

Materiały i Studia nr 323

Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce

Co wiemy w 2015 roku?

Mariusz Kapuściński, Andrzej Kocięcki, Halina Kowalczyk, Tomasz Łyziak,
Jan Przystupa, Ewa Stanisławska, Anna Sznajderska, Ewa Wróbel



Materiały i Studia nr 323

Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce

Co wiemy w 2015 roku?

**Mariusz Kapuściński, Andrzej Kocięcki, Halina Kowalczyk, Tomasz Łyziak,
Jan Przystupa, Ewa Stanisławska, Anna Sznajderska, Ewa Wróbel**

**Instytut Ekonomiczny
Warszawa, 2016 r.**

Podziękowania:

Raport przedstawia stanowisko jego autorów i nie powinien być interpretowany jako stanowisko Narodowego Banku Polskiego. Wyrażamy podziękowanie za zgłoszone uwagi Panom: Piotrowi Boguszewskiemu, Ryszardowi Kokoszczyńskiemu, Pawłowi Wyczańskiemu oraz uczestnikom seminarium naukowego zorganizowanego w NBP w dniu 16 grudnia 2015 r. Autorzy ponoszą pełną odpowiedzialność za błędy i uchybienia w raporcie.

Wydał:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
ul. Świętokrzyska 11/21
00-919 Warszawa
tel. +48 22 185 23 35
www.nbp.pl

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2016

Spis treści

Wstęp	10
Streszczenie	11
1. Teoria i strukturalne uwarunkowania mechanizmu transmisji polityki pieniężnej	19
1.1. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – teoria	19
1.2. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – uwarunkowania strukturalne	23
2. Ogólny kształt mechanizmu transmisji polityki pieniężnej	32
2.1. Analiza z wykorzystaniem modeli typu (S)VAR	32
2.2. Symulacje mechanizmu transmisji polityki pieniężnej na modelach strukturalnych	45
2.3. Cykliczne własności mechanizmu transmisji w modelu QMOTR	52
3. Funkcjonowanie kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej	64
3.1. Kanał stopy procentowej	64
3.2. Kanał kursu walutowego	94
3.3. Kanał kredytowy	104
3.4. Znaczenie oczekiwań inflacyjnych w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej	115
3.5. Ocena efektywności wybranych kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej	135
Podsumowanie	137
Literatura przywołana	139
Aneks 1	145
Kwartalny Model Transmisji Monetarnej – Quarterly Model of (Monetary) Transmission, QMOTR 2	145
Mały Model Transmisji (Monetarnej), wersja 2.1 (MMT 2.1)	152
Aneks 2	159

Spis tabel

Tabela 1. Czynniki wpływające na działanie kanału stopy procentowej	30
Tabela 2. Czynniki wpływające na działanie kanału kursu walutowego	31
Tabela 3. Czynniki wpływające na działanie kanału kredytowego	31
Tabela 4. Czynniki wpływające na działanie kanału cen aktywów	31
Tabela 5. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – synteza wyników z modeli MMT 2.1 i QMOTR	49
Tabela 6. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – synteza wyników uzyskanych z modeli MMT 2.1 i MMT 2.0 (Kapuściński et al., 2012)	51
Tabela 7. Skumulowane zmiany wybranych stop procentowych w okresach zacieśnienia i luzowania polityki pieniężnej (obliczenia dla danych miesięcznych)	67
Tabela 8. Wyniki estymacji – modele korekty błędem dla stop rynku międzybankowego	67
Tabela 9. Struktura terminowych depozytów złotych gospodarstw domowych i przedsiębiorstw (nowe umowy)	69
Tabela 10. Struktura rodzajowa kredytów złotych gospodarstw domowych i przedsiębiorstw (nowe umowy)	70
Tabela 11. Oszacowania mnożników długookresowych transmisji stop rynku pieniężnej do stop depozytowych i kredytowych, 2005:01-2015:08, dane zagregowane	77
Tabela 12. Składowe ważonego kosztu finansowania	79
Tabela 13. Oszacowania modeli korekty błędem transmisji stopy WIBOR 3M i kosztu finansowania banków do stop kredytowych, 2005:01-2015:03 (dane indywidualne)	82
Tabela 14. Wyniki estymacji – modele korekty błędem dla rentowności obligacji rządowych	85
Tabela 15. Wyniki estymacji – modele regresji liniowej dla cen aktywów finansowych	88
Tabela 16. Dekompozycja wariancji nominalnego efektywnego kursu złotego (NER), w %	98
Tabela 17. Dekompozycja wariancji luki popytowej, wolumenu eksportu oraz wolumenu importu (w %)	101
Tabela 18. Efekt pass-through	102
Tabela 19. Asymetria efektu pass-through w cyklu koniunkturalnym, przybliżanym przez lukę popytową (y)	103
Tabela 20. Czasowa dekompozycja efektu pass-through	103
Tabela 21. Oszacowania współczynników funkcji popytu i podaży kredytów złotych, 1999:Q2-2015:Q1	111

Tabela 22. Wyniki estymacji – modele fixed effects dla akcji kredytowej	113
Tabela 23. Krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne w Polsce, 2001-2015	117
Tabela 24. Błędy oczekiwań inflacyjnych w Polsce	125
Tabela 25. Czynniki wpływające na oczekiwania inflacyjne w Polsce, prosty model hybrydowy	126
Tabela 26. Stopień antycypacyjności w głównych zależnościach modelu QMOTR	130
Tabela 27. Obserwowana inflacja a indywidualne prognozy centralne – porównanie statystyczne	131

Spis rysunków

Rysunek 1. Strukturalne uwarunkowania mechanizmu transmisji polityki pieniężnej	26
Rysunek 2. Funkcje reakcji na szok polityki pieniężnej (wzrost stopy procentowej) otrzymany z de-kompozycji pozwalającej na jednoczesne reagowanie kursu walutowego i stopy procentowej (panel lewy) oraz standardowa dekompozycja Choleskiego (panel prawy), modele z 1 opóźnieniem	34
Rysunek 3. Funkcje reakcji na szok kursu walutowego (aprecjacja) otrzymany z dekompozycji pozwalającej na jednoczesne reagowanie kursu walutowego i stopy procentowej (panel lewy) oraz standardowa dekompozycja Choleskiego (panel prawy), modele z 1 opóźnieniem	35
Rysunek 4. Funkcje reakcji na szok stopy procentowej (lewy panel) i aprecjacji realnego kursu walutowego (prawy panel): reakcja inwestycji prywatnych, konsumpcji indywidualnej i PKB, próba 2002.1-2015.2, dekompozycja Choleskiego, model z 2 opóźnieniami	35
Rysunek 5. Wybrane funkcje reakcji na szok popytu krajowego (panel lewy) i szok cenowy (panel prawy), dekompozycja w której kurs walutowy i stopa procentowa mogą reagować jednocześnie	36
Rysunek 6. Funkcje reakcji na szok polityki pieniężnej (wzrost stopy procentowej) otrzymany z de-kompozycji pozwalającej na jednoczesne reagowanie kursu walutowego i stopy procentowej (panel lewy) oraz standardowa dekompozycja Choleskiego (panel prawy)	37
Rysunek 7. Funkcje reakcji na szok kursu walutowego (aprecjacja) otrzymany z dekompozycji pozwalającej na jednoczesne reagowanie kursu walutowego i stopy procentowej (panel lewy) oraz standardowa dekompozycja Choleskiego (panel prawy)	38
Rysunek 8. Funkcje reakcji produkcji przemysłowej i CPI na szok wybranych kredytów złotych	39
Rysunek 9. Funkcje reakcji wskaźnika ufności konsumentów (BWUK) na szok stopy procentowej (WIBOR 3M), dekompozycja Choleskiego na danych kwartalnych (lewy panel) oraz sprzedaży detalicznej towarów i usług, stopy bezrobocia i cen aktywów finansowych (WIG) na szok stopy procentowej (WIBOR 1M), dekompozycja Choleskiego na danych miesięcznych (prawy panel)	40
Rysunek 10. Funkcje odpowiedzi na szok polityki pieniężnej (zacieśnienie) otrzymane przy założeniu wyłącznie restrykcji na znaki pewnych funkcji odpowiedzi	43
Rysunek 11. Funkcje odpowiedzi na szok polityki pieniężnej (zacieśnienie) otrzymane przy założeniu restrykcji na znaki pewnych funkcji odpowiedzi i na znaki współczynników w regule polityki pieniężnej	44
Rysunek 12. Funkcje reakcji PKB, cen i stopy procentowej na zagraniczny (strefa euro) szok stopy procentowej EURIBOR 3M	44
Rysunek 13. Inflacja CPI i HICP ogółem (lewy panel) oraz inflacja bazowa CPI i HICP z wyłączeniem cen żywności i energii (prawy panel)	46

Rysunek 14. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – wyniki uzyskane z modeli MMT 2.1 i QMOTR 2	48
Rysunek 15. Siła poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji przy założeniu, że zmienna kredytowa w krzywej IS reprezentuje efekty podaży kredytu	50
Rysunek 16. Siła poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji przy założeniu, że zmienna kredytowa w krzywej IS reprezentuje efekty podaży kredytu i popytu na kredyt	50
Rysunek 17. Umowny przebieg luki popytowej i wizualizacja okresów cyklu koniunkturalnego uwzględnionych przy estymacji modeli QMOTR	53
Rysunek 18. Zaburzenie krajowej stopy procentowej (WIBOR 3M) o 1 pkt proc.	54
Rysunek 19. Reakcja tempa wzrostu nominalnego efektywnego kursu walutowego (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc. (wzrost – aprecjacja)	55
Rysunek 20. Reakcja luki popytowej na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.	56
Rysunek 21. Reakcja tempa wzrostu PKB (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.	56
Rysunek 22. Reakcja inflacji HICP (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.	57
Rysunek 23. Reakcja tempa wzrostu wolumenu eksportu (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.	58
Rysunek 24. Reakcja tempa wzrostu wolumenu importu (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.	58
Rysunek 25. Reakcja luki eksportu netto na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.	59
Rysunek 26. Odchylenie kursu od kursu równowagi w odpowiedzi na zaburzenie krajowej stopy procentowej (w %)	60
Rysunek 27. Zaburzenie tempa wzrostu nominalnego efektywnego kursu walutowego (wzrost – aprecjacja) o 1 pkt proc.	61
Rysunek 28. Reakcja luki popytowej na zaburzenie kursu walutowego, w pkt. proc.	62
Rysunek 29. Reakcja tempa wzrostu PKB (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie kursu walutowego, w pkt. proc.	62
Rysunek 30. Reakcja inflacji bazowej HICP (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie kursu walutowego, w pkt. proc.	63
Rysunek 31. Transmisja na rynku pieniężnej	65
Rysunek 32. Skumulowane zmiany oprocentowania depozytów gospodarstw domowych i przedsiębiorstw w okresach zacieśniania i luzowania polityki pieniężnej	71

Rysunek 33. Skumulowane zmiany oprocentowania kredytów dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw w okresach zacieśniania i luzowania polityki pieniężnej	71
Rysunek 34. Spread między stopą WIBOR 3M a (i) średnim ważonym oprocentowaniem nowych kredytów i depozytów (stopa detaliczna-WIBOR 3M), panel lewy górny, (ii) średnim ważonym oprocentowaniem nowych depozytów terminowych, panel prawy górny, (iii) średnim ważonym oprocentowaniem rodzajów nowych kredytów, panel lewy dolny. (iv) różnica średniego „cennikowego” oprocentowania kredytów konsumpcyjnych i średniego „rzeczywistego” oprocentowania kredytów konsumpcyjnych, panel prawy dolny	73
Rysunek 35. Dekompozycja spreadów stóp kredytowych	74
Rysunek 36. Średnie wagi (w procentach) spreadów w trzech podokresach – (1) 2005.01-2007.06, (2) 2007.07-2010.12, (3) 2011.01-2015.08	75
Rysunek 37. Współczynniki dostosowania długookresowego stóp depozytowych i kredytowych w trzech podokresach: 2005:01-2008:08, 2008:09-2013:07, 2008:09-2015:03	78
Rysunek 38. Spread między kosztem finansowania banków a stopą referencyjną i stopą WIBOR 3M	80
Rysunek 39. Spread między oprocentowaniem kredytów detalicznych a kosztem finansowania banków lub stopą rynku międzybankowego	81
Rysunek 40. Statystyki RMSE prognoz oprocentowania kredytów detalicznych (dla indywidualnych banków) z modeli ze stopą rynku pieniężnej i kosztem finansowania na okres 2008:09-2015:03	83
Rysunek 41. Rentowność 5-letnich obligacji rządowych, WIBOR 1Y i IRS 5Y 79	
Rysunek 42. Czynniki po rotacji	84
Rysunek 43. Rolowane oszacowania parametrów i wartości p (test t Studenta) z modelu dla kursu walutowego	89
Rysunek 44. Funkcje reakcji kredytów złotych dla przedsiębiorstw i gospodarstw domowych (w ujęciu nominalnym) na (dodatni) szok stopy procentowej	92
Rysunek 45. Funkcje reakcji kredytów na impulsy zagranicznej stopy procentowej i stopy WIBOR	93
Rysunek 46. Funkcje reakcji kredytów na impuls spreadu pomiędzy stopą WIBOR a zagraniczną stopą procentową	94
Rysunek 47. Wpływ wzrostu krajowej i zewnętrznej stopy procentowej o 1 pkt proc. na nominalny efektywny kurs złotego (NER); aprecjacja = wzrost	97
Rysunek 48. Reakcja nominalnego efektywnego kursu złotego (NER) na zmiany dysparytetu stóp procentowych	97
Rysunek 49. Reakcja nominalnego efektywnego kursu złotego (NER) na wzrost luki popytowej o 1 pkt. proc. w fazie ożywienia i okresie rozkwitu (aprecjacja = wzrost; ,I 2 0,2)	98

Rysunek 50. Reakcja nominalnego efektywnego kursu złotego (NER) na spadek luki popytowej o 1 pkt. proc. w fazie recesji i okresie kryzysu (aprecjacja = wzrost; ,r <0,2)	98
Rysunek 51. Wpływ 1% aprecjacji nominalnego efektywnego kursu złotego na lukę popytową, tempo wzrostu wolumenu eksportu i importu (q/q = kwartał bieżący do poprzedniego kwartału, annualizowany)	100
Rysunek 52. Wpływ 1% aprecjacji nominalnego efektywnego kursu złotego na tempo wzrostu PKB, wolumenu eksportu i importu (q/q = kwartał bieżący do poprzedniego kwartału, annualizowany)	100
Rysunek 53. Funkcje odpowiedzi na szok polityki pieniężnej (zacieśnienie polityki)	106
Rysunek 54. Funkcje odpowiedzi na szok popytu na kredyt	106
Rysunek 55. Funkcje odpowiedzi na szok podaży kredytu	107
Rysunek 56. Odpowiedzi na impuls polityki pieniężnej – modele PVAR	114
Rysunek 57. Reakcja kredytów na szok polityki pieniężnej	115
Rysunek 58. Krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne w Polsce, 2001-2015	118
Rysunek 59. Błędy prognoz kontrfaktycznych uzyskiwanych z różnych wersji modelu MMPP w różnych horyzontach prognostycznych	119
Rysunek 60. Błędy prognoz kontrfaktycznych uzyskiwanych z różnych wersji modelu MMPP w różnych horyzontach prognostycznych	120
Rysunek 61. Dekompozycja oczekiwań inflacyjnych konsumentów	128
Rysunek 62. Dekompozycja oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw	128
Rysunek 63. Dekompozycja oczekiwań inflacyjnych analityków sektora finansowego	129
Rysunek 64. Zależność prognoz inflacji o różnych horyzontach od inflacji bieżącej	131
Rysunek 65. Prawdopodobieństwo pasma dopuszczalnych wahań wokół celu inflacyjnego jako informacja o stopniu zakotwiczenia	132
Rysunek 66. Odległości (w sensie dystrybuant) zagregowanych prognoz probabilistycznych od celu inflacyjnego, inflacji bieżącej i projekcji centralnej NBP w kolejnych edycjach AM na tle CP	133
Rysunek 67. Odległości prognoz probabilistycznych z AM NBP od celu inflacyjnego NBP, projekcji NBP i inflacji w danym kwartale	134
Rysunek 68. Efektywność głównych ciągów zależności transmisji monetarnej w Polsce	136

Wstęp

„Unduly pessimistic view of what monetary policy can accomplish has been a more important source of policy errors and poor outcomes over the history of the Federal Reserve [than overinflated belief in the power of monetary policy].

Central bankers should have a balance of humility and hubris. They need a sound knowledge of both the limitations and the powers of monetary policy. That is, the most important characteristic to look for in central bankers is not their inherent optimism or pessimism about the effectiveness of monetary policy, but rather their understanding of how the economy works and the possible contributions of policy.”

(Romer and Romer, 2013)

Romer i Romer (2013) pokazują, że niedostateczne przekonanie władz monetarnych co do możliwości oddziaływania na gospodarkę instrumentami polityki pieniężnej było przyczyną szeregu błędów Systemu Rezerwy Federalnej w ubiegłym wieku – w latach trzydziestych i siedemdziesiątych. Ślady podobnego pesymizmu autorzy odnajdują w wypowiedziach amerykańskich bankowców centralnych w pierwszych latach po wybuchu globalnego kryzysu finansowego. Stawiają tezę, że przekonanie o ograniczonej możliwości oddziaływania polityki pieniężnej na gospodarkę bądź obawy przed kosztami tej polityki ograniczały odpowiedź Systemu Rezerwy Federalnej na słabnącą koniunkturę.

Do błędów w polityce pieniężnej może prowadzić zarówno przecenianie, jak i niedoceniecie jej efektów. Dlatego istotnym obszarem badań i analiz współczesnych banków centralnych jest mechanizm transmisji polityki pieniężnej, czyli złożony zestaw zależności, przez które polityka pieniężna oddziałuje na koniunkturę gospodarczą i inflację.

Kolejna, trzecia już, edycja raportu nt. mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce ma na celu, podobnie jak edycje poprzednie (Demchuk *et al.*, 2012; Kapuściński *et al.*, 2014), przeanalizowanie najważniejszych związków makroekonomicznych, przez które bank centralny może realizować cele polityki pieniężnej. Wbrew wyrażanemu czasem przekonaniu o istotnym osłabieniu w ostatnim okresie oddziaływania na gospodarkę podstawowego instrumentu polityki pieniężnej Narodowego Banku Polskiego, tj. krótkoterminowej stopy procentowej, pokazujemy, że choć pod wpływem zmian strukturalnych, cyklicznych, czy jednorazowych zaburzeń zmienia się relatywne znaczenie kanałów tego oddziaływania, wpływ polityki pieniężnej na gospodarkę pozostaje w miarę stabilny. Tak więc, odwołując się do obserwacji Romer i Romer (2013), wydaje się nam, że przy ocenianiu wpływu polityki pieniężnej na polską gospodarkę nadmierny pesymizm nie znajduje uzasadnienia.

Streszczenie

Od 2011 r. Biuro Badań Instytutu Ekonomicznego NBP opracowuje raport na temat funkcjonowania mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Celem raportu jest zebranie wyników najnowszych prac badawczych dotyczących tej problematyki i przedstawienie tych wyników w sposób nietechniczny, umożliwiając ich praktyczne wykorzystanie w analizach polityki pieniężnej. Choć badanie mechanizmu transmisji odbywa się w ramach paradygmatu nowej szkoły keynesistowskiej, jej dorobek teoretyczny – zgodnie z terminologią Mayera (1996) – traktujemy raczej w kategorii *teorii empiryczno-naukowej*, aniżeli *teorii formalistycznej*. Cechą wspólną badań prezentowanych w raporcie jest więc ich empiryczny charakter i dążenie do tego, by w jak największym stopniu odpowiedzieć na pytanie o znaczenie polityki pieniężnej dla kształtowania się agregatów makroekonomicznych w Polsce.



W poprzednim raporcie z tej serii (Kapuściński *et al.*, 2014) pokazaliśmy, że zmiany mechanizmu transmisji – odnoszące się zarówno do kompozycji kanałów efektywnej transmisji, jak też do ogólnej siły tego mechanizmu – mają różnorodną naturę. Z jednej strony, są one związane z trendami cechującymi strukturę polskiej gospodarki, takimi jak wzrost skali pośrednictwa finansowego czy wzrost otwartości gospodarki. Z drugiej strony, zmiany te wynikają z własności cyklicznych mechanizmu transmisji polityki pieniężnej i asymetrii występujących na jego niektórych etapach. Kolejną przyczyną zmian modelowych oszacowań mechanizmu transmisji są jednorazowe zaburzenia – związane np. z globalnym kryzysem finansowym.

Wskazywaliśmy wówczas na dwa istotne wnioski dotyczące mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Po pierwsze, odnotowaliśmy silne obniżenie wpływu zmian kursu na ceny konsumpcyjne (CPI), prowadzące do osłabienia relatywnej siły i efektywności kanału kursu walutowego. Uznawaliśmy, że osłabienie kursowego *pass-through* ma w dużej części charakter strukturalny, odzwierciedlając zmiany w procesie produkcyjnym związane z rosnącym udziałem w produkcji przedsiębiorstw międzynarodowych. Po drugie, wskazywaliśmy, że pomimo osłabienia kanału kursowego, reakcja inflacji na zmiany stóp banku centralnego pozostaje relatywnie silna. Efekt ten tłumaczyliśmy zmianą kompozycji kanałów transmisji – choć z jednej strony odnotowaliśmy osłabienie kanału kursowego, z drugiej strony wskazywaliśmy na szybsze i nieco silniejsze niż w przeszłości oddziaływanie zaburzeń popytowych na ceny oraz na zwiększony stopień antycypacyjności w gospodarce.

W niniejszym raporcie, na podstawie nowych danych oraz rozszerzonych metod ich analizy, staramy się zweryfikować zasadność powyższych konkluzji.

Nowym uwarunkowaniem, które znalazło odzwierciedlenie w zawartości raportu, są zjawiska deflacyjne, obserwowane w polskiej gospodarce od połowy 2014 r. Środowisko niskiej i ujemnej inflacji rodzi pytanie o stopień zakotwiczenia oczekiwań inflacyjnych, a także o wpływ oczekiwań inflacyjnych na procesy gospodarcze i ich rolę w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej.

■

W naszych analizach wykorzystujemy szereg narzędzi modelowych. Zgodnie z tendencjami obserwowanymi w literaturze empirycznej, istotnym narzędziem wnioskowania o całościowych cechach mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce, jak też o jego wybranych kanałach i ich efektywności, są strukturalne modele wektorowej autoregresji (SVAR). W badaniu siły i opóźnień mechanizmu transmisji oraz dróg oddziaływania banku centralnego na gospodarkę wykorzystujemy też klasyczne modele strukturalne, tj. nową wersję małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji (MMT 2.1) oraz dostosowany do specyfiki polskiej gospodarki model typu *Global Projection Model* – QMOTR. W badaniu poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji posługujemy się narzędziami dostosowanymi do pytań badawczych, które stawiamy. W bieżącej wersji raportu kładziemy też większy nacisk na interpretowanie danych indywidualnych.

■

Prezentację wyników modelowych poprzedzamy oceną cech strukturalnych polskiej gospodarki, mających potencjalne znaczenie dla funkcjonowania mechanizmu transmisji polityki pieniężnej i jego poszczególnych kanałów. Poświęcona jest temu pierwsza część raportu.

Badania międzynarodowe prowadzone na dużych grupach gospodarek pokazują, że wśród czynników różnicujących reakcję gospodarki na zmiany instrumentów polityki pieniężnej najważniejszą rolę odgrywają: stopień rozwoju finansowego i otwartości gospodarki, konkurencja w sektorze bankowym, sztywności na rynku pracy oraz struktura produkcji (udział produkcji dóbr w wartości dodanej). Ocena potencjalnego znaczenia tych czynników dla kształtu mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce wskazuje, że relatywnie niski (w porównaniu ze strefą euro) stopień rozwoju systemu pośrednictwa finansowego w Polsce oraz niższa otwartość polskiej gospodarki mogą oznaczać mniejszą reakcję cen i produkcji na zmiany stóp procentowych. O ile pierwszy z wymienionych czynników powinien powodować mniejsze opóźnienia mechanizmu transmisji polityki pieniężnej, o tyle drugi może przyczyniać się do ich wydłużania. Biorąc pod uwagę strukturę produkcji wydaje się, że udział sektorów produkujących dobra w wartości dodanej w Polsce, przewyższający analogiczny udział w strefie euro, powinien z kolei wzmacniać efekty oddziaływania polskiej polityki pieniężnej. Z kolei niższe sztywności cen i płac powinny wzmacniać siłę reakcji inflacji na impulsy polityki pieniężnej, zmniejszać natomiast skutki tej polityki dla koniunktury gospodarczej.

Przyjmując perspektywę dynamiczną, obserwujemy stopniowy rozwój systemu finansowego oraz wzrost otwartości gospodarki, co powinno skutkować tendencją stopniowego wzmacniania mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Należy jednak pamiętać, że konkluzja ta jest formułowana przy założeniu innych warunków niezmiennych (*ceteris paribus*). W odniesieniu do wpływu otwartości gospodarki na mechanizm transmisji istnieją jednak równocześnie czynniki niwelujące wpływ kursu walutowego na aktywność gospodarczą i ceny. Wymienić wśród nich należy rosnący udział Polski w globalnych łańcuchach produkcji (GVC – *global value chains*), jak również spadek poziomu i zmienności inflacji, w szczególności w stosunku do okresu dezinflacji.



W drugiej części raportu dokonujemy oceny zasadniczych cech mechanizmu transmisji polityki pieniężnej.

Na wstępie, wykorzystując modele wektorowej autoregresji przedstawiamy fakty stylizowane mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Obraz uzyskany z tych narzędzi, niezależnie od ich specyfikacji, jest dość jednoznaczny.

- Egzogeniczne zaburzenia stopy procentowej wpływają w statystycznie istotny sposób na wolumen kredytów, miary aktywności gospodarczej (PKB, konsumpcja, inwestycje, produkcja przemysłowa) i na poziom cen. Zaburzenia te wyjaśniają porównywalną część zmienności błędów prognoz produkcji przemysłowej i cen, jak w gospodarkach dojrzałych.
- Szok aprecjacyjny kursu walutowego ma przejściowy negatywny wpływ na PKB poprzez spowolnienie eksportu. W dłuższym horyzoncie jednak mamy do czynienia z dodatnim wpływem aprecjacji na sferę realną ze względu na jednoczesny spadek krótkoterminowej stopy procentowej. Wpływ zaburzeń kursu walutowego na ceny jest niski.

Identyfikacji siły i opóźnień mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce dokonujemy z wykorzystaniem modeli strukturalnych MMT 2.1 i QMOTR 2, zbudowanych w paradygmacie szkoły nowokeynesistowskiej. Transmisję oceniamy w sposób syntetyczny, biorąc pod uwagę maksymalną reakcję dynamik rocznych aktywności gospodarczej i inflacji na zmianę krótkoterminowej stopy procentowej. Warto zauważyć, że reakcje te są warunkowane nie tylko cechami konstrukcyjnymi wykorzystywanych modeli, ale także charakterem impulsu polityki pieniężnej (tj. okresem, na który zmienia się stopa procentowa), postacią reguły polityki pieniężnej oraz typem analizowanych wskaźników aktywności gospodarczej i inflacji (poziom, dynamiki kwartalne, dynamiki roczne).

- Po wzroście stopy procentowej rynku pieniężnego o 1 pkt proc. na okres jednego kwartału, roczna dynamika PKB ulega spowolnieniu maksymalnie o ok. 0,1-0,2 pkt. proc. W modelu QMOTR reakcja aktywności gospodarczej na impuls polityki pieniężnej jest mniejsza niż w przypadku modelu MMT, następuje też z mniejszym opóźnieniem. Skutkiem zaostrzenia polityki pieniężnej jest też spadek rocznej dynamiki cen. Inflacja bazowa z wyłączeniem cen żywności i energii obniża się maksymalnie o ok. 0,35 pkt. proc. Spadek ten jest porównywalny w obu modelach.
- Analiza cyklicznych cech mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce, przeprowadzona z wykorzystaniem modelu QMOTR, wskazuje, że w fazie ożywienia reakcja inflacji na zmiany krótkoterminowych stóp procentowych jest silniejsza i szybsza niż w fazie recesji. Częściowo może to być związane z różnicami cyklicznymi w funkcji reakcji banku centralnego – w okresach recesji mamy bowiem do czynienia z wyższym współczynnikiem wygładzania stóp procentowych niż w okresach ożywienia.
- Zgodnie z dodatkowymi symulacjami przeprowadzonymi z wykorzystaniem modelu MMT, maksymalna reakcja rocznej dynamiki cen na wzrost stopy procentowej rynku pieniężnego o 1 pkt proc. na okres czterech kwartałów wynosi ok. -0,6 pkt. proc. i następuje w szóstym kwartale po tym impulsie. Wydłużony okres impulsu stopy procentowej pozwala lepiej rozgranicyć efekty różnych kanałów

transmisji reprezentowanych w modelu. Próba takiej dekompozycji pokazuje, że maksymalna reakcja rocznej dynamiki cen jest powodowana w ok. 70% efektami kanału stopy procentowej i kanału kredytowego, zaś w ok. 30% – efektami kanału kursu walutowego. Niezależnie od przyjętego sposobu dekompozycji, w horyzoncie najsilniejszej transmisji siła kanału stopy procentowej jest większa niż kanału kredytowego.



Trzecia część raportu przedstawia wybrane wyniki badań nad funkcjonowaniem poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej.

Główne konkluzje dotyczące transmisji między stopą referencyjną NBP, stopami rynku pieniężnego i stopami detalicznymi w bankach komercyjnych są następujące:

- Po zaburzeniach z okresu ostrej fazy globalnego kryzysu finansowego, transmisja decyzji polityki pieniężnej do rynku międzybankowego uległa wyraźnej poprawie. Stopy rynku pieniężnego dobrze i szybko dostosowują się do decyzji polityki pieniężnej, a *spready* między nimi i stopą referencyjną NBP pozostają na poziomach bliskich zeru. Na poziom najkrótszych stóp rynku pieniężnego istotny wpływ wywiera nie tylko stopa referencyjna NBP, ale również sposób zarządzania płynnością przez NBP.
- *Spready* między stopami oprocentowania depozytów i stopą WIBOR 3M pozostają na poziomie podwyższonym w stosunku do okresu przedkryzysowego, przy czym dotyczy to zwłaszcza depozytów o okresie wymagalności powyżej 6 miesięcy. *Spready* kredytowe, zwłaszcza w przypadku kredytów dla przedsiębiorstw, są znacznie bliższe poziomowi obserwowanego przed kryzysem.
- Dekomponując *spready* kredytowe można zauważyć, że czynniki na nie wpływające były różne w okresie przedkryzysowym (do połowy 2007 r.), w okresie kryzysu finansowego (od połowy 2007 r. do końca 2010 r.) i od 2011 r., kiedy kryzys finansowy przekształcił się w kryzys zadłużeniowy. Polityka pieniężna, polegająca na utrzymywaniu wysokiej płynności, we wszystkich tych okresach, a zwłaszcza w okresie kryzysu finansowego, przyczyniała się do obniżania *spreadów*. W okresie kryzysu finansowego do istotnego wzrostu *spreadów* przyczynił się z kolei silny wzrost ryzyka związanego z finansowaniem zadłużenia Skarbu Państwa. Z kolei czynnikiem, który w największym stopniu odpowiada za kształtowanie się *spreadów* kredytowych w ostatnim okresie jest postrzegane przez banki ryzyko kredytowe, związane z prowadzeniem działalności gospodarczej.
- Inna interpretacja kształtowania się stóp oprocentowania kredytów wskazuje na znaczenie wzrostu kosztu finansowania banków. Do wybuchu kryzysu finansowego skonstruowany przez nas wskaźnik kosztu finansowania banków, będący średnią ważoną poszczególnych kategorii zobowiązań banków przemnożonych przez odpowiadające im stopy procentowe, pozostawał w stałej relacji do stopy referencyjnej NBP. Na przełomie 2008 r. i 2009 r., wskutek wzrostu oprocentowania depozytów detalicznych, stanowiących najważniejsze źródło finansowania banków, różnica między kosztem finansowania banków i stopą referencyjną NBP gwałtownie wzrosła, a następnie zaczęła stopniowo się obniżać. Pozostaje ona nadal powyżej poziomu sprzed wybuchu kryzysu finansowego. Podobnie kształtowała się różnica między kosztem finansowania banków a stopą rynku międzybankowego WIBOR 3M, co wskazuje, iż w okresie po upadku Lehman Brothers stopa rynku pieniężnego przestała być dobrym przybliżeniem krańcowego kosztu finansowania banków. Analizując kształtowanie się stóp

oprocentowania kredytów z tego punktu widzenia zauważamy, że o ile w okresie kryzysowym wyraźnie wzrosły *spready* kredytowe w stosunku do stopy WIBOR 3M, o tyle *spready* liczone względem kosztu finansowania banków pozostały względnie stabilne. Sugeruje to, zgodnie zresztą z wynikami podobnej analizy dla strefy euro (Illes *et al.*, 2015), że polityka ustalania oprocentowania kredytów przez banki nie zmieniła się aż tak istotnie, jak wynikałoby to z analizy *spreadów* oprocentowania kredytów liczonych względem stóp rynku pieniężnego.

- Zmiany krótkoterminowych stóp procentowych rynku pieniężnego przenoszą się w pełni na średnie oprocentowanie depozytów gospodarstw domowych, przy czym najsilniej dostosowują się depozyty o terminie wymagalności od 1 do 3 miesięcy (efekt kryzysu finansowego – banki poszukiwały wówczas płynności o takim właśnie terminie). W przypadku depozytów przedsiębiorstw, dostosowanie ich oprocentowania do zmian stóp rynku pieniężnego nie jest pełne. Z kolei oprocentowanie kredytów ogółem, zarówno dla gospodarstw domowych, jak i przedsiębiorstw, dostosowuje się w pełni do zmiany stóp rynkowych. Wpływ zmiennej zero-jedynkowej, pokazującej wpływ kryzysu finansowego na koszt kredytu, jest wyraźnie większy w przypadku gospodarstw domowych niż przedsiębiorstw. Maleje on jednak w czasie, odzwierciedlając stopniowe absorbowanie się zaburzeń kryzysowych.

Oprócz analizy wpływu krótkoterminowych stóp procentowych rynku pieniężnego na oprocentowanie depozytów i kredytów, przeprowadziliśmy również badania wpływu polityki pieniężnej na rentowności obligacji skarbowych i ceny akcji:

- Niezależnie od terminu zapadalności, pomiędzy rentownościami obligacji skarbowych i roczną stopą rynku pieniężnego (WIBOR 1Y) – uwzględnioną tu zamiast stopy krótszej (WIBOR 3M), celem zobrazowania efektów zarówno bieżącej polityki pieniężnej, jak też komunikacji banku centralnego – istnieją zależności długookresowe. Są one tym silniejsze, im krótszy jest termin do zapadalności obligacji.
- Wpływ bieżącej polityki pieniężnej i komunikacji banku centralnego na rentowności obligacji skarbowych został również potwierdzony na danych o wyższej częstotliwości, w ramach analizy przeprowadzanej w 2-dniowych oknach obejmujących posiedzenia decyzyjne Rady Polityki Pieniężnej. Rentowności obligacji skarbowych wzrastają po bieżącym lub oczekiwanym przyszłym zacieśnieniu polityki pieniężnej. O ile w przypadku rentowności obligacji skarbowych oba czynniki mają porównywalny wpływ, o tyle dla kształtowania się cen akcji znacznie istotniejsza okazuje się komunikacja przyszłych decyzji polityki pieniężnej.

Potwierdzeniem istotnej roli komunikacji banku centralnego jest ocena skutków bezpośredniego sygnalizowania przyszłej polityki pieniężnej – tzw. *forward guidance* – stosowanego przez Radę Polityki Pieniężnej od września 2013 r. do czerwca 2014 r. W świetle przedstawionych wyników wydaje się, że wykorzystanie tego narzędzia było skuteczne w oddziaływaniu na ścieżkę oczekiwań dotyczących przyszłych stóp procentowych, przyczyniając się również do stabilizacji tych oczekiwań (m.in. ich mniejszej wrażliwości na tzw. niespodzianki makroekonomiczne).



Analizując dostosowanie kredytów do zmian krótkoterminowych stóp procentowych, obejmujące zarówno efekty popytu na kredyty i podaży kredytu (funkcjonowanie kanału kredytowego mechanizmu transmisji), zauważamy następujące prawidłowości:

- W okresie po wybuchu kryzysu finansowego znaczenie zaburzeń kredytu w wyjaśnianiu produkcji przemysłowej istotnie wzrosło. Jednocześnie wyraźnie wzrosło też znaczenie zaburzeń polityki pieniężnej dla kształtowania się wolumenu kredytu.
- Egzogeniczne szoki podaży kredytu, powstałe w wyniku zmiany preferencji banków do udzielania kredytów, np. w związku ze zmianą podejścia do ryzyka (tzw. kanał podejmowanego ryzyka, *risk-taking channel*), okazują się mieć istotne skutki makroekonomiczne, wyjaśniając stosunkowo dużą część wariacji kredytu. Silna reakcja kredytu dla przedsiębiorstw indywidualnych (mikroprzedsiębiorstw), którym banki przypisują zapewne wyższy poziom ryzyka, na zmiany krótkoterminowej stopy procentowej, jak również wyodrębnienie z danych o kredycie nieobserwowalnych funkcji podaży kredytu i popytu na kredyt sugerują funkcjonowanie kanału kredytowego.
- W bezpośredniej identyfikacji efektów kanału kredytów bankowych posługujemy się jego nową koncepcją teoretyczną (Disyatat, 2010), zgodnie z którą zmiany stóp procentowych banku centralnego wpływają na siłę bilansów banków komercyjnych (udział kredytów z utratą wartości, rentowność i bufor kapitałowy), a poprzez nie – na podaż kredytów bankowych. Badania na danych indywidualnych wskazują, że wzrost stóp procentowych podnosi udział kredytów z utratą wartości, a obniża rentowność i bufor kapitałowy banków. Interakcja ta zwiększa reakcję kredytów na zaburzenie polityki pieniężnej. Tym samym, kanał kredytów bankowych wzmacnia efekty polityki pieniężnej w Polsce.



Wyniki najnowszych badań kanału kursu walutowego potwierdzają nasze wcześniejsze obserwacje o istotnych zmianach jego funkcjonowania w ostatnich latach i spadku jego relatywnej wagi w mechanizmie transmisji impulsów polityki pieniężnej w Polsce:

- Na kształtowanie się nominalnego efektywnego kursu walutowego bardzo istotny wpływ wywierają oczekiwania co do jego kształtowania się w przyszłości, jak również premia za ryzyko, przybliżana wielkością luki popytowej. Dysparytet stóp procentowych, choć statystycznie istotny i relatywnie stabilny w czasie, ma mniejszą rolę w objaśnianiu kursu złotego. Reakcja kursu na zmiany dysparytetu jest nieznacznie silniejsza w okresach słabej koniunktury aniżeli w okresach dobrej koniunktury.
- Wpływ zmian kursu walutowego na wolumen polskiego eksportu zmniejszył się istotnie w ostatnim okresie – o ile przed akcesją Polski do Unii Europejskiej kurs objaśniał w ok. 30% przyrost eksportu, o tyle obecnie waga ta nie przekracza 8%. Jednocześnie wzrosła istotnie rola czynników zewnętrznych w kształtowaniu wolumenu eksportu. Wyniki te interpretujemy jako skutek wzrostu znaczenia przedsiębiorstw międzynarodowych, dokonujących rozliczeń w ramach grupy kapitałowej oraz wzrostu handlu w ramach globalnych łańcuchów produkcji. Analizując determinanty wolumenu importu dostrzegamy również istotny spadek znaczenia kursu walutowego na rzecz czynników krajowych i eksportu (uwzględnionego jako przybliżenie importochłonności eksportu). Złożenie powyższych wyników wskazuje, że zmiany kursu walutowego wywierają ograniczony wpływ na aktywność gospodarczą w Polsce. Zgodnie z naszymi szacunkami, 1-procentowa aprecjacja nominalnego

efektywnego kursu złotego prowadzi jedynie przejściowo do spadku rocznego tempa wzrostu realnego PKB o ok. 0,04 pkt. proc.

- Oceny efektu przeniesienia zmian kursu walutowego na ceny konsumpcyjne (tzw. efekt *pass-through*) potwierdzają jego istotne osłabienie w ostatnich latach. Efekt przenoszenia zmian kursu na ceny konsumpcyjne (CPI) szacowany na próbie obserwacji obejmujących lata 1998-2010 wynosił ok. 0,20, podczas gdy najnowsza ocena siły tego efektu dla lat 2000-2015 wynosi, w zależności od stosowanego modelu, ok. 7-8%. Jednocześnie odnotowujemy przyspieszenie reakcji cen na zmiany kursu – obecnie niemal 40% zmiany ceny jest realizowane w ciągu pierwszego kwartału po zmianie kursu. Podtrzymujemy, że zmiany efektu przeniesienia kursu walutowego na ceny konsumpcyjne mają charakter trwałe. Są one związane ze zmianami w procesie produkcji, wyrażającymi się rosnącym udziałem przedsiębiorstw międzynarodowych w produkcji przemysłowej i usługach, jak również ze stabilizującą polityką pieniężną NBP, realizowaną w ramach strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. Ze względu na cechy cykliczne efektu *pass-through* spodziewamy się fluktuacji tego wskaźnika, w tym nieznacznego wzrostu jego siły w przyszłości, jednak do poziomu jedynie nieznacznie przekraczającego 10%.



W raporcie zwracamy uwagę na proces formułowania oczekiwań inflacyjnych jako istotnego uwarunkowania mechanizmu transmisji polityki pieniężnej. Waga tego zagadnienia jest szczególnie istotna w okresie niskiej i ujemnej inflacji, pozostającej od dłuższego czasu poniżej celu inflacyjnego NBP. Interesujące jest, z jednej strony, określenie modelu formułowania oczekiwań inflacyjnych, w tym stopnia ich zakotwiczenia, z drugiej natomiast strony – przeanalizowanie wpływu oczekiwań inflacyjnych na przebieg procesów makroekonomicznych. Główne wnioski z tej części raportu są następujące:

- Uwzględnienie ankietowych miar oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw, analityków sektora finansowego bądź konsumentów w stylizowanym nowokeynesistowskim modelu strukturalnym poprawia istotnie dopasowanie tego modelu do danych. W największym stopniu odnosi się to do oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw. Pozostawanie tych oczekiwań na poziomie bliskim zera może być jednym z wyjaśnień utrzymywania się inflacji na poziomie istotnie poniżej celu inflacyjnego NBP. Z kolei oczekiwania inflacyjne konsumentów w niewielkim stopniu wpływają na gotowość dokonywania poważniejszych zakupów i ich wydatki, co – w połączeniu z nieznacznym odsetkiem konsumentów dostrzegających i przewidujących spadek cen – ogranicza ryzyko przeniesienia się zjawisk deflacyjnych na decyzje konsumpcyjne.
- Model formułowania krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych przez różne typy podmiotów jest silnie zróżnicowany. W przypadku oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw, grupy formułujące oczekiwania w sposób ekstrapolacyjny i antycypacyjny są względnie podobne, a wśród podmiotów antycypacyjnych jest mniej więcej tyle samo przedsiębiorstw, których oczekiwania odpowiadają warunkowi nieobciążoności hipotezy racjonalnych oczekiwań, jak i tych, które przyjmują za punkt odniesienia cel inflacyjny banku centralnego. Sposób formułowania oczekiwań inflacyjnych przez przedsiębiorstwa zmienił się po wybuchu kryzysu finansowego – istotnie zmniejszyła się rola celu inflacyjnego NBP, zwiększył się natomiast zarówno odsetek przedsiębiorstw formułujących oczekiwania w sposób ekstrapolacyjny, jak i racjonalny. W szczególności, w ostatnich latach wzrosło znaczenie

zmiennych realnych przy formułowaniu oczekiwań inflacyjnych przez przedsiębiorstwa. Towarzyszył temu wprawdzie spadek znaczenia celu inflacyjnego NBP, ale jednocześnie oczekiwania przedsiębiorstw zaczęły reagować na zmiany krótkoterminowej stopy procentowej. Oznacza to, że kanał oczekiwań może odgrywać rosnącą rolę w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej w Polsce.

- Probabilistyczne prognozy inflacyjne uzyskiwane z Ankiety Makroekonomicznej NBP potwierdzają, że prognozy profesjonalnych prognostów są silnie zakotwiczone w celu inflacyjnym NBP. Zakotwiczenie to przejawia się m.in. w tym, że choć informacje na temat bieżącej inflacji wpływają istotnie na prognozy dotyczące roku bieżącego, to prognozy dotyczące 4- i 8-kwartalnego horyzontu są dużo mniej podatne na zmiany inflacji bieżącej, bardziej stabilne i bliższe celowi inflacyjnemu NBP. Czynnikiem stabilizującym oczekiwania inflacyjne profesjonalnych prognostów wydają się projekcje inflacji Narodowego Banku Polskiego. Przy znacznych odchyleniach inflacji bieżącej od celu odległość rozkładu reprezentującego oczekiwania uczestników AM NBP od projekcji centralnej jest dużo niższa niż przeciętnie, co może świadczyć o przywiązywaniu większej uwagi do prognoz NBP w okresach charakteryzujących się dużą niepewnością.



Szacunki efektywności kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej, na którą wpływają zarówno zidentyfikowane elastyczności związków zmiennych tworzących te kanały, jak też stopień ich statystycznej istotności, potwierdzają wzrost roli kredytu. Na rosnące znaczenie kanału kredytowego zwracaliśmy już uwagę w poprzednim raporcie (Kapuściński *et al.*, 2014). Bieżące badania pokazujące, że siła tego kanału stała się większa od efektów kanału kursu walutowego, potwierdzają ten wniosek. Nadal jednak kanał stopy procentowej traktujemy jako podstawowy kanał transmisji polityki pieniężnej. Gradacja efektywności poszczególnych kanałów w całym rozpatrywanym okresie odpowiada ocenom relatywnej siły poszczególnych kanałów transmisji przeprowadzonych na modelu strukturalnym MMT 2.1.



W podsumowaniu stwierdzamy, że mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce jest w miarę stabilny, choć zmienia się relatywna siła jego kanałów. W szczególności, spadkowi znaczenia kanału kursowego obserwowanemu w ostatnich latach towarzyszy wzrost znaczenia kredytu (i kanału kredytowego) oraz wzrost antycypacyjności podmiotów gospodarczych. W związku z tym ostatnim, przy ocenie oddziaływania polityki pieniężnej na gospodarkę brać należy pod uwagę nie tylko decyzje w zakresie krótkoterminowych stóp procentowych, ale również komunikację banku centralnego.

1. Teoria i strukturalne uwarunkowania mechanizmu transmisji polityki pieniężnej

1.1. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – teoria

Mechanizm transmisji polityki pieniężnej można zdefiniować jako drogę impulsów monetarnych do cen i sfery realnej. W poprzednich raportach dzieliliśmy kanały transmisji na kanał stopy procentowej (obejmujący transmisję stopy referencyjnej do innych stóp procentowych, a następnie do konsumpcji i inwestycji przez kanał substytucji międzyokresowej i bezpośredni kanał stopy procentowej, opisane poniżej), kanał kursu walutowego i kanał kredytowy. Tym razem przedstawiamy możliwy wpływ polityki pieniężnej na gospodarkę w taki sposób, by zwrócić uwagę Czytelnika na poszczególne etapy tego procesu. Pozwala to także na bardziej problemowe ujęcie tematu oraz pokazanie nowych kanałów, jakie pojawiły się ostatnio w literaturze przedmiotu. W części empirycznej natomiast, ze względu na narzędzia, jakimi się posługujemy, stosujemy podejście tradycyjne, polegające na omówieniu wyników dotyczących kanału stopy procentowej, kursu walutowego i kanału kredytowego.

1.1.1. Transmisja do rynków finansowych

Współcześnie banki centralne najczęściej prowadzą politykę pieniężną ustalając stopę procentową tak, aby w średnim okresie osiągnąć cel inflacyjny. Szczegółowa realizacja polityki pieniężnej różni się jednak pomiędzy krajami. Główną stopą procentową Narodowego Banku Polskiego (NBP) jest stopa referencyjna. Departament Operacji Krajowych przeprowadza operacje otwartego rynku w celu zapewnienia odpowiedniej ilości rezerw w sektorze bankowym, dzięki czemu stopa POLONIA, obrazująca średnie oprocentowanie 1-dniowych pożyczek na rynku międzybankowym, kształtuje się blisko stopy referencyjnej. Zgodnie z hipotezą oczekiwań struktury terminowej stóp procentowych, zmiany najkrótszych stóp procentowych przenoszą się na dłuższe stopy na rynku międzybankowym, w Polsce między innymi na 1-, 3- i 6-miesięczne stopy WIBOR. Na stopy te wpływają również oczekiwania rynków finansowych co do inflacji, koniunktury gospodarczej i reakcji na nie ciała ustalającego stopy procentowe (w Polsce – Rada Polityki Pieniężnej, RPP), a także sygnalizowanie przez nie przyszłego poziomu stóp procentowych. Stopy rynku międzybankowego są najczęściej podstawą oprocentowania kredytów i depozytów w bankach komercyjnych. Wyznaczają też koszty finansowania obligacji rządowych i korporacyjnych przez banki. Po wzroście stopy procentowej kontrolowanej przez bank centralny ich ceny, a także ceny akcji i kurs walutowy spadają.

1.1.2. Transmisja do gospodarki realnej

Kanały oparte na konsumpcji

Zgodnie ze współczesnymi modelami makroekonomicznymi transmisja do gospodarki realnej ma miejsce głównie dzięki sztywnościom cenowym, przez które zmiana stóp nominalnych oznacza też zmianę stóp realnych, istotnych dla konsumpcji i inwestycji. W podstawowym modelu nowokeynesistowskim (np. Galí, 2015) polityka pieniężna działa przez **kanał substytucji międzyokresowej**. Zmiany stóp procentowych zmieniają nachylenie profilu konsumpcji – tak, że wyższe stopy procentowe powodują niższą konsumpcję

bieżącą, a wyższą w przyszłości. Jednak istnieją argumenty, że efekty substytucji międzyokresowej są nieznaczące i standardowo impulsy monetarne działają raczej przez **kanal redystrybucji** (Auclert, 2015; Sufi, 2015). Po pierwsze, obejmuje on **kanal Fishera**, w ramach którego wzrost stóp procentowych, w stopniu w jakim przekłada się na spadek inflacji, powoduje zmianę realnej wartości bilansów tak, że nominalni kredytodawcy zyskują, a nominalni kredytobiorcy tracą. Po drugie, zacieśnienie polityki pieniężnej oznacza redystrybucję od gospodarstw domowych netto płacących odsetki zależne od bieżącego poziomu stóp do gospodarstw otrzymujących odsetki netto – jest to **kanal ekspozycji na stopę procentową**. W obu przypadkach, jeżeli pierwsze wymienione grupy mają niższą krańcową skłonność do konsumpcji, wzrost stóp procentowych spowoduje spadek zagregowanych wydatków. Na konsumpcji oparty jest również **kanal majątkowy**. Wzrost stóp procentowych przekłada się na pogorszenie koniunktury i spadek zysków przedsiębiorstw oraz dywidend, a przez to też cen akcji (alternatywne argumentacje opierają się na oddziaływaniu na popyt na akcje lub zmianę stopy dyskonta). Obniża to majątek gospodarstw domowych, powodując spadek konsumpcji.

Kanały oparte na inwestycjach

W bardziej tradycyjnych podejściach podkreśla się działanie impulsów monetarnych przez **bezpośredni kanal stopy procentowej**. Zacieśnienie polityki pieniężnej podwyższa koszt kapitału, co powoduje spadek inwestycji. Współczesne teorie inwestycji implikują również oddziaływanie przez tzw. **kanal q Tobina**, przy czym q definiuje się jako stosunek wartości rynkowej przedsiębiorstw do kosztu odtworzenia kapitału. Po wzroście stóp procentowych, przekładającym się na spadek cen akcji i relacji q , przedsiębiorstwa muszą wyemitować więcej akcji dla zakupu danej ilości dóbr inwestycyjnych, a w efekcie inwestycje spadają.

Kanały oparte na handlu międzynarodowym

Oparty na handlu międzynarodowym jest **kanal kursu walutowego**. Zgodnie z niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych, zacieśnienie polityki pieniężnej powoduje aprecjację waluty krajowej, a następnie, jeżeli krajowa stopa procentowa jest wyższa niż zagraniczna, deprecjację w celu wyrównania stóp zwrotu. W sytuacji odchylenia kursu od poziomu określanego przez niezabezpieczony parytet stóp procentowych inwestorzy posługują się strategią *carry trade*, polegająca na braniu pożyczek w krajach o niskich stopach procentowych i lokowaniu gotówki w krajach o wysokich stopach, co powoduje presję na umocnienie kursu. W efekcie spada konkurencyjność cenowa eksportu i popyt z zagranicy. Jednocześnie spadają ceny importu, obniżając inflację oraz podwyższając import. Krugman (1999) wskazuje, że efekt ten jest częściowo kompensowany, jeżeli podmioty gospodarcze mają zobowiązania walutowe netto, ponieważ aprecjacja waluty krajowej oznacza spadek ich wartości. Poprawa bilansów przekłada się następnie na wzrost wydatków.

Kanal kredytowy

Ostatnia grupa kanałów, nazywana łącznie **kanalem kredytowym**, działa z powodu takich niedoskonałości rynków, jak asymetria informacji czy segmentacja. Asymetria informacji występuje pomiędzy bankami a kredytobiorcami, zaś segmentacja oznacza ograniczony dostęp do źródeł finansowania innych niż kredyt bankowy. Jeżeli wzrost stóp procentowych powoduje pogorszenie wiarygodności kredytobiorców lub możliwości udzielania kredytów przez banki, wydatki będą niższe, a skuteczność polityki pieniężnej

wzmocniona. Pierwszy kanał kredytowy to **kanal kredytów bankowych**. Standardowo argumentuje się, że zacieśnienie polityki pieniężnej oznacza spadek rezerw, depozytów, a następnie kredytów. Taki mechanizm jest niezgodny ze współczesnymi uwarunkowaniami instytucjonalnymi (Disyatat, 2010, więcej na ten temat w Ramce 1). Impuls polityki pieniężnej przekłