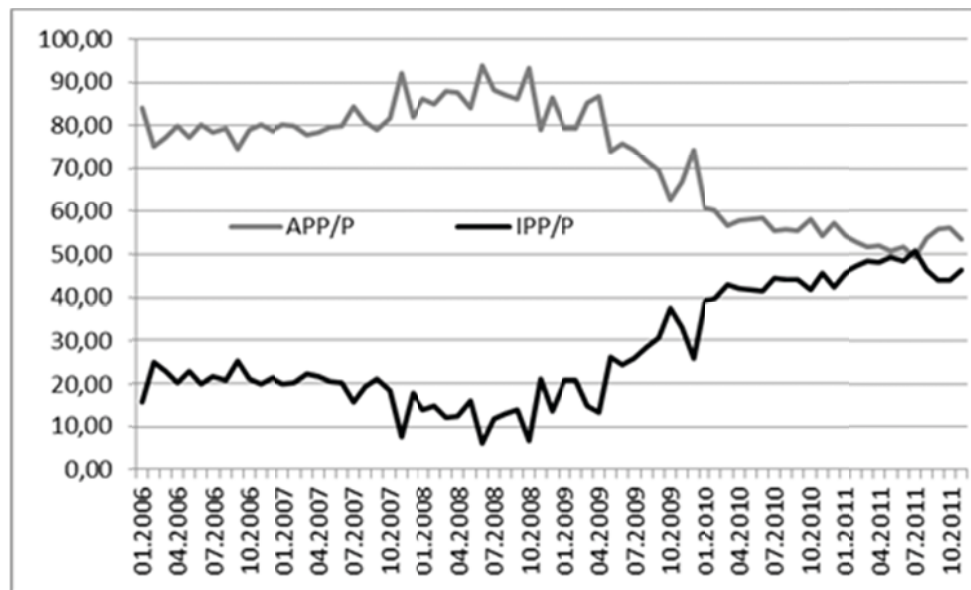
Zasadniczo około 90% stanowią czynniki międzynarodowe, a zaledwie 10% czynniki krajowe (rysunek 2.16).

Wypada zauważyć, że tylko w okresie październik 2008 r. – grudzień 2008 r. i październik 2009 r. - do marca 2010 r., w największym stopniu w grudniu 2008 r. (wynosząc 16,23%) i październiku 2009 r. (będąc na poziomie 15,35%) następuje nieznaczny wzrost czynników krajowych. W polskim sektorze bankowym występuje zasadniczo nadpłynność, na którą większy wpływ mają czynniki międzynarodowe niż czynniki krajowe. Potwierdza to, wcześniej już sformułowany wniosek, że instrumenty polityki pieniężnej NBP w znacznie większym stopniu niż zasilaniu w płynność służyły zasilaniu w płynność, służyły jej absorpcji. Ponadto, dominujący udział czynników zewnętrznych potwierdza także silny stopień otwarcia i umiędzynarodowienia polskiego sektora bankowego i polskiej gospodarki, co z kolei, może prowadzić do łatwiejszego przenoszenia się kryzysu finansowego do Polski.



Rysunek 2.16. Kształtowanie się udziału autonomicznych pozycji płynności i instrumentów polityki pieniężnej po stronie aktywów bilansu płynności polskiego sektora bankowego w okresie 01.2006-12.2011

Źródło: opracowanie własne



Rysunek 2.17. Kształtowanie się udziału autonomicznych pozycji płynności i instrumentów polityki pieniężnej po stronie pasywów bilansu płynności polskiego sektora bankowego w okresie 01.2006-12.2011

Źródło: opracowanie własne

Na rysunku 2.17 można zauważyć, że po stronie pasywów bilansu płynności zasadniczo dominuje wpływ autonomicznych pozycji płynności nad instrumentami polityki pieniężnej. W okresie styczeń 2006 r. – październik 2007 r. autonomiczne pozycje płynności stanowią około 80%, a instrumenty polityki pieniężnej zaledwie około 20% pasywów.

Od listopada 2007 r. do października 2008 r. udział autonomicznych pozycji płynności wzrasta nawet do odpowiednio do 92% i 93% pasywów. Jednak od listopada 2008 r. zaczyna się ich wyraźny spadek do poziomu 79%, a w styczniu 2010 r. do prawie 61%. W tym okresie tym, spada również stawka POLONIA (rysunek 2.13 i 2.14). Jak z tego wynika, od listopada 2007 r. od stycznia 2010 r. udział instrumentów polityki pieniężnej zwiększa się bardzo silnie z około 8% do prawie 40% pasywów bilansu płynności polskiego sektora bankowego.

W tym miejscu, wypada zaznaczyć, że w badanych latach, depozyty sektora publicznego utrzymywane w banku centralnym obejmowały przede wszystkim środki bieżące, lokaty terminowe budżetu państwa oraz lokaty pozostałych

jednostek budżetowych (Narodowy Bank Polski, 2012, s. 17). Czynniki wpływające na poziom depozytów sektora publicznego zestawiono w tabeli 2.11.

Tabela 2.11. Czynniki wpływające na poziom depozytów sektora publicznego w NBP w latach 2006-2011

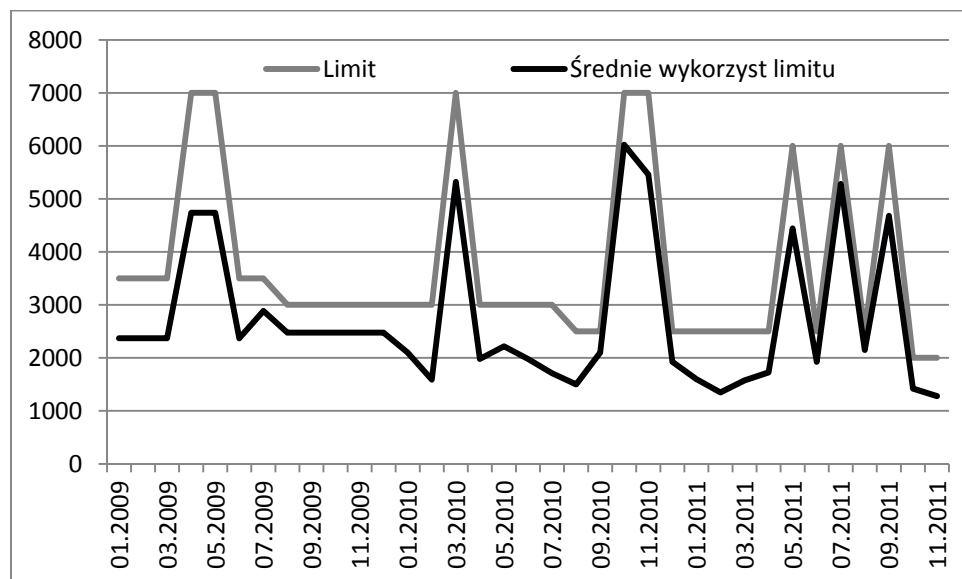
Lp.	Wyszczególnienie	2006	2007	2008	2009	2010	2011
1.	Zmiany w wielkości dochodów i wydatków budżetowych	X	X	X	X	X	X
2.	Rozliczenia z tytułu emisji i wykupu skarbowych papierów wartościowych	X	X	X	X	X	X
3.	Zamiana na PLN środków pochodzących z rachunku walutowego Ministerstwa Finansów w NBP	0	0	0	0	X	X
4.	Wielkość limitów określonych dla złotych lokat terminowych Ministerstwa Finansów w NBP	X	X	X	X	X	X
5.	Przepływ środków pomiędzy Polską a UE (m.in. wpłata składki członkowskiej Polski do budżetu UE oraz wypłata środków z funduszy unijnych)	X	X	X	X	X	X
6.	Stopień wykorzystania środków pochodzących z funduszy unijnych	X	X	X	X	X	X
7.	Płatności wynikające z obsługi innych transakcji związanych z potrzebami pożyczkowymi budżetu państwa	X	X	X	0	X	X

Objaśnienia: X – występowanie danego czynnika; 0 – nie występowanie danego czynnika

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Narodowy Bank Polski, 2007, s. 11; Narodowy Bank Polski, 2008, s. 15; Narodowy Bank Polski, 2009, s. 17; Narodowy Bank Polski, 2010, s. 21; Narodowy Bank Polski, 2011, s. 16; Narodowy Bank Polski, 2012, s. 17.

Zgodnie z art. 164 ustawy o finansach publicznych, Minister Finansów, posiadał prawo do składania posiadanych nadwyżek środków złotych w formie oprocentowanych lokat w Narodowym Banku Polskim lub w Banku Gospodarstwa Krajowego. Szczegółowe zasady lokowania tych środków w NBP precyzowała umowa ramowa zawarta pomiędzy Ministerstwem Finansów a NBP w dniu 18.12.2006 r. w sprawie lokowania środków pieniężnych Ministerstwem Finansów na rachunkach lokat terminowych w złotych w Narodowym Banku Polskim (NBP, 2008a, s. 15), (NBP, 2009, s. 17).

W badanym okresie Ministerstwo Finansów utrzymywało pieniądze na rachunkach złotych lokat terminowych w NBP w coraz niższej kwocie. Wynikało to z wprowadzenia od 2005 r. dziennego limitu lokat Ministerstwa Finansów w NBP, który z roku na rok jest stopniowo obniżany. I tak, w 2006 r. Ministerstwo Finansów wykorzystywało limit średnio na poziomie 80,7% dziennego limitu lokat na poziomie 5,6 mld PLN (NBP, 2008a, s. 16). W następnym roku wysokość lokat stanowiła już 90,1% ustanowionego dziennego limitu, określonego na poziomie 4,9 mld PLN (NBP, 2008b).



Rysunek 2.18. Limit lokat Ministerstwa Finansów i jego średnie wykorzystywanie miesięcznie w latach 2009-2011 (w mln PLN).

Źródło: Opracowanie i obliczenia własne na podstawie: Narodowy Bank Polski, 2010, s. 22-23 i Narodowy Bank Polski, 2011, s. 18-19.

Wypada zaznaczyć, że w 2008 r. suma lokat spadła aż do 67,5% ustanowionego dziennego limitu. Związane to było z kryzysem subprime, którego skutki były odczuwalne w Polsce 2008 roku (w największym stopniu po upadku Lehman-Brothers), co miało z kolei konsekwencje w trudniejszym pozyskiwaniu środków finansowych przez Ministerstwo Finansów na zaspokojenie potrzeb pożyczkowych. Tendencję tą w miesiącach okresu 2009-2011 zobrazowano na rysunku 2.18. Znalazło to również swoje odzwierciedlenie w utrzymywaniu przez Ministerstwo Finansów mniejszej „poduszki płynnościowej” na swoich rachunkach w NBP. Niepewna sytuacja na rynkach zagranicznych w 2008 r. spowodowała

dotąd, iż ograniczono rolę finansowania zagranicznego na rzecz finansowania krajowego, z którego środki złotowe zostały częściowo przeznaczone na finansowanie walutowych potrzeb pożyczkowych Skarbu Państwa (Narodowy Bank Polski, 2009, s. 18).

Warto podkreślić, że wprowadzenie limitów lokat spowodowało zmniejszenie udziału lokat terminowych w depozytach budżetu państwa ogółem oraz ograniczyło wahania poziomu depozytów budżetowych utrzymywanych w NBP, co w efekcie sprzyjało stabilizacji stóp procentowych na rynku pieniężnym (Narodowy Bank Polski, 2008, s. 17), w tym i stopy POLONIA (rysunek 2.13 i 2.14).

W 2008 r. podobnie, jak w roku poprzednim, część nadwyżkowych środków budżetu państwa lokowana była na rynku międzybankowym za pośrednictwem Banku Gospodarstwa Krajowego. (Narodowy Bank Polski, 2009, s. 18). Od 2008 r. Ministerstwo Finansów posiadało dodatkową możliwość lokowania nadwyżkowych środków jako depozyt w NBP za pośrednictwem Banku Gospodarstwa Krajowego, co wystąpiło w okresie od września do grudnia 2008 r. (Narodowy Bank Polski, 2009, s. 19).

Należy zaznaczyć, iż lokaty innych jednostek budżetowych (pozostałych ministerstw bez MF), zgodnie z nową Ustawą o finansach publicznych przeniesione od połowy 2011 r. z rachunków w NBP na rachunki w Banku Gospodarstwa Krajowego. W ramach procesu konsolidacji zarządzania płynnością sektora finansów publicznych przeniesiono, oprócz środków innych jednostek budżetowych, również środki funduszy specjalnych oraz środki ubezpieczeń społecznych. Proces konsolidacji skutkował wzrostem płynności w sektorze bankowym (Narodowy Bank Polski, 2012, s. 17). To z kolei, oddziaływało na stopy procentowe na rynku pieniężnym wraz ze stopą POLONIA. Wypada przypomnieć, że z rysunków 2.13, 2.14 i 2.15 wynika, że począwszy od czerwca 2011 r. stawka POLONIA kształtuje się na poziomie zbliżonym do stopy referencyjnej.

Od stycznia 2010 r. następuje dalsze, ale już słabsze zmniejszanie się autonomicznych pozycji płynności do lata 2011 r. Latem 2011 r. autonomiczne pozycje płynności osiągają około 50% pasywów, a konkretnie w: czerwcu (50,84%),

lipcu (51,54%) i sierpniu (49,14%). Od września 2011 r. do grudnia 2011 r. znowu nieznacznie wzrastają do prawie 54%, a instrumenty polityki pieniężnej wynoszą około 46% pasywów. Instrumenty polityki pieniężnej przekroczyły tylko raz 50% pasywów w sierpniu 2011 r. Jednak od lata 2011 r. do końca 2011 r. stanowią one już prawie 50% pasywów bilansu płynności polskiego sektora bankowego.

W badanym okresie zwiększa się udział instrumentów polityki pieniężnej służących absorpcji płynności, a zwłaszcza od listopada 2007 r. do stycznia 2010 r., gdy jest on aż pięciokrotny. Jak już wspominaliśmy, podstawowym problemem ogarniętego kryzysu zaufania sektora bankowego w Polsce, było celowe utrzymywanie nadwyżki środków na rachunkach bieżących przez banki, wobec ryzyka niemożności ich pozyskania na rynku międzybankowym. Z tego powodu polityka pieniężna NBP nie przynosiła pożądanych efektów. Dopiero stopniowe wygasanie kryzysu zaufania prowadzi do ukształtowania się stawki POLONIA bliżej stopy referencyjnej. Nie bez znaczenia okazało się także wprowadzenie dodatkowych operacji sterylizujących.

2.3.3. Podsumowanie

Położenie stopy POLONIA w korytarzu podstawowych stóp procentowych NBP wskazuje na poziom płynności sektora bankowego. Jej położenie poniżej stopy referencyjnej NBP, a szczególnie zbliżanie się jej ku dolnej granicy tego pasma wahań – stopy depozytu na koniec dnia, wskazuje na nadpłynność banków komercyjnych na rynku międzybankowym. W tej sytuacji NBP wykorzystuje silniej instrumenty polityki pieniężnej służące absorpcji płynności niż zasilaniu w płynność sektora bankowego. Natomiast, gdy poziom stopy POLONIA przewyższa poziom stopy referencyjnej NBP, wtedy świadczy to o niedoborze płynności na rynku międzybankowym. Bank centralny zasila wówczas w płynność w większym stopniu sektor bankowy za pomocą instrumentów polityki pieniężnej po stronie aktywów bilansu płynności niż absorbuje płynność poprzez instrumenty polityki pieniężnej po stronie pasywów tego bilansu.

Na ukształtowanie stawki POLONIA w pobliżu stopy referencyjnej przyczyniały się trzy czynniki. Po pierwsze, niskie wahania rezerwy nadwyżkowej na rachunku bieżącym banków komercyjnych w NBP i salda operacji depozytowo-

kredytowych. Po drugie, relatywnie niskie zróżnicowanie sumy zasilających instrumentów polityki pieniężnej jak i sumy absorbujących instrumentów polityki pieniężnej. Większe zróżnicowanie pomiędzy nimi przyczyniało się do mniejszej stabilizacji stopy POLONIA i silniejszego jej odchodzenia od stopy referencyjnej – środkowej stopy korytarza stóp podstawowych NBP. Po trzecie zmniejszenie udziału autonomicznych pozycji płynności, a szczególnie depozytów rządowych i lokat Ministerstwa Finansów w NBP, służących absorpcji płynności ze strony pasywów bilansu płynności. Wprowadzenie limitu lokat Ministerstwa Finansów przyczyniło się do zmniejszenia udziału lokat terminowych w depozytach budżetu państwa ogółem oraz ograniczyło wahania poziomu depozytów budżetowych w NBP, co w następstwie sprzyjało stabilizacji stopy POLONIA na rynku międzybankowym.

Przeprowadzona analiza potwierdza powiązania pomiędzy trzema grupami pozycji bilansu płynności sektora bankowego – rachunkiem bieżącym banków komercyjnych w NBP, instrumentów polityki pieniężnej (operacji depozytowo-kredytowych i operacji otwartego rynku), autonomicznych polityki pieniężnej, a konkretnie depozytów rządowych i lokat Ministerstwa Finansów, a poziomem na którym kształtuje się stawka POLONIA w całym rozważanym okresie. Silne uzależnienie stawki POLONIA od czynników płynnościowych oznacza, że zdolność banku centralnego do stabilizacji stawki POLONIA wynika w dużym stopniu z tego w jakim stopniu jest on w stanie wpływać na te czynniki. W okresie kryzysu zaufania większe znaczenie miało przeciwdziałanie jego skutkom m.in. poprzez zasilenie sektora w płynność złotową i walutową, nawet za cenę narastania w sektorze bankowym dużych nadwyżek środków. Wobec powyższego osłabienie zdolności do stabilizacji stawki w POLONIA w latach 2008-2011 wynikało ze zmiany priorytetów NBP wobec obecnego na rynku międzybankowym kryzysu zaufania.

3. Analiza wyników ankiet przeprowadzonych wśród central banków

3.1. Charakterystyka próby badawczej

W celu określenia wpływu światowego kryzysu gospodarczego 2007 – 2009 na sektor bankowy w Polsce jako badanie uzupełniające do przeprowadzonych i zaprezentowanych w rozdziałach 1 i 2 badań ekonometrycznych skonstruowano specjalne narzędzie badawcze w postaci ankiety (załącznik nr 1).

W badaniu ankietowym respondenci w części pytań dokonywali oceny analizowanych zagadnień w pięciostopniowej skali.

W pytaniach: 1, 2, 3, 4, 6 miarą oceny była skala określająca, jako:

- 5 – ocenę najwyższą
- 1 – ocenę najniższą

W pytaniu 7 miarą oceny była skala określająca, jako:

- 5 – bardzo wysoki wpływ
- 4 – wysoki wpływ
- 3 – średni wpływ
- 2 – niski wpływ
- 1 – brak wpływu

W pytaniu 8 miarą oceny była skala określająca, jako:

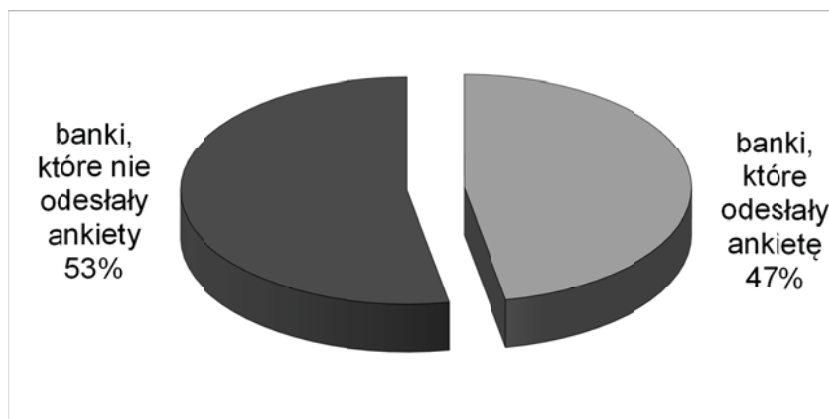
- 5 – bardzo wysoka skuteczność
- 4 – wysoka skuteczność
- 3 – ograniczona skuteczność
- 2 – bardzo niska skuteczność
- 1 – całkowity brak wpływu.

Ankieta została skierowana do 68 central banków krajowych i oddziałów instytucji kredytowych działających w Polsce, z pominięciem banków spółdzielczych (załącznik nr 2). **Z 68 banków, do których przesłano listę zapytań, odpowiedzi udzieliły 32 centrale.** Należy podkreślić, że centrale banków komercyjnych stanowią najpełniejsze źródło informacji.

Wśród udzielających odpowiedzi, obok prezesów i wiceprezesów zarządu, czy dyrektorów naczelnych (ewentualnie dyrektorów właściwych pionów organizacyjnych), byli także główni księgowi lub upoważnieni specjaliści różnych wydziałów. Uzależnione to było od wielkości danego banku oraz jego struktury organizacyjnej. Odsetek central banków biorących udział w badaniach prezentuje rysunek 3.1.

Respondenci niejednokrotnie telefonicznie kontaktowali się z osobą przeprowadzającą badanie (udostępniono do kontaktu numer telefonu stacjonarnego oraz komórkowego). Wśród rozmówców byli długoletni pracownicy banku, mogący w wiarygodny sposób dokonać oceny działań banku z przed kilku lat. Wypowiedzi tej grupy pracowników w znaczny sposób podnoszą wartość uzyskanych wyników. Należy zaznaczyć, iż przy opracowywaniu wyników ankiety pojawiły się trudności natury metodologicznej. Informacje udzielane przez banki w dniesieniu do poszczególnych zagadnień tematycznych nie zawsze były w pełni porównywalne. W kilku przypadkach banki nie udostępniły odpowiednich danych lub też nie udzieliły odpowiedzi na wszystkie zadane pytania.

W ankiecie nie zawarto pytania dotyczącego pomocy uzyskanej od banków matek, ponieważ opracowanie omawia tematykę, która, jak należy sądzić, będzie zyskiwać na znaczeniu wraz ze wzrostem doświadczenia w zakresie analizowanych zagadnień i będzie podlegała dalszym bardziej szczegółowym analizom.



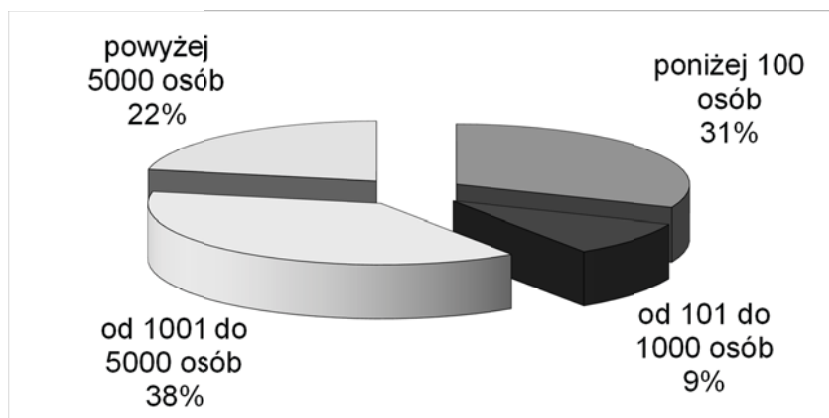
Rysunek 3.1. Odsetek central banków biorących udział w badaniu ankietowym

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

Wśród central banków, które udzieliły odpowiedzi, zdecydowaną większość stanowiły banki zatrudniające od 1001 do 5000 osób i poniżej 100 osób. Stanowiły one odpowiednio 38% i 31%. Najmniej liczną grupę respondentów, tj. 9%, stanowią banki z załogą liczącą od 101 do 1000 osób (rysunek 3.2).

Wśród banków, które udzieliły odpowiedzi, znalazło się 9 spośród 15 banków będących w 2011 roku dealerami rynku pieniężnego. Większość banków, które odmówiły współpracy, tłumaczyła się zbyt dużym obciążeniem osób kompetentnych do udzielenia odpowiedzi na postawione w ankiecie pytania.

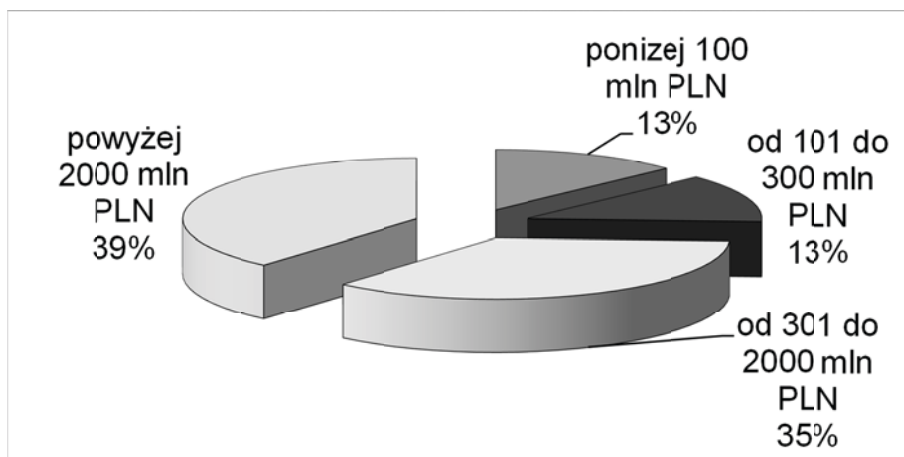
W dodatku B w tabeli B.1 zaprezentowano listę banków, do których skierowano ankietę, zaznaczając które z nich były Dealerami Rynku Pieniężnego w 2011 r.



Rysunek 3.2. Struktura respondentów wg liczby zatrudnionych pracowników – stan na 30.06.2012 r.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

Dominująca większość ankietowanych central, bo aż 74%, pochodzi z grup banków posiadających fundusze własne w przedziałach od 301 do 2000 mln PLN (35%) i powyżej 2000 mln PLN (39%) (rysunek 3.3).



Rysunek 3.3. Struktura respondentów wg wielkości funduszy własnych banku – stan na 30.06.2012 r.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

Reasumując należy wyraźnie podkreślić iż znaczący odsetek banków, które wzięły udział w ankiecie stanowiły banki duże, spośród których znaczny procent stanowią banki, które były w 2011 roku Dealerami Rynku Pieniężnego w 2011 r.

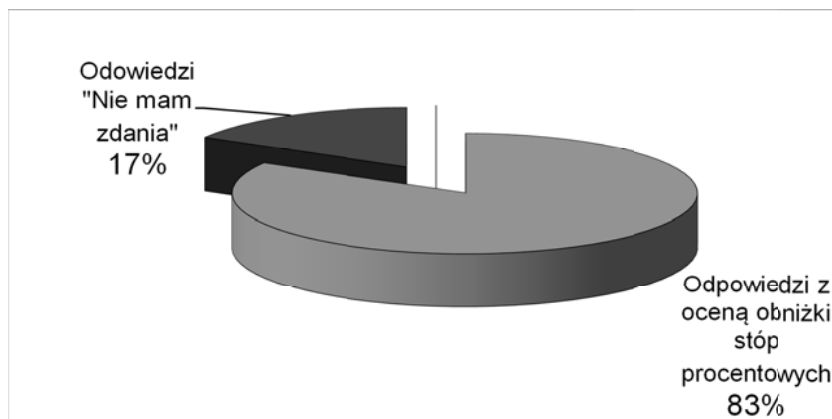
3.2. Ocena postrzegania obniżek stóp procentowych NBP w 2008 r oraz wpływu obniżki stopy rezerwy minimalnej na kondycję sektora bankowego w Polsce w maju 2009.

Na podstawie odpowiedzi otrzymanych na pytania 4 i 6 w ramach przeprowadzonych badań ankietowych dokonano oceny postrzegania obniżek stóp procentowych NBP w 2008 r. W grupie badanych jedynie 17% nie miało zdania na analizowane zagadnienie (rysunek 3.4).

Analiza opinii central banków pozwala na wyciągnięcie następujących wniosków:

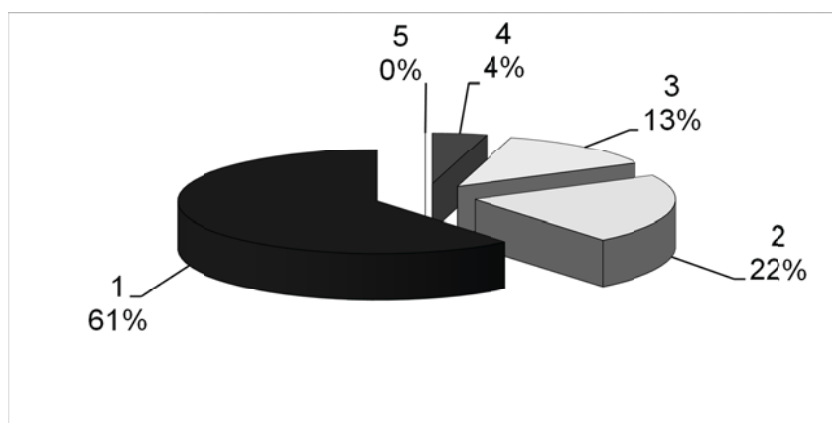
- Aż 61% central banków przyznało notę najniższą „1” stwierdzeniu „obniżki stóp procentowych były zbyt szybkie”. Nieznaczna część respondentów (4%) przyznała ocenę 4 (rysunek 3.5).
- Ponad połowa respondentów przyznała notę najniższą „1” stwierdzeniu „obniżki stóp procentowych były zbyt silne (rysunek 3.6).

Żaden z respondentów nie przyznał najwyższej noty tj. 5. Wynik ten świadczy o pozytywnej ocenie stopnia obniżek stóp procentowych NBP w 2008 roku, jak i tempa w jakim NBP podjął interwencję.



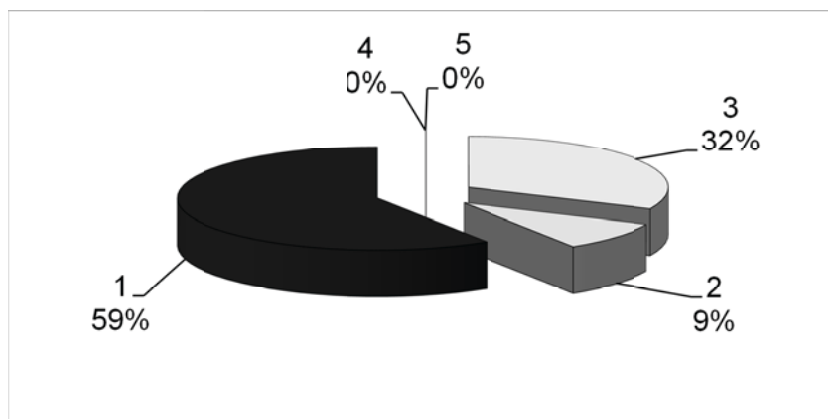
Rysunek 3.4. Odsetek udzielonych odpowiedzi nt. oceny obniżek stóp procentowych NBP w 2008 r. za pomocą skali od 5 do 1 (5- ocena najwyższa, 1- ocena najniższa).

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.



Rysunek 3.5. Obniżki stóp procentowych były zbyt szybkie.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków



Rysunek 3.6. Obniżki stóp procentowych były zbyt silne.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

3

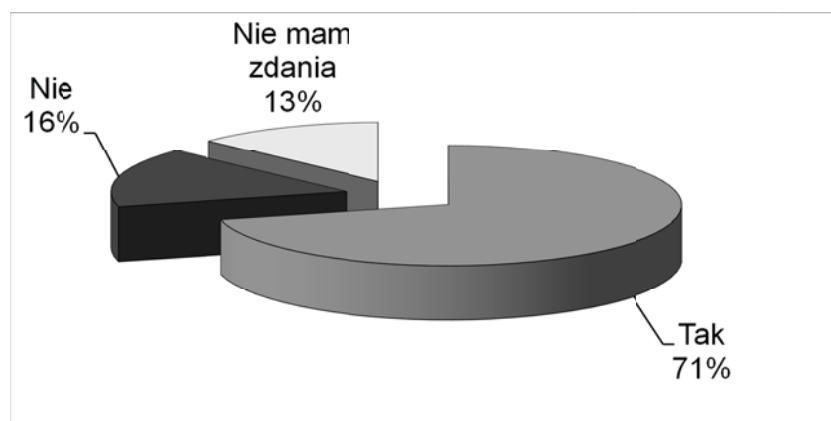
Przeprowadzając analizę udzielonych odpowiedzi dotyczących wpływu obniżki stopy rezerwy minimalnej na kondycję sektora bankowego w Polsce w maju 2009 r. dochodzimy do następujących stwierdzeń (rysunek 3.7):

- Zdaniem 71% udzielających odpowiedzi obniżenie w maju 2009 r. stopy rezerwy minimalnej w Polsce wpłynęło na poprawę kondycji sektora bankowego w Polsce.
- Zaledwie 16% respondentów miało odmienne zdanie.
- Pozostała część ankietowanych nie miała zdania w tej kwestii (13%).

W przypadku udzielenia odpowiedzi twierdzącej (grupa 71% respondentów), banki poproszono o przyznanie ocen od 5 do 1, gdzie 5 było oceną najwyższą, 1 – ocena najniższą (rysunek 3.8).

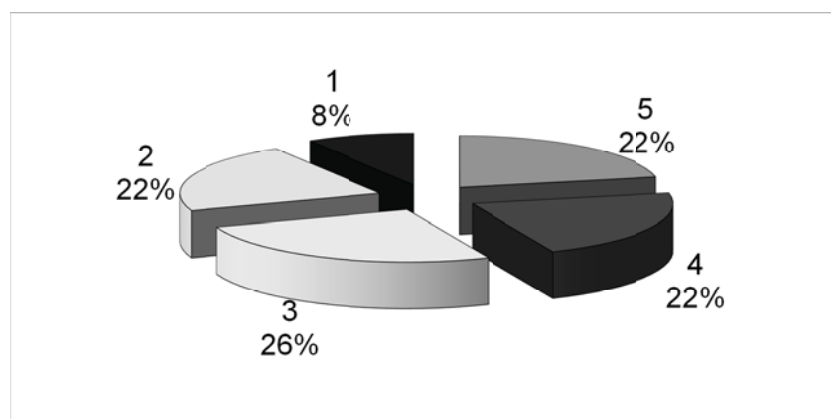
Centrale banków bardzo przychylnie oceniły podjęte decyzje w kwestii obniżki stopy rezerwy minimalnej. Najwyższe noty, tj. 4 i 5, przyznało 44% respondentów. Na ocenę 3 wskazało 26% central, a na 2 - 22%. Najniższą ocenę 1 przyznało zaledwie 8% ankietowanych.

Niewątpliwie wyniki badania potwierdzają zasadność podjętych decyzji. Obniżenie stopy rezerw minimalnej wpłynęło na poprawę kondycji sektora bankowego.



Rysunek 3.7. Odsetek udzielonych odpowiedzi nt. wpływu obniżki stopy rezerwy minimalnej w maju 2009 r. na poprawę kondycji sektora bankowego w Polsce.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.



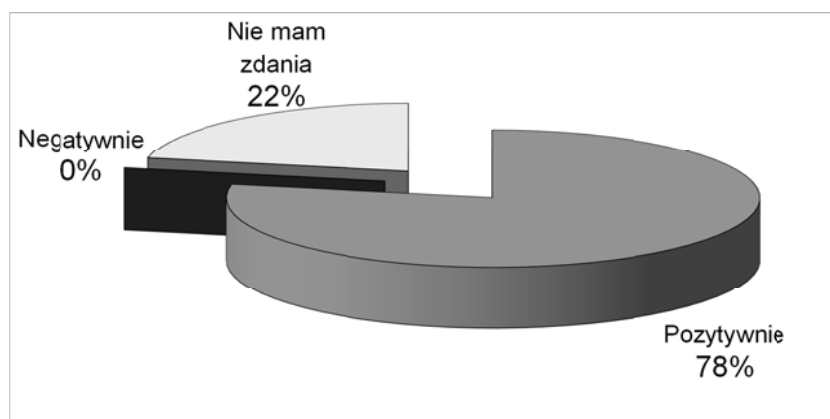
Rysunek 3.8. Ocena szczegółowa wpływu obniżki stopy rezerwy minimalnej w maju 2009 r. na poprawę kondycji sektora bankowego w Polsce w przypadku udzielenia odpowiedzi Tak, w skali od 5 do 1 (5- ocena najwyższa, 1- ocena najniższa).

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

3.3. Ocena kondycji sektora bankowego po wprowadzeniu Pakietu Zaufania w Polsce

Udzielone na pytanie pierwsze odpowiedzi mogą świadczyć, że banki wykazały duże zainteresowanie zamieszczonym w ankiecie pytaniem dotyczącym oceny wpływu wprowadzonego w 2008 r. Pakietu Zaufania na kondycję sektora bankowego w Polsce. Wszystkie biorące udział w badaniu banki udzieliły

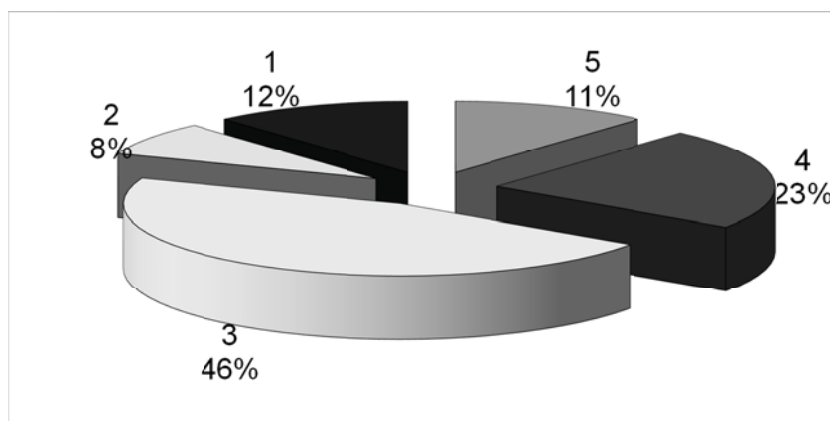
odpowiedzi. Niespełna 80% wyraziła pozytywną opinię. Negatywnych wypowiedzi nie było. Pozostała część respondentów nie miała zdania (22%) (rysunek 3.9).



Rysunek 3.9. Odsetek udzielonych odpowiedzi nt. wpływu wprowadzonego w październiku 2008 r. Pakietu Zaufania na kondycję sektora bankowego w Polsce.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

Wśród przychylnych odpowiedzi na temat Pakietu Zaufania (pytanie 1) najczęściej przyznawaną notą było 3 (46%). Bardzo wysokie oceny 4 i 5 przyznało odpowiednio 23% i 11% banków. Najniższe noty, 1 i 2 udzieliło odpowiednio 12% i 8% respondentów (rysunek 3.10).



Rysunek 3.10. Jeżeli Państwo oceniacie pozytywnie wpływ Pakietu Zaufania na kondycję sektora bankowego w Polsce, to prosimy o jego ocenę za pomocą następującej skali od 5 do 1 (5 - ocena najwyższa, 1 – ocena najniższa).

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

Tabela 3.1. Które elementy Pakietu Zaufania okazały się istotne z punktu widzenia Państwa Banku?

Nr pyt.	Treść odpowiedzi:	Struktura udzielonych odpowiedzi (gdzie 5 jest oceną najwyższą a 1 najniższą) (w %)				
		„5”	„4”	„3”	„2”	„1”
2A	Wprowadzenie operacji repo o terminie zapadalności nie dłuższym niż 28 dni w pierwszej fazie i 3 i 6 miesięcy w drugiej fazie	25	18	25	7	25
2B	Wprowadzenie operacji typu swap walutowy	17	21	21	10	31
2C	Rozszerzenie zakresu przyjmowanych zabezpieczeń kredytu refinansowego o depozyty walutowe	7	11	11	14	57
2D	Wprowadzenie modyfikacji w systemie operacyjnym kredytu lombardowego – zmniejszenie wartości zabezpieczeń w stosunku do kwoty kredytu lombardowego oraz rozszerzenie listy aktywów stanowiących jego zabezpieczenie	18	25	18	14	25

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

Próby oceny istotności poszczególnych elementów Pakietu Zaufania dokonano na podstawie przyznanych przez respondentów ocen od 5 do 1, gdzie 5 jest oceną najwyższą a 1 oceną najniższą (tabela 3.1).

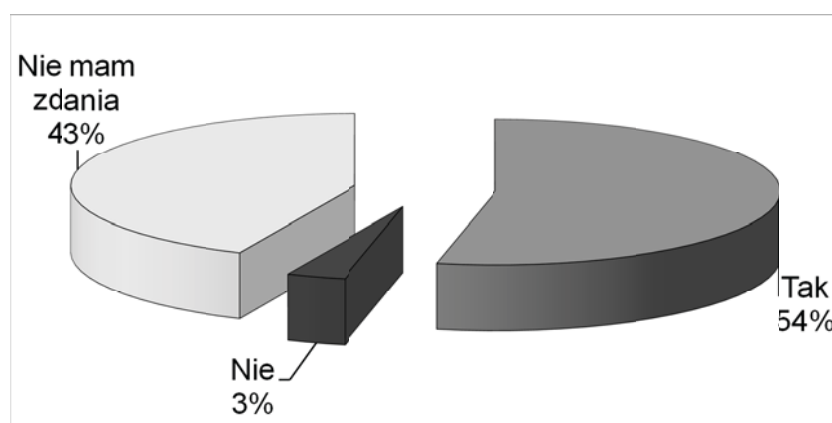
Ankietowani bardzo wysoko ocenili wprowadzenie modyfikacji w systemie operacyjnym kredytu lombardowego – zmniejszenie wartości zabezpieczeń w stosunku do kwoty kredytu lombardowego oraz rozszerzenie listy aktywów stanowiących jego zabezpieczenie. Aż 43% z 28 banków, które udzieliły odpowiedzi, przyznało temu elementowi noty 5 i 4. Równie wysoko ocenionym elementem było wprowadzenie operacji repo o terminie zapadalności nie dłuższym niż 28 dni w pierwszej fazie i 3 i 6 miesięcy w drugiej fazie. I w tym przypadku przedstawiciele ankietowanych banków wystawili również oceny 5 i 4 (43% z 28 respondentów wypowiadających się w ankiecie). Tym samym banki uznały te elementy za niezwykle istotne.

Następnym w kolejności przychylnie ocenionym elementem było wprowadzenie operacji typu swap walutowy. Niespełna 40% central banków z 29 biorących udział w badaniu przyznało oceny 5 i 4. Najmniej korzystną ocenę otrzymało rozszerzenie zakresu przyjmowanych zabezpieczeń kredytu refinansowego o depozyty walutowe. Z grupy 28 banków, które podjęły się oceny tego elementu, zaledwie 18% wystawiło ocenę 5 i 4, a aż 57% ocenę 1. Podkreślenia wymaga fakt, iż w przypadku omawianych powyżej elementów, które uzyskały najczęściej not 5 i 4, respondenci właśnie tym elementom przyznali najmniej ocen 1 (zaledwie 25% z 28 banków).

W przypadku oceny nastrojów na rynku międzybankowym w Polsce po zaprzestaniu publikacji podaży bonów pieniężnych przez NBP (dostarczano je w ilości zaspakajającej popyt), ponad połowa respondentów uznała, iż wydarzenie to miało wpływ na poprawę nastrojów na rynku międzybankowym (rysunek 3.11).

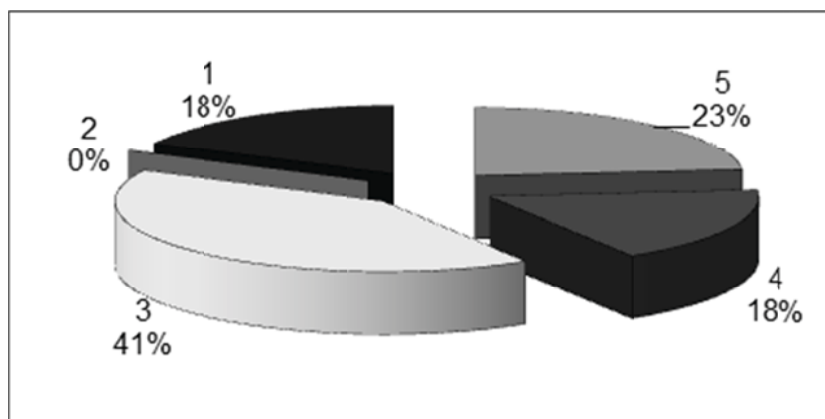
Grupa 54% respondentów, której zdaniem analizowane powyżej zagadnienie przyczyniło się do poprawy nastrojów na rynku międzybankowym w Polsce, dokonując oceny w skali od 5 do 1 (5 – ocena najwyższa, 1 – ocena najniższa), przyznała mu wysokie oceny (rysunek 3.12).

Przeprowadzona analiza pozwala sądzić, iż podjęte działania miały również wpływ na poprawę nastrojów na rynku międzybankowym w Polsce.



Rysunek 3.11. Po wprowadzeniu Pakietu Zaufania NBP zaprzestaje publikacji podaży bonów pieniężnych, dostarczając je w ilości zaspakajającej popyt. Czy wydarzenie to przyczyniło się Państwa zdaniem do poprawy nastrojów na rynku międzybankowym w Polsce?

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.



Rysunek 3.12. Jeżeli Tak, to prosimy Państwa o jego ocenę za pomocą następującej skali od 5 do 1 (5- ocena najwyższa, 1- ocena najniższa).

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

Budującą pozostaje wysoka ocena Pakietu Zaufania, szczególnie jego wpływu na kondycję sektora bankowego. Potwierdza to słuszność podjętych w tym zakresie decyzji.

3.4. Ocena kanałów oddziaływania kryzysu finansowego na sektor bankowy w Polsce w latach 2007 – 2008

Interesująco przedstawia się ocena istotności wpływu oddziaływania poszczególnych kanałów kryzysu finansowego na sektor bankowy w Polsce w latach 2007 – 2008.

Poniższe zestawienie (tabela 3.2), zawierające ocenę istotności wpływu poszczególnych kanałów kryzysu finansowego w skali od 5 do 1 (gdzie 5-bardzo wysoki wpływ, 4-wysoki wpływ, 3-średni wpływ, 2-niski wpływ, 1-brak wpływu) wskazuje, że:

- Respondenci wskazali na bardzo wysoki wpływ (nota 5) i wysoki wpływ (nota 4) kanału zaufania. Takiej odpowiedzi udzieliło 38% z 29 banków oceniających kanał zaufania. Przy czym ten kanał oddziaływania otrzymał najniższy odsetek odpowiedzi (24% z 29 banków) z oceną 1 tj. brak wpływu.

- Na podobnie wysokim poziomie (noty 5 i 4) oceniono kanał właścicielski i makroekonomiczny. Z grupy 30 banków, które dokonały oceny tych kanałów, odpowiednio 24% i 23% wystawiło najwyższe oceny poszczególnym kanałom. W przypadku kanału makroekonomicznego na brak wpływu tj. notę 1, swój głos oddało 37% banków z 30 ankietowanych, a na kanał właścicielski – 63%.
- Pozostałe kanały zostały ocenione nieznacznie niżej. Pośredni kanał kredytowy uzyskał ocenę 5 i 4 wśród 20% respondentów oceniających ten kanał. Natomiast kanał finansowania i bezpośredni kanał kredytowy odpowiednio po 16% i 10%.
- Ankietowani ocenili negatywnie pośredni kanał rynkowy. Oceny 5 i 4 przyznało zaledwie 3% ankietowanych oceniających ten kanał.
- Respondenci nie przyznali żadnej noty 5 bezpośredniemu kanałowi rynkowemu i pośredniemu kanałowi rynkowemu.
- Najwyższy odsetek udzielonych odpowiedzi Brak wpływu (nota 1) w przypadku poszczególnych kanałów przypada: bezpośredniemu kanałowi kredytowemu (70% odpowiedzi w przypadku oceny tego kanału) i bezpośredniemu kanałowi rynkowemu (67% odpowiedzi w przypadku oceny tego kanału).

Reasumując, można stwierdzić, iż w latach 2007-2008 najbardziej odczuwalnym z punktu widzenia respondentów kanałem oddziaływania kryzysu finansowego na sektor bankowy w Polsce był kanał zaufania. W następnej kolejności plasują się: kanał właścicielski i makroekonomiczny oraz pośredni kanał kredytowy. Jako najmniej odczuwalne respondenci wskazali bezpośredni kanał kredytowy i bezpośredni kanał rynkowy. Otrzymane wyniki są zgodne z Raportem o stabilności systemu finansowego z czerwca 2009 (por. Narodowy Bank Polski, 2009c).

Tabela 3.2. Proszę ocenić, które kanały oddziaływania kryzysu finansowego na sektor bankowy w Polsce w latach 2007-2008 były odczuwalne z punktu widzenia Państwa Banku:

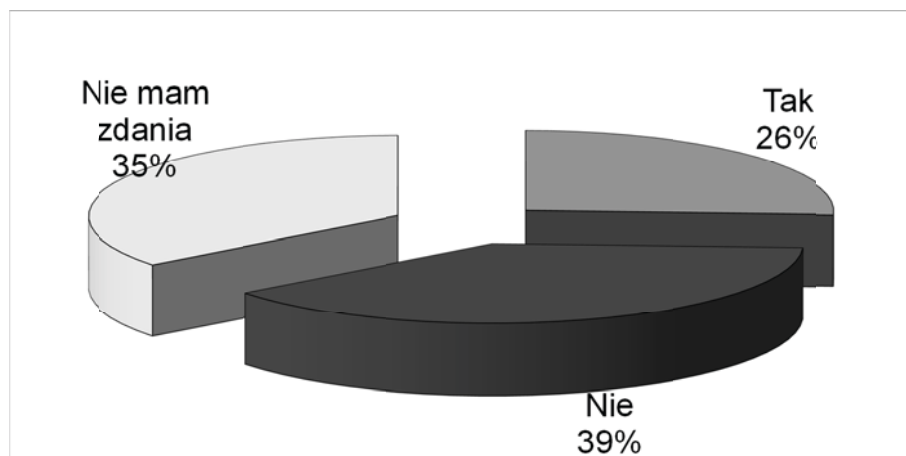
Nr pyt.	Treść odpowiedzi:	Struktura udzielonych odpowiedzi (gdzie 5-bardzo wysoki wpływ, 4-wysoki wpływ, 3-średni wpływ, 2-niski wpływ, 1-brak wpływu) (w %)				
		„5”	„4”	„3”	„2”	„1”
7A	Bezpośredni kanał kredytowy	3	7	10	10	70
7B	Kanał finansowania	3	13	7	17	60
7C	Bezpośredni kanał rynkowy	0	3	17	13	67
7D	Kanał makroekonomiczny	10	13	27	13	37
7E	Kanał właścicielski	7	17	0	13	63
7F	Pośredni kanał rynkowy	0	10	23	27	40
7G	Pośredni kanał kredytowy	7	13	10	23	47
7H	Kanał zaufania	24	14	21	17	24

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

3.5. Ocena stabilizacji stawki Polonia

Interesująco przedstawia się opinia ogółu badanych central banków w sprawie decyzji, jakie Narodowy Bank Polski powinien podjąć w obliczu kryzysu finansowego. Wyniki przeprowadzonych badań nie wskazują w ich ocenie na zbyt dużą potrzebę zawężenia pasma wahań stawki POLONIA poprzez zmniejszenie *spreadu* pomiędzy stopą depozytowa i lombardową. Tę odpowiedź wybrało prawie 40% ankietowanych (rysunek 3.13). Nieznacznie mniej liczną grupę stanowiły banki, które wykazały się brakiem zdania (35%). Zwolennicy stanowili zaledwie 26%. Zawężenie pasma wahań stawki POLONIA umożliwiłoby bankom składanie jednodniowych depozytów na wyższą stopę procentową i tańsze finansowanie kredytu lombardowego. Przyczyniłoby się to niewątpliwie do zmniejszenia *spreadu* pomiędzy stawką POLONIA a stopą referencyjną. Z drugiej strony prowadziłoby do dalszego osłabienia rynku międzybankowego i wzrostu liczby operacji zawieranych z bankiem centralnym. Silne obniżenie aktywności rynku międzybankowego i konieczność zawierania transakcji wyłącznie z bankiem centralnym byłoby dla

banków komercyjnych bardzo niekorzystne. Wynik ankiety wskazuje, że centrale banków zdają sobie sprawę z możliwych konsekwencji zawężenia pasma i przeciwdziałanie im jest dla nich ważniejsze niż doraźna korzyść w postaci możliwości lokowania nadwyżek na wyższą stopę procentową

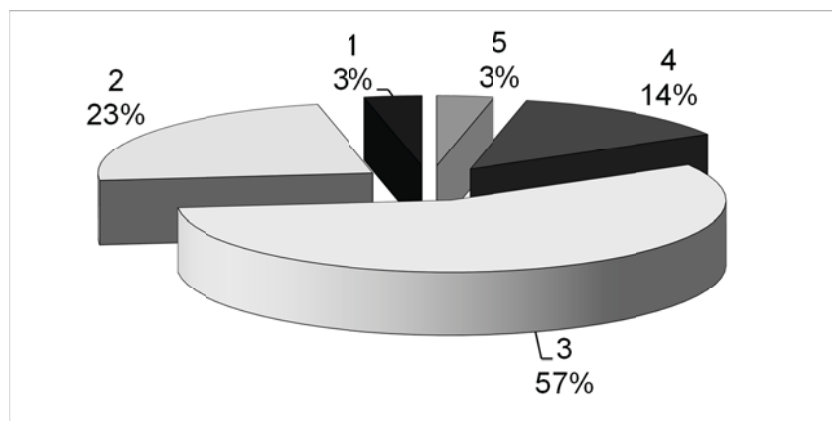


Rysunek 3.13. Czy w obliczu kryzysu finansowego NBP powinien zawęzić pasmo wahań stawki POLONIA poprzez zmniejszenie *spreadu* pomiędzy stopą depozytową i lombardową?

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

Próbie oceny skuteczności NBP w zakresie stabilizacji stawki POLONIA w latach 2008-2009 zbadano za pomocą pięciostopniowej skali skuteczności (gdzie 5- bardzo wysoka skuteczność, 4-wysoka skuteczność, 3-ograniczona skuteczność, 2-bardzo niska skuteczność, 1-całkowity brak wpływu).

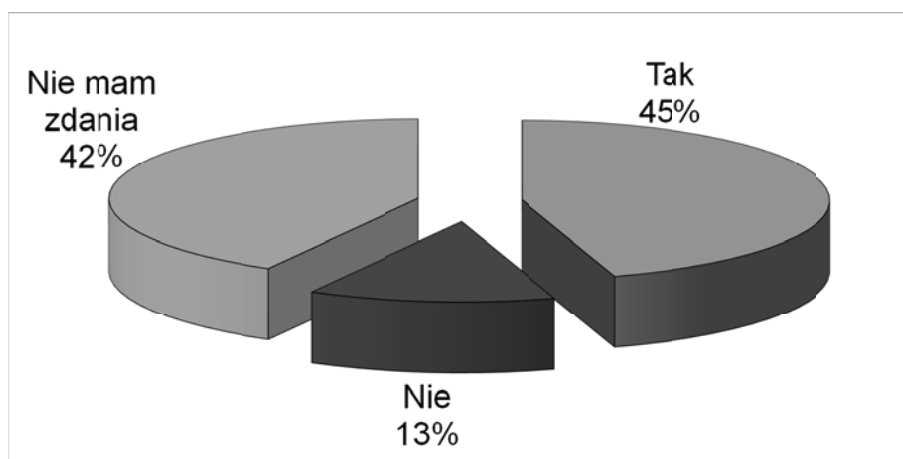
Skuteczność NBP w zakresie stabilizacji stawki POLONIA w latach 2008-2009 została oceniona pozytywnie (rysunek 3.14). Zaledwie 3% respondentów wskazało na całkowity brak wpływu, a 23% na bardzo niską skuteczność. Najszersza grupa ankietowanych wybrała odpowiedź ograniczona skuteczność (57%). Najwyższe noty, tj. bardzo wysoka skuteczność i wysoka skuteczność, wybrało 17% banków. Wyniki badań potwierdzają, iż działania NBP w zakresie stabilizacji stawki POLONIA okazały się skuteczne w ograniczonym stopniu, przyczyniając się stopniowo do uspokojenia nastrojów na rynku międzybankowym.



Rysunek 3.14. Jak Państwo oceniają skuteczność NBP w zakresie stabilizacji stawki POLONIA w latach 2008-2009?

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

Na podstawie uzyskanych odpowiedzi na pytanie 9 (rysunek 3.15) wnioskuje się, że skuteczność NBP w zakresie stabilizacji stawki POLONIA wzrosła w latach 2010-2011. Przychylniej odpowiedzi w tym temacie udzieliło 45% ankietowanych. Nieznacznie niższy odsetek odpowiedzi przypadał na stwierdzenie „nie mam zdania”. Pocieszającym jest, iż odpowiedzi negatywne stanowiły zaledwie 13%. Świadczy to o postrzeganiu przez banki komercyjne poprawy skuteczności NBP w stabilizowaniu stawki POLONIA w 2010-2011. Poprawa ta związana jest z uspokojeniem nastrojów na rynku międzybankowym.



Rysunek 3.15. Czy ta zdolność wzrosła w latach 2010 – 2011?

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

Ankiety kierowane do respondentów zostały rozszerzone o uzasadnienie udzielonej odpowiedzi. Poniżej zacytowano udzielone komentarze.

a) komentarze dla odpowiedzi TAK:

- Aukcje dostrajające na bonach pieniężnych w ostatnich dniach rezerw.
- Operacje dostrajające wpłynęły pozytywnie na tą zdolność.
- Odchylenie stawki POLONIA od stopy referencyjnej znacząco zmalało do (43 pb w 2011 r.) wobec odchylenia 89 pt. w 2009 r.
- Mniejsze odchylenia indeksu POLONIA od stawki referencyjnej NBP.
- Dodatkowe operacje dostrajające.
- Przeprowadzenie dodatkowych operacji dostrajających.
- Większa kwota lokowana w NBP.
- Osiągnięto to za pomocą krótkoterminowych operacji dostrajających.

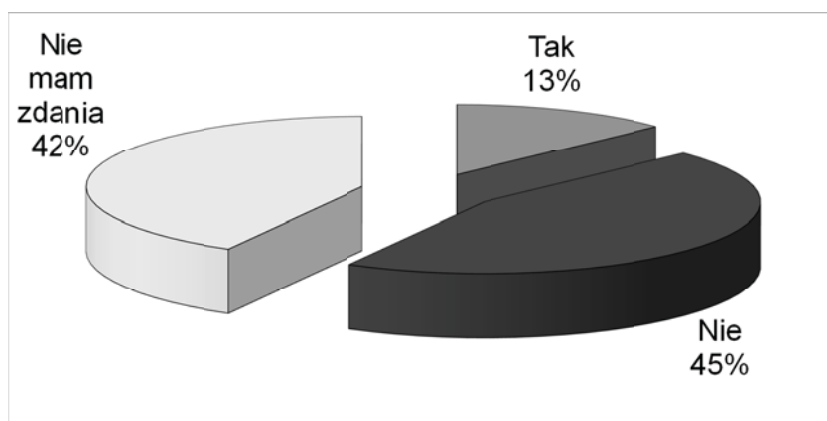
b) komentarze dla odpowiedzi NIE:

- Respondenci nie wyrazili komentarza.

Jako główną przyczynę wzrostu zdolności banku centralnego do stabilizacji stawki POLONIA banki wskazały wprowadzenie operacji dostrajających, w szczególności tych, które były przeprowadzane w ostatnich dniach okresu utrzymywania rezerwy obowiązkowej.

Operacje te dawały możliwość lokowania nadwyżek płynności w ostatnich dniach rezerwy. W warunkach występowania zjawiska *frontloadingu* zapobiegało to dużym rozbieżnościom pomiędzy popytem a podażą na jednodniową pożyczkę w ostatnich dniach rezerwy, dzięki czemu uniknięto gwałtownych spadków stawki POLONIA w tym okresie.

Prezentowany w tej części rozważań układ odpowiedzi ankietowanych central, w kwestii wpływu kryzysu fiskalnego w Grecji na zdolność NBP do stabilizacji stawki POLONIA, wskazuje na brak zdania u 42% respondentów (rysunek 3.16). Zdaniem blisko połowy kryzys fiskalny w Grecji nie wywarł wpływu na zdolność NBP do stabilizacji stawki POLONIA. Grupa 13% banków udzieliła odpowiedzi twierdzącej.



Rysunek 3.16. Czy Państwa zdaniem kryzys fiskalny w Grecji wywarł wpływ na zdolność NBP do stabilizacji stawki POLONIA?

Źródło: Opracowanie własne na podstawie badań ankietowych central banków.

Ankiety kierowane do respondentów zostały rozszerzone o uzasadnienie udzielonej odpowiedzi. Poniżej zacytowano udzielone komentarze.

a) komentarze dla odpowiedzi TAK:

- respondenci nie wyrazili komentarza.

b) komentarze dla odpowiedzi NIE:

- Pomimo pogorszenia się sytuacji w Grecji (konieczność uruchomienia drugiego pakietu pomocowego) odchylenia stawki POLONIA od referencyjnej stopy procentowej zmniejszają się w ostatnich latach.
- Jesteśmy poza strefą euro, Polski sektor bankowy charakteryzuje się strukturalną nadpłynnością.
- Kryzys fiskalny nie miał dotąd istotnego wpływu na wzrost zmian stawki POLONIA.
- Nie widzimy zależności między kryzysem w Grecji, a stabilizacją stawki POLONIA.
- Kryzys w Grecji miał znikomy wpływ na stawkę POLONIA.
- Brak bezpośredniej zależności.
- Brak bezpośredniego powiązania/wpływu.

Uwzględniając udzielone odpowiedzi można uznać, iż kryzys w Grecji miał znikomy wpływ na zdolność NBP do stabilizacji stawki POLONIA. Banki uznały,

że brak przynależności Polski do strefy euro uchroniła polski rynek międzybankowy od następstw kryzysu fiskalnego w Grecji.

3.6. Podsumowanie

Przeprowadzona przez nas ankieta miała na celu poznanie stanowiska central banków komercyjnych na temat przyczyn rozwoju kryzysu na polskim rynku międzybankowym oraz skuteczności przeciwdziałania mu przez Narodowy Bank Polski. W przypadku żadnego z pytań ankieta nie przyniosła zaskoczenia. Wskazała ona na pozytywną ocenę stopnia obniżek stóp procentowych NBP w 2008 roku i tempa w jakim NBP podjął interwencję. Centrale banków pozytywnie oceniły kroki Narodowego Banku Polskiego służące przeciwdziałaniu skutkom kryzysu zaufania. Respondenci wskazali jako najistotniejsze wprowadzone w ramach Pakietu Zaufania operacje repo oraz modyfikacje w systemie operacyjnym kredytu lombardowego. Ponadto jako ważny czynnik przeciwdziałania kryzysowi zaufania uznały obniżkę rezerwy obowiązkowej w maju 2009 roku.

Ankieta wykazała, że najsilniejszym kanałem transmisji kryzysu na polski rynek międzybankowy był kanał zaufania. Centrale banków wskazały też na wpływ kanału makroekonomicznego, pośredniego kredytowego i właścicielskiego. Średnie oceny tych kanałów były jednak niższe. Wynik ten można uznać za zgodny z analizą przeprowadzoną w raporcie Narodowego Banku Polskiego (2009b). Tym samym ankieta potwierdza, że główną przyczyną zawirowań na rynku międzybankowym w Polsce jest spadek zaufania, przez co pozyskanie pieniądza w terminie dłuższym niż overnight stało się tam niemal niemożliwe. W sektorze narastają spore nadwyżki środków, co jak już wykazały przeprowadzone w poprzednim rozdziale analizy w znacznej mierze przyczyniło się do spadku stawki POLONIA do poziomu znacznie niższego od stopy referencyjnej. Centrale banków uznają, że zdolność banku centralnego do stabilizacji stawki POLONIA była ograniczona w latach 2008-2009, ale w kolejnych latach poprawiła się. Ponadto zdaniem central banków kryzys fiskalny w Grecji nie wywarł znaczącego wpływu na zdolność banku centralnego do stabilizacji stawki POLONIA.

Zakończenie

W ramach przeprowadzonych badań udało się znaleźć odpowiedź na dwa pytania. Pierwsze z nich dotyczyło poznania kierunków przenikania kryzysu do polskiego sektora bankowego, drugie oceny wpływu jaki wywarł kryzys na polski rynek międzybankowy oraz zdolności banku centralnego do realizacji podstawowych celów polityki pieniężnej. Analiza została przeprowadzona w oparciu o badania ekonometryczne, przy dodatkowym wsparciu skonsolidowanym bilansem polskiego sektora bankowego oraz skierowaną do central banków ankietą. Badania wskazały na niezależne ukształtowanie się kryzysu w Polsce. Jeden z zastosowanych modeli ekonometrycznych wskazał co prawda na zależność *spreadu* WIBOR-OIS od *spreadu* LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego w okresie, w którym rozwijał się kryzys subprime oraz zależność w wariancji w okresie, którym kryzys wygasł, kształt wykresów *spreadów* WIBOR-OIS i LIBOR-OIS dla dolara amerykańskiego wskazuje na niezależne ukształtowanie się kryzysu w amerykańskim i polskim sektorze bankowym (w inny sposób ukształtowały się też *spready* pomiędzy 3-miesięczną stopą rynku międzybankowego a oprocentowaniem 3-miesięcznych bonów skarbowych). Główną przyczyną kryzysu w polskim sektorze bankowym okazał się być kryzys zaufania, którego skutkiem była duża nadpłynność sektora i znaczne osłabienie rynku międzybankowego.

Skutki kryzysu zaufania stają się w Polsce zauważalne dopiero w ostatnim kwartale 2008 roku, po upadku banku Lehmann-Brothers. W tym momencie pojawiają się trudności ze stabilizacją stawki POLONIA. Przeprowadzone badanie wskazało na przyczyny tych trudności i pozwoliło na ocenę skuteczności podejmowanych przez NBP prób przeciwdziałania im.

Zastosowanie nowoczesnych metod ekonometrycznych umożliwiło uzyskanie odpowiedzi na ważne pytania dotyczące skutków światowego kryzysu gospodarczego w Polsce. Jednym z poważniejszych dylematów był właściwy dobór okresów badawczych, który w trakcie prowadzenia badań był niejednokrotnie korygowany. Nieustannie zmieniające się uwarunkowania ekonomiczne skłaniały

nas do zastosowania dużej liczby krótkich okresów badawczych. Z drugiej strony mając świadomość obciążenia wyników otrzymanych dla zbyt krótkich szeregów czasowych obligowała nas do ich scalania. W przypadkach, w których zastosowanie krótkiej próby było nieuniknione dążyliśmy do przeciwdziałania skutkom obciążenia wyników między innymi przez zastąpienie rozkładów asymptotycznych bootstrapowymi. W modelach dopasowywanych do krótkich prób testowaliśmy także stabilność parametrów. Poważnym ograniczeniem jakie napotkaliśmy jest wąska grupa dostępnych na Polsce płynnych instrumentów pochodnych związanych z rynkiem pieniężnym, których wykorzystanie pozwala na dokonanie dekompozycji modelowanych *spreadów* umożliwiając szerszą ich interpretację. Rozwój rynku instrumentów pochodnych postępuje dynamicznie, wobec czego pozostaje mieć nadzieję, że w niedalekiej przyszłości w oparciu o metody ekonometryczne będziemy w stanie przeprowadzić bardziej dogłębną analizę sytuacji sektora bankowego w Polsce.

Litaratura

- Abbassi P., Nautz D. (2010), *Monetary Transmission Rightfrom the Start: The (Dis)Connection Between the Money Market and the ECB's Main Refinancing Rates*, SFB 649 Discussion Paper 2010-019.
- Baba Y., Engle R.F., Kraft D., Kroner K. (1990), Multivariate simultaneous generalized ARCH, unpublished manuscript, University of California, San Diego
- Bank of Japan (2008), *Cross-currency Transmission of Money Market Tensions*, Bank of Japan Review, July, s. 1–11.
- Beirne J. (2011), The EONIA spread before and during the crisis of 2007–2009: The role of liquidity and credit risk, *Journal of International Money and Finance* 31 (3), April 2012, Pages 534–551.
- Beirne J., Caporale, G. M., Spagnolo N. (2010), *Liquidity Risk, Credit Risk and the Overnight Interest Rate Spread: A Stochastic Volatility Modeling Approach*, Discussion papers of German Institute of Economic Reasearch, No 1029.
- Bollerslev T. P. (1990), Modelling the Coherence in short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, *Review of Economics and Statistics*, 72, s. 498-505.
- Charemza W., Deadman D. (1997), *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Doman M., Doman R. (2004), *Ekonometriczne modelowanie dynamiki polskiego rynku finansowego*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań.
- Ejerskov S., Moss C.M. and Stracca L. (2003), *How does the ECB Allot Liquidity in its Weekly Main Refinancing Operations? A Look at the Empirical Evidence*, *ECB Working Paper No. 244*.
- European Central Bank (2001b), *Central bank forecasts of liquidity factors*, *ECB Working Paper No. 70*.
- European Central Bank (2008), *Financial Stability Review, Box 3 Transmission of US dollar and pound sterling money market tensions to EUR money markets*, December, 19–20.

- European Central Bank (2002), *The Liquidity Management of the ECB*, *ECB Monthly Bulletin No. 5*.
- European Central Bank (2003a), *The Outcome of the ECB's Evolution of its Monetary Policy Strategy*, *ECB Monthly Bulletin No. 6*.
- European Central Bank (2003b), *Changes to the Eurosystem's Operational Framework for Monetary Policy*, *ECB Monthly Bulletin No. 8*.
- Geweke J., Porter-Hudak S. (1983), *The estimation and application of long-memory time series models*. *Journal of Time Series Analysis* 4, 221–237.
- Gibson H. D., Hall Stephen G., Tavlás S. (2012), *The Greek financial crisis: Growing imbalances and sovereign spreads*, *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, vol. 31(3), pages 498-516.
- Granger C. (1981), *Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification*, *Journal of Econometrics*, 16, 424–438.
- Granger C., Jayeux R. (1980), *An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing*, *Journal of Time Series Analysis* 1, 111–120.
- Hafner C. F., Herwartz H. (2004), *Testing for Causality in Variance using Multivariate GARCH Models*, *Economics Working Paper No 2004-03 No 2004-03*
- Harris D., McCabe B., Leybourne S. (2008), *Testing for Long Memory*. *Econometric Theory* 24(1), 143–175.
- Hassler U., Nautz D. (2008), *On the Persistence of the Eonia Spread*, *Economics Letters* 101 184–187.
- Hosking J. (1981), *Fractional Differencing*, *Biometrika*, 68, 165–176.
- Kliber A., Płuciennik P. (2011), *An assessment of monetary policy effectiveness in POLONIA rate stabilization during financial crisis*, *Bank i Kredyt* 2011, vol. 42 (4), str. 5-30.
- Knakiewicz Z., Paluszak G. (2006), *Mechanizm regulacji płynności w Eurosystemie*, w: *Współczesny pieniądz w teorii i praktyce*, red. nauk. Z. Knakiewicz, Wydawnictwo AE w Poznaniu.

- 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* 54, 159–178.
- Linzert T., Schmidt S. (2008), *What Explains the Spread between the Euro Overnight Rate and the ECB's Policy Rate*, ECB Working Paper No. 983.
- Lo A. (1991) *Long Term Memory in Stock Market Prices*, *Econometrica* 59, 451-474.
- Łukowski R. L. (2012), *Długoterminowe Operacje Refinansujące (LTRO) EBC, czyli europejska kroplówka*, Instytut Sobieskiego, <http://www.sobieski.org.pl>
- Meyer R., Yu J., (2000), *BUGS for a Bayesian analysis of stochastic volatility models*, *Econometrics Journal* 3, s. 198–215.
- Moschitz J. (2004), *The Determinants of the Overnight Interest Rate in the Euro Area*, ECB Working Paper No. 393.
- Murphy A., Izzeldin M. (2006), *Bootstrapping long memory tests: some Monte Carlo results*, Economics Working Paper Series, The Department of Economics, Lancaster University.
- 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.
- Narodowy Bank Polski (2008a), *Instrumenty Polityki Pieniężnej Narodowego Banku Polskiego w 2008 roku, płynność sektora bankowego*, Warszawa.
- Narodowy Bank Polski (2001), *Operacje otwartego rynku na tle płynności*, Warszawa.
- Narodowy Bank Polski (2007), *Raport roczny 2006. Płynność sektora bankowego. Instrumenty polityki pieniężnej NBP*, Warszawa.
- Narodowy Bank Polski (2008b), *Raport roczny 2007. Płynność sektora bankowego. Instrumenty polityki pieniężnej NBP*, Warszawa.
- Narodowy Bank Polski (2009a), *Raport roczny 2008. Płynność sektora bankowego. Instrumenty polityki pieniężnej NBP*, Warszawa.

- Narodowy Bank Polski (2010), *Raport roczny 2009. Płynność sektora bankowego. Instrumenty polityki pieniężnej NBP*, Warszawa.
- Narodowy Bank Polski (2011), *Raport roczny 2010. Płynność sektora bankowego. Instrumenty polityki pieniężnej NBP*, Warszawa.
- Narodowy Bank Polski (2012), *Raport roczny 2011. Płynność sektora bankowego. Instrumenty polityki pieniężnej NBP*, Warszawa.
- Narodowy Bank Polski (2008c), *Założenia polityki pieniężnej na 2007 rok*, Warszawa.
- Narodowy Bank Polski (2009b), *Polska wobec światowego kryzysu gospodarczego*, Warszawa.
- Narodowy Bank Polski (2009c), *Raport o stabilności systemu finansowego – czerwiec 2009*, Warszawa.
- Paluszak G. (2004), *Dostosowanie instrumentów polityki pieniężnej NBP do instrumentów polityki pieniężnej Eurosystemu*, w: *Funkcjonowanie współczesnego banku*, red. A. Janc, A. Krymarys-Balcerzak, Wydawnictwo AE w Poznaniu.
- Panigirtzoglou N., Proudman J., Spicer J. (2000), Persistence and volatility in short-term interest rates, Bank of England, Working Paper 116.
- 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), 91-118.
- Robinson P. M. (1995), Gaussian semiparametric estimation of long-range dependence, *Annals of Statistics* 23, 1630–1661.
- Sengupta R., Yu M. T. (2008), *The LIBOR-OIS Spread as a Summary Indicator*, „Economic Synopses”, 25, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Schianchi A., Verga G. (2006), A Theoretical Approach to the EONIA Rate Movements, SSRN Working Paper Series, February.
- Schwarz K. (2009), *Mind the gap: disentangling credit and liquidity in risk spreads*, working paper of University of Pennsylvania Wharton School of Business.
- Schwert G. M. (1989), *Why Does Stock Market Volatility Change Over Time*, „The Journal of Finance”, 54 (5), 1115–1143.

- Shimotsu K., Phillips P.C.B. (2006), Local Whittle estimation of fractional integration and some of its variants, *Journal of Econometrics*, Elsevier, 130 (2), 209–233, February.
- Soultanaeva A., Strömqvist M. (2009), *The Swedish Money Market Risk Premium - Experiences from the Crisis*, „Economic Review”, 3.
- Taqqu M. (1975), *Weak Convergence to Fractional Brownian Motion and the Rosenblatt Process*, *Zeitschrift für Wahrscheinlichkeitstheorie und Verwandte Gebiete* 31, 287–302.
- Thorton D. L. (2009), *What the Libor-OIS Spread Says*, „Economic Synopses”, 24, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Tsay R. S., (2010), *Analysis of Financial Time Series*, Wiley.
- Understanding the TED spread (2008),
http://www.econbrowser.com/archives/2008/09/understanding_t.html
- Vila Wetherilt A. (2002) Money Market Operations and Volatility of UK Money Market Rates, *Bank of England Quarterly Bulletin*, Winter
- Wu T. (2008), On the Effectiveness of the Federal Reserve’s New Liquidity Facilities, *Federal Reserve Bank of Dallas*, April.
- What ever happened to the TED spread? (2012),
<http://www.npr.org/blogs/money/2012/07/09/156385580/what-ever-happend-to-the-ted-spread> pobrano 10.09.2012
- Wurtz F. R. (2003), *A Comprehensive Model of the Euro Overnight Rate*, *European Central Bank Working Paper Series* nr. 203.

A. Wykorzystane metody ekonometryczne

A.1. Testy długiej pamięci i identyfikacja parametru ułamkowego stopnia integracji

Do połowy lat siedemdziesiątych w ekonometrii rozważano jedynie szeregi czasowe zintegrowane w stopniu całkowitym, głównie szeregi $I(1)$ oraz $I(2)$. Szybko okazało się, że występują szeregi, które są identyfikowane przez testy statystyczne jako szeregi niestacjonarne, ale ich pierwsze różnice wykazywały typowe cechy procesów „przeróżnicowanych” tj. wolno wygasającą autokorelację przyjmującą na przemian wartości dodatnie i ujemne, która pozostaje istotna także dla bardzo dużych opóźnień. Z czasem odkryto, że te w tego typu procesach autokorelacja wraz z rosnącym opóźnieniem maleje według stopy wykładniczej do zera, w przeciwieństwie do szeregów $I(1)$, w których niezależnie od opóźnienia funkcja autokorelacji dąży do 1 wraz z rosnącą długością szeregu. Szeregi te zostały określone mianem szeregów z długą pamięcią i były rozważane już przez Taquu (1975), Grangera i Joyeuxa (1980), Grangera (1981) oraz Hoskinga (1981). Ich identyfikacji dokonujemy poprzez wyznaczenie wartości parametru ułamkowej integracji d , który definiujemy jako liczbę rzeczywistą, dla której przyrosty szeregu X_t są szeregiem $I(0)$ tj.

$$\Delta^d X_t = y_t.$$

Przyrosty są zdefiniowane jako

$$\Delta^d X_t = (1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{d}{k} (-1)^k L^k = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} L^k.$$

gdzie L oznacza operator opóźnienia, natomiast $\Gamma(\cdot)$ oznacza funkcję gamma zdefiniowaną wzorem

$$\Gamma(x) = \int_0^{+\infty} t^{x-1} e^{-t} dt.$$

- Jeśli $d \in (0, 0,5)$, to proces jest kowariancyjnie stacjonarny oraz ma długą pamięć. Tempo wygasania autokorelacji maleje wraz ze spadkiem wartości parametru d .
- Jeśli $d \in (0,5; 1)$, to proces jest niestacjonarny, ale powracający do średniej. Autokorelacja w długim czasie zanika.
- Jeśli $d > 1$ to szereg jest niestacjonarny i niepowracający do średniej. Efekty szoku są wówczas trwałe.
- Jeśli $d \in (-0,5; 0)$, to mówimy, że proces ma pamięć pośrednią

Jednym z najbardziej znanych semiparametrycznych testów długiej pamięci jest test GPH (Geweke, Porter, Hudak, 1983). Gęstość spektralna ułamkowo zintegrowanego procesu X_t dana jest wzorem

$$f(\lambda) = [2 \sin(\lambda/2)]^{-2d} f_u(\lambda),$$

gdzie λ jest częstotliwością, a $f_u(\lambda)$ jest funkcją gęstości spektralnej odpowiadającą procesowi zaburzeń losowych z zerową średnią i krótką pamięcią. Zakładając ograniczony zbiór częstości harmonicznym i logarytmując stronami otrzymujemy

$$\ln f(\lambda_j) = \ln f_u(\lambda_j) - d \ln[4 \sin^2(\lambda_j/2)].$$

Geweke i Porter-Hudak (1983) pokazali, że przybliżając $f(\omega)$ za pomocą periodogramu, gdy ilość częstotliwości wykorzystanych w celu przybliżenia jest dodatnią funkcją T równą $g(T) = [T^\alpha]$ gdzie $0 < \alpha < 1$, \hat{d} ma rozkład

$$N\left(d, \frac{\pi^2}{6 \sum_{j=1}^{g(n)} (U_j - \bar{U})^2}\right),$$

gdzie $U_j = \ln[4 \sin^2(\omega_j/2)]$ i \bar{U} jest średnią U_j dla $j = 1, 2, \dots, g(n)$. Wykorzystując ten fakt możemy zweryfikować hipotezę zerową mówiącą, że $d = d_0$ korzystając z następującej statystyki testowej

$$t_{d_0}^{GPH} = (\hat{d} - d_0) \cdot \left(\frac{\pi^2}{6 \sum_{j=1}^{g(n)} (U_j - \bar{U})^2} \right)^{-0.5}$$

mającej standardowy rozkład normalny. Przyjmując $d_0 = 0$ możemy zweryfikować czy proces posiada długą pamięć, natomiast weryfikacja hipotezy $d_0 = 0,5$ może być pomocne przy określeniu stacjonarności procesu.

Kolejna koncepcja to zastosowanie nieparametrycznego estymatora Whittle'a zaproponowanego przez Robinsona (1995), opisanego m.in. w pracy Shimotsu i Phillipsa (2006). Oszacowanie d otrzymujemy poprzez minimalizację funkcji

$$R_m(d) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left[\log \hat{G}(d) - 2d \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \log(\lambda_j) \right],$$

gdzie m jest szerokością pasma, T jest zbiorem częstotliwości Fouriera, natomiast

$$\hat{G}(d) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m I_{\Delta^d y_t}(\lambda_j) \lambda_j^{2d}.$$

Ponadto w celu weryfikacji, czy parametr d równy jest z góry zadanej wartości d_0 , przeprowadza się następujący test

$$t_{d_0}^{LW} = m^{1/2} (\hat{d} - d_0) \xrightarrow{D} N(0, 1/4),$$

gdzie \xrightarrow{D} oznacza zbieżność według rozkładu.

A.2. Modele parametryczne

A.2.1. Model VAR (Vector Autoregression)

Model wektorowej autoregresji jest modelem ekonometrycznym zaproponowanym przez Simsa (1980). Jego podstawowymi cechami są: endogeniczność wszystkich zmiennych, brak sztucznych ograniczeń co do ilości zmiennych w modelu i niezależność od teorii. Niech x_t oznacza wektor zmiennych. Model VAR(p) przyjmuje postać:

$$x_t = a_0 + \sum_{l=1}^p A_l x_{t-l} + \varepsilon_t, \quad (\text{A.1})$$

gdzie a_0 jest kolumnowym wektorem wyrazów wolnych, ε_t jest wektorem kolumnowym składników losowych, o których zakłada się, że są skorelowane dla tego samego okresu, ale nie wykazują autokorelacji i korelacji wzajemnych (por. Charemza W., Deadman D., 1997) natomiast A_l jest kwadratową macierzą parametrów.

A.2.2. Model BEKK

Model BEKK (Baba i in. 1990, Bollerslev, 1990) jest wielowymiarowym modelem zmienności z klasy GARCH, w którym macierz warunkowej wariancji i kowariancji Σ_t modelowana jest w następujący sposób:

$$\Sigma_t = C_0 C_0' + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q A_{ki}' \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_{ki} + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q G_{ki}' \Sigma_{t-i} G_{ki},$$

gdzie ε_t jest procesem, w którym nie występują zależności liniowe (np. procesem reszt z modelu ARMA lub VAR). Ponadto, macierz C_0 jest macierzą górną trójkątną, natomiast macierze A_{ki} oraz G_{ki} są kwadratowymi macierzami parametrów.

A.2.3. Funkcja odpowiedzi na impuls

Z punktu widzenia zastosowań modelu VAR niezwykle przydatnym pojęciem jest funkcja odpowiedzi na impuls, która umożliwia ocenę wpływu jaki wywiera każdy spośród modelowanych szeregów na dowolny inny modelowany szereg na pewną określoną liczbę dni naprzód. Model VAR(p) zapisany równaniem (A.1) można przedstawić za pomocą równoważnego modelu postaci VMA(∞) postaci

$$x_t = \mu + \sum_{l=1}^{\infty} B_l \varepsilon_{t-l} + \varepsilon_t, \quad (\text{A.2})$$

gdzie

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

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

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

gdzie I jest macierzą jednostkową (por. Tsay, 2010). W przypadku jednowymiarowym funkcja odpowiedzi na impuls w modelu AR zdefiniowana jest jako funkcja przyporządkowująca liczbie naturalnej i wartość parametru w równoważnym modelu MA. Rozważając model wielowymiarowy musimy pamiętać, że składniki losowe poszczególnych szeregów są ze sobą skorelowane, w związku z czym zdefiniowana w ten sposób funkcja nie miałaby pożądanej interpretacji. Z tego względu dokonuje się dekompozycji Choleskiego macierzy kowariancji $\Sigma = \text{cov}(\varepsilon_t)$ na

$$\Sigma = W U W^T,$$

gdzie W jest macierzą dolnotrójkątną, natomiast U jest macierzą diagonalną z dodatnimi elementami na diagonalu głównej. Wobec powyższego macierz

kowariancji wektora $u_t = W^{-1}\varepsilon_t$ jest macierz U , a więc tworzą go zmienne nieskorelowane. Równanie (A.2) możemy zapisać w postaci

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

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

Pojęcie funkcji odpowiedzi na impuls można rozszerzyć na przypadek wariancji warunkowej. Postać wielowymiarowego modelu wariancji warunkowej można zamienić na równoważną postać MA dla kwadratów składników losowych (por. Hafner, Herwarz, 2004). Funkcją odpowiedzi na impuls w wariancji określamy wtedy funkcję przyporządkowującą liczbom naturalnym macierze przy poszczególnych opóźnieniach kwadratów składników losowych.

A.3. Model zmienności stochastycznej (SV) i jego estymacja

Przyjmujemy model następującej postaci:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^l b_i x_{i,t} + \varepsilon_t, \quad (\text{A.3})$$

$$\varepsilon_t = \exp\left(\frac{\theta_t}{2}\right) u_t, u_t \sim iidN(0,1) \quad (\text{A.4})$$

$$\theta_t = \mu + \phi(\theta_{t-1} - \mu) + \sum_{i=1}^m c_i z_{it} + v_t, v_t \sim iidN(0, \sigma_v^2), \quad (\text{A.5})$$

z $\theta_0 \sim N(\mu, \sigma_\theta^2)$, gdzie x_1, \dots, x_l to zmienne objaśniające w równaniu poziomu zmiennej objaśnianej y , zaś z_1, \dots, z_m to zmienne objaśniające zmienność y .

Zmienna ukryta θ_t określa zmienność w chwili t . Parametr μ opisuje wartość stacjonarną zmiennej θ (po uwzględnieniu wpływu zmiennych objaśniających). Stacjonarną wartością zmienności zakłóceń ε jest więc $\exp(\mu/2)$. Parametr $\phi \in (-1,1)$ interpretuje się jako szybkość powrotu θ do wartości średniej, lub persystencję zmienności.

Przyjmując procedurę opisaną np. w podręczniku Tsaya (2010) oraz (Doman, Doman, 2004) usuwamy najpierw zależności liniowe w modelu (A.3), estymując model AR(k) z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi. Do estymacji modelu (A.4)-(A.5) wykorzystujemy reszty z oszacowanego modelu AR.

W estymacji zastosowano metody bayesowskie, przyjmując, że zarówno parametry modelu $\mu, \phi, c_1, \dots, c_m, \sigma_v^2$, jak i zmienne ukryte $\theta_0, \dots, \theta_N$ to pewne zmienne losowe. Problem estymacji polega na wyznaczeniu rozkładów *a posteriori* tych zmiennych, na podstawie ich rozkładu *a priori* oraz obserwacji $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_N$.

Pełna specyfikacja modelu bayesowskiego wymaga podania łącznego rozkładu *a priori* wszystkich parametrów $\mu, \phi, c_1, \dots, c_m, \sigma_v^2$ i zmiennych ukrytych $\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_n$ oraz łącznego rozkładu zmiennych obserwowanych $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$. Estymacja bayesowska oparta jest na rozkładzie *a posteriori* parametrów i zmiennych ukrytych przy danych wartościach zmiennych obserwowalnych. Przyjmujemy, że parametry $\mu, \phi, c_1, \dots, c_m, \sigma_v^2$ są *a priori* niezależne. Łączny rozkład *a priori* można zatem przedstawić w postaci:

$$p(\mu, \phi, \sigma_v^2, c_1, \dots, c_m, \theta_0, \theta_1, \dots, \theta_n) = p(\mu)p(\phi)p(\sigma_v^2)p(c_1) \cdots p(c_m) \times \\ \times p(\theta_0 | \mu, \sigma_v^2) \prod_{t=1}^n p(\theta_t | \theta_{t-1}, \mu, \phi, c_1, \dots, c_m, \sigma_v^2). \quad (\text{A.6})$$

Dla parametrów μ, ϕ, σ_v^2 stosujemy te same rozkłady *a priori*, co w artykule [Meyer, Yu, 2000]. Zakładamy, że $\mu \sim N(0,10)$, parametr σ_v^2 ma odwrotny rozkład gamma, tj. $1/\sigma_v^2 \sim \Gamma(2,5,0,025)$, natomiast $\phi = 2\phi^* - 1$, gdzie ϕ^* ma rozkład beta:

$\phi^* \sim B(20, 1, 5)$. Przyjmujemy też, że parametry c_i mają rozkład normalny, $c_i \sim N(0, 10)$. Gęstości $p(\theta_t | \theta_{t-1}, \mu, \phi, c_1, \dots, c_m, \sigma_v^2)$ są określone równaniem (A.5). Funkcja wiarygodności modelu

$$p(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n | \mu, \phi, c_1, \dots, c_m, \sigma_v^2, \theta_0, \theta_1, \dots, \theta_n) = \prod_{t=1}^n p(\varepsilon_t | \theta_t) \quad (\text{A.7})$$

jest określona poprzez równanie (A.4), tj. $p(\varepsilon_t | \theta_t) \sim N(0, e^{\theta_t})$. Zgodnie ze wzorem Bayesa rozkład *a posteriori* parametrów oraz zmiennych ukrytych jest proporcjonalny do iloczynu rozkładu *a priori* i funkcji wiarygodności, tj.

$$p(\mu, \phi, \sigma_v^2, c_1, \dots, c_m, \theta_0, \theta_1, \dots, \theta_n | y_1, \dots, y_n) \propto p(\mu)p(\phi)p(\sigma_v^2)p(c_1) \cdots p(c_m) \times \\ \times p(\theta_0 | \mu, \sigma_v^2) \prod_{t=1}^n p(\theta_t | \theta_{t-1}, \mu, \phi, c_1, \dots, c_m, \sigma_v^2) \prod_{t=1}^n p(\varepsilon_t | \theta_t). \quad (\text{A.8})$$

Znając postać rozkładu *a posteriori* parametrów można generować zmienne losowe o odpowiednim rozkładzie, a tym samym – otrzymać rozkłady *a posteriori* szacowanych parametrów i wyznaczyć ich charakterystyki (wartość oczekiwaną, odchylenie standardowe, kwantyle). Symulacja wszystkich parametrów łącznie, na podstawie wzoru (A.8) jest zbyt skomplikowana obliczeniowo. Dlatego posługujemy się metodą *Markov Chain Monte Carlo*, polegającą na wygenerowaniu procesu Markowa, którego rozkładem granicznym jest rozkład *a posteriori* (A.8). Stosujemy algorytm próbkowania Gibbsa, polegający na iteracyjnym generowaniu kolejnych zmiennych losowych z jednowymiarowych rozkładów *a posteriori*, traktując wartości pozostałych parametrów jako dane.

Poniżej przedstawiamy dokładniejszy opis algorytmu. Wektor wszystkich parametrów modelu oznaczamy przez $\psi = (\mu, \phi, \sigma_v^2, c_1, \dots, c_m)$, natomiast przez $\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_n)$ oznaczamy wektor wszystkich zmiennych ukrytych. Na początku mamy pewne początkowe wartości parametrów ψ^0 oraz zmiennych ukrytych θ^0 . W każdej i -tej iteracji algorytmu powtarzamy następujące czynności.

1. Generujemy zmienną losową μ^i o rozkładzie takim jak warunkowy rozkład *a posteriori* parametru μ , przy założeniu, że znane są wartości zmiennych ukrytych θ^{i-1} oraz wszystkich pozostałych parametrów:

$$p(\mu | \varepsilon, \psi^{i-1}(\mu), \theta^{i-1}) \propto p(\mu) p(\varepsilon | \mu, \psi^{i-1}(\mu), \theta^{i-1}),$$

gdzie $p(\mu)$ to rozkład *a priori* parametru μ , a $\psi^{i-1}(\mu)$ to wektor parametrów bez parametru μ .

2. Generujemy zmienną losową ϕ^i z warunkowego rozkładu *a posteriori* parametru ϕ :

$$p(\phi | \varepsilon, \psi^{i-1}(\mu, \phi), \mu^i, \theta^{i-1}) \propto p(\phi) p(\varepsilon | \phi, \psi^{i-1}(\mu, \phi), \mu^i, \theta^{i-1}),$$

gdzie $p(\phi)$ to rozkład *a priori* parametru ϕ , zaś $\psi^{i-1}(\mu, \phi)$ to wektor parametrów ψ^{i-1} bez parametru μ i ϕ .

3. Podobnie postępujemy z parametrami c_1, \dots, c_m i σ_v^2 , otrzymując w ten sposób nowy wektor wartości parametrów ψ^i .
4. Generujemy wektor zmiennych ukrytych $\theta^i = (\theta_0^i, \theta_1^i, \dots, \theta_n^i)$. Jako rozkład *a posteriori* zmiennej θ_t przyjmujemy:

$$p(\theta_t | \theta_{-t}^i, \psi^i) \propto p(\theta_t | \theta_{t-1}^i, \psi^i) p(\theta_t | \theta_{t+1}^i, \psi^i) p(\varepsilon_t | \theta_t).$$

Otrzymujemy w ten sposób łańcuch Markowa zmiennych losowych ψ^1, ψ^2, \dots , którego rozkładem asymptotycznym jest rozkład *a posteriori* wektora parametrów ψ . W przypadku pewnych parametrów ($\mu, c_1, \dots, c_m, \sigma_v^2$) warunkowy rozkład *a posteriori* jest rozkładem sprzężonym dla przyjętego rozkładu *a priori*. W innych przypadkach zmienną losową z odpowiedniego rozkładu generujemy numerycznie, stosując algorytm Metropolisa-Hastingsa. Pierwsze M powtórzeń algorytmu stanowi „wypalanie” (*burning*), mające zagwarantować zbieżność ciągu wylosowanych zmiennych do rozkładu granicznego. Wartości zmiennych wygenerowanych w trakcie „wypalania” nie zapamiętujemy i nie wykorzystujemy ich we wnioskowaniu o rozkładzie *a posteriori*. Wartości

wygenerowane podczas następnych L iteracji algorytmu, ψ^{M+1} , ψ^{M+2} , ..., ψ^{M+L} wykorzystujemy jako próbkę z łącznego rozkładu *a posteriori* wektora parametrów ψ . Na podstawie tej próbki możemy szacujemy charakterystyki rozkładu, takie jak wartość oczekiwana, odchylenie standardowe lub kwantyle.

W obliczeniach wykorzystaliśmy kod dla programu OpenBugs opracowany przez Meyera i Yu (2000). Pierwsze 10'000 powtórzeń algorytmu potraktowano jako „wypalanie”. Te powtórzenia nie były brane pod uwagę przy wyznaczaniu rozkładu *a posteriori*. Jako próbkę rozkładu *a posteriori* wzięto następne 100'000 powtórzeń algorytmu.

B. Ankieta skierowana do central banków

Poniżej przedstawiona jest lista pytań w ankiecie dotyczącej Wpływu Światowego Kryzysu Gospodarczego na Sektor Bankowy w Polsce, która została skierowana do central banków.

1. Jak Państwo oceniacie wpływ wprowadzonego w październiku 2008 r. Pakietu Zaufania na kondycję sektora bankowego w Polsce?
 - Pozytywnie
 - Negatywnie
 - Nie mam zdania

Jeżeli Państwo oceniacie pozytywnie wpływ Pakietu Zaufania na kondycję sektora bankowego w Polsce, to prosimy o ocenę Pakietu zaufania za pomocą następującej skali od 5 do 1 (5-ocena najwyższa, 1- ocena najniższa):

- 5 4 3 2 1
2. Które elementy Pakietu zaufania okazały się istotne z punktu widzenia Państwa Banku (5-ocena najwyższa, 1- ocena najniższa):
 - a) wprowadzenie operacji repo o terminie zapadalności nie dłuższym niż 28 dni w pierwszej fazie i 3 i 6 miesięcy w drugiej fazie:
 - 5 4 3 2 1
 - b) wprowadzenie operacji typu swap walutowy:
 - 5 4 3 2 1
 - c) rozszerzenie zakresu przyjmowanych zabezpieczeń kredytu refinansowego o depozyty walutowe:
 - 5 4 3 2 1
 - d) wprowadzenie modyfikacji w systemie operacyjnym kredytu lombardowego - zmniejszenie wartości zabezpieczeń w stosunku do kwoty kredytu lombardowego oraz rozszerzenie listy aktywów stanowiących jego zabezpieczenie.

5 4 3 2 1

3. Po wprowadzeniu Pakietu Zaufania NBP zaprzestaje publikacji podaży bonów pieniężnych dostarczając je w ilości zaspakajanej popyt. Czy wydarzenie to przyczyniło się Państwa zdaniem do poprawy nastrojów na rynku międzybankowym w Polsce?

- Tak
- Nie
- Nie mam zdania

Jeżeli Tak, to prosimy Państwa o ocenę, za pomocą następującej skali od 5 do 1 (5-ocena najwyższa, 1- ocena najniższa):

5 4 3 2 1

4. Czy Państwa zdaniem obniżenie w maju 2009 r. stopy rezerwy minimalnej w Polsce, wpłynęło na poprawę kondycji sektora bankowego w Polsce?

- Tak
- Nie
- Nie mam zdania

Jeżeli Tak, to prosimy Państwa o ocenę, za pomocą następującej skali od 5 do 1 (5-ocena najwyższa, 1- ocena najniższa):

5 4 3 2 1

5. Czy w obliczu kryzysu finansowego NBP powinien zawęzić pasmo wahań stawki POLONIA poprzez zmniejszenie *spreadu* pomiędzy stopą depozytową i lombardową:

- Tak
- Nie
- Nie mam zdania

6. Proszę ocenić stopień obniżek stóp procentowych NBP w 2008 r. za pomocą skali od 5 do 1 (5-ocena najwyższa, 1- ocena najniższa):

a) Obniżki stóp 5 4 3 2 1

procentowych były

zbyt szybkie

b) Obniżki stóp

procentowych były 5 4 3 2 1

zbyt silne

Nie mam zdania

7. Proszę ocenić, które kanały oddziaływania kryzysu finansowego na sektor bankowy w Polsce w latach 2007-2008 były odczuwalne z punktu widzenia Państwa Banku (proszę zakreślić odpowiedni kwadracik; 5- bardzo wysoki wpływ, 4-wysoki wpływ, 3-średni wpływ, 2-niski wpływ, 1-brak wpływu):

a) **bezpośredni kanał kredytowy**

(ekspozycje kredytowe wobec bankrutujących zagranicznych instytucji finansowych)

1

b) **kanał finansowania** (ograniczenie finansowania banków macierzystych)

banków

1

c) **Bezpośredni kanał rynkowy**

(spadek wartości portfela ze względu na udział zagranicznych papierów dłużnych)

1

d) **kanał makroekonomiczny.**

(obniżenie jakości portfela wynikające z wyhamowania dynamiki PKB oraz wzrostu bezrobocia, które przyczyniły się do spadku zdolności gospodarstw domowych do obsługi zadłużenia.)

1

e) **Kanał właścicielski** (zmiany polityki kapitałowej banków macierzystych wobec banków krajowych – spółek zależnych, odpływ dywidend do banków

banków

1

macierzystych)

- f) **pośredni kanał rynkowy** (spadek wartości portfela ze względu na spadek cen instrumentów na rynku krajowym, których cena w dużym stopniu uwarunkowana jest sytuacją zagraniczną) 1
- g) **pośredni kanał kredytowy** (spadek jakości portfela wynikający udziału niezabezpieczonych kredytów walutowych, których koszty obsługi znacznie wzrosły wobec silnej deprecjacji złotego) 1
- h) **kanał zaufania** (trudności z pozyskaniem środków na rynkach międzybankowych, związane ze spadkiem zaufania krajowych instytucji finansowych do siebie nawzajem) 1

8. Jak Państwo oceniają skuteczność NBP w zakresie stabilizacji stawki POLONIA w latach 2008-2009? (Proszę zakreślić odpowiedni kwadracik; 5-bardzo wysoka skuteczność, 4- wysoka skuteczność, 3-ograniczona skuteczność, 2-bardzo niska skuteczność 1-całkowity brak wpływu)

5 4 3 2 1

9. Czy ta zdolność wzrosła w latach 2010-2011?

- Tak
 Nie
 Nie mam zdania

Proszę uzasadnić wybór:

.....

10. Czy Państwa zdaniem kryzys fiskalny w Grecji wywarł wpływ na zdolność NBP do stabilizacji stawki POLONIA:

- Tak

- Nie
- Nie mam zdania

Proszę uzasadnić wybór:

.....

METRYCZKA

1. Proszę podać liczbę zatrudnionych pracowników – stan na 30.06.2012 r.

- poniżej 100 osób
- od 101 do 1 000 osób
- od 1 001 do 5 000 osób
- powyżej 5 000 osób

2. Proszę podać wielkość funduszy własnych Państwa Banku – stan na 30.06.2012 r.

- poniżej 100 mln PLN
- od 101 do 300 mln PLN
- od 301 do 2 000 mln PLN
- powyżej 2 000 mln PLN

W tabeli B.1. przedstawiono listę banków, które wzięły udział w ankiecie. Nazwy banków będących dealerami rynku pieniężnego pogrubiono.

Tabela B.1. Lista central banków krajowych (bez banków spółdzielczych) i oddziałów instytucji kredytowych działających w Polsce, biorących udział w badaniach. Nazwy banków będących dealerami rynku pieniężnego w 2011 pogrubiono

Lp.	Nazwa banku	Adres	Zwrot ankiety
1	ABN A Aareal Bank Aktiengesellschaft (Spółka Akcyjna) - Oddział w Polsce	Rondo ONZ 1 00-124 Warszawa	T
2	Alior Bank SA	Al. Jerozolimskie 94 00-807 Warszawa	T
3	Bank Polskiej Spółdzielczości SA	ul. Płocka 9/11B 01-231 Warszawa	T
4	Banco Espirito Santo de Investimento, S.A. Spółka Akcyjna Oddział w Polsce	ul. Złota 59 00-120 Warszawa	T
5	Banco Mais S.A. (SA) Oddział w Polsce	ul. Domaniewska 39A 02-672 Warszawa	N
6	Bank BPH SA	al. Pokoju 1 31-548 Kraków	T
7	Bank DnB NORD Polska SA	ul. Postępu 15C 02-676 Warszawa	T
8	Bank Gospodarki Żywnościowej SA	ul. Kasprzaka 10/16 01-211 Warszawa	T
9	Bank Gospodarstwa Krajowego	Al. Jerozolimskie 7 00-955 Warszawa	T
10	Bank Handlowy w Warszawie SA	ul. Senatorska 16 00-923 Warszawa	N
11	Bank Millennium SA	ul. Stanisława Żaryna 2A 02-593 Warszawa	N
12	Bank Ochrony Środowiska SA	al. Jana Pawła II 12 00-950 Warszawa	T
13	Bank of Tokyo-Mitsubishi UFJ (Polska) SA	ul. Emilii Plater 53 00-113 Warszawa	N
14	Bank Pocztowy SA	ul. Jagiellońska 17 85-959 Bydgoszcz	T
15	Bank Polska Kasa Opieki SA	ul. Grzybowska 53/57 00-950 Warszawa	N
16	Bank Zachodni WBK SA	Rynek 9/11 50-950 Wrocław	T
17	Banque PSA Finance SA Oddział w Polsce	pl. Bankowy 2 00-095 Warszawa	N
18	BNP PARIBAS BANK POLSKA SA	ul. Suwak 3 02-676 Warszawa	N
19	BNP PARIBAS SA Oddział w Polsce	ul. Suwak 3 00-676 Warszawa	N
20	BNP Paribas Securities Services SKA Oddział w Polsce	pl. Piłsudskiego 1 00-078 Warszawa	N
21	BRE Bank Hipoteczny SA	al. Armii Ludowej 26 00-609 Warszawa	T
22	BRE Bank SA	ul. Senatorska 18 00-950 Warszawa	T
23	Caixabank, S.A. (Spółka Akcyjna) Oddział w Polsce	ul. Prosta 51 00-838 Warszawa	T

Tabela B.1. c.d.

Lp.	Nazwa banku	Adres	Zwrot ankiety
24	Citibank Europe plc (Publiczna Spółka Akcyjna) Oddział w Polsce	ul. Chałubińskiego 8 00-613 Warszawa	N
25	Credit Suisse (Luxembourg) S.A. Spółka Akcyjna, Oddział w Polsce	Rondo ONZ 1 00-124 Warszawa	T
26	Credit Agricole Bank Polska SA	pl. Orłąt Lwowskich 1 53-605 Wrocław	T
27	Credit Agricole Corporate and Investment Bank SA Oddział w Polsce	Rondo ONZ 1 00-124 Warszawa	N
28	Danske Bank A/S SA Oddział w Polsce	ul. Emilii Plater 28 00-688 Warszawa	N
29	Deutsche Bank PBC SA	al. Armii Ludowej 26 00-609 Warszawa	N
30	Deutsche Bank Polska SA	al. Armii Ludowej 26 00-609 Warszawa	N
31	Dexia Kommunalkredit Bank Polska SA	ul. Sienna 39 00-121 Warszawa	N
32	DZ BANK Polska SA	pl. Piłsudskiego 3 00-078 Warszawa	N
33	Elavon Financial Services Limited (Spółka z ograniczoną odpowiedzialnością) Oddział w Polsce	ul. Puławska 17 02-515 Warszawa	N
34	Euro Bank SA	ul. Świętego Mikołaja 72 50-126 Wrocław	T
35	FCE Bank Polska SA	ul. Taśmowa 7 02-677 Warszawa	N
36	Fiat Bank Polska SA	al. Wyścigowa 6 02-681 Warszawa	N
37	FM Bank SA	ul. Solec 38 00-394 Warszawa	N
38	Get Bank SA	ul. Domaniewska 39 02-672 Warszawa	T
39	Getin Noble Bank SA	ul. Domaniewska 39B 02-675 Warszawa	N
40	HSBC Bank Polska SA	ul. Marszałkowska 89 00-693 Warszawa	N
41	Idea Bank SA	ul. Domaniewska 39 02-672 Warszawa	N
42	Ikano Bank GmbH (Sp. z o.o.) Oddział w Polsce	ul. Postępu 21B 02-676 Warszawa	N
43	ING Bank Śląski SA	ul. Sokolska 34 40-086 Katowice	T
44	INVEST - BANK SA	ul. Ostrobramska 77 04-175 Warszawa	T
45	J.P. Morgan Europe Limited Sp. z o.o. Oddział w Polsce	ul. Emilii Plater 53 00-113 Warszawa	N
46	Kredyt Bank SA	ul. Kasprzaka 2/8 01-211 Warszawa	T
47	Mercedes-Benz Bank Polska SA	ul. Gottlieba Daimlera 1 02-460 Warszawa	N
48	Meritum Bank ICB SA Bak Polska SA	ul. Chłopska 53 80-350 Gdańsk	N

Tabela B.1. c.d.

Lp.	Nazwa banku	Adres	Zwrot ankiety
49	NORDEA BANK POLSKA SA	ul. Kielecka 2 81-303 Gdynia	T
50	Nordea Bank AB SA Oddział w Polsce	al. Marszałka Edwarda Śmigłego- Rydza 20 93-281 Łódź	N
51	Nykredit Realkredit A/S SA - Oddział w Polsce	ul. Królewska 16 00-103 Warszawa	T
52	Pekao Bank Hipoteczny SA	ul. Domaniewska 39A 02-672 Warszawa	N
53	Polbank EFG SA	ul. Mokotowska 19 00-560 Warszawa	N
54	Polski Bank Przedsiębiorczości SA	ul. Domaniewska 39A 02-672 Warszawa	T
55	Powszechna Kasa Oszczędności Bank Polski SA	ul. Puławska 15 02-515 Warszawa	T
56	Rabobank Polska SA	al. Jana Pawła II 27 00-958 Warszawa	T
57	Raiffeisen Bank Polska SA	ul. Piękna 20 00-549 Warszawa	T
58	RBS Bank (Polska) SA	ul. 1 Sierpnia 8A 02-134 Warszawa	N
59	RCI Bank Polska SA	ul. Marynarska 13 02-674 Warszawa	N
60	Santander Consumer Bank SA	ul. Strzegomska 42c 53-611 Wrocław	T
61	SGB-Bank SA	ul. Szarych Szeregów 23A 60-462 Poznań	N
62	Skandinaviska Enskilda Banken AB (SA) - Oddział w Polsce	ul. Złota 59 00-120 Warszawa	T
63	Societe Generale SA Oddział w Polsce	ul. Marszałkowska 111 00-102 Warszawa	N
64	Svenska Handelsbanken AB SA Oddział w Polsce	ul. Hłżecka 26 02-135 Warszawa	T
65	Syigma Banque Societe Anonyme (SA) Oddział w Polsce	ul. Suwak 3 02-676 Warszawa	N
66	Toyota Bank Polska SA	ul. Postępu 18B 02-676 Warszawa	T
67	UBS Limited (spółka z ograniczoną odpowiedzialnością) Oddział w Polsce	Al. Ujazdowskie 51 00-536 Warszawa	T
68	VOLKSWAGEN BANK POLSKA SA	Rondo ONZ 1 00-124 Warszawa	N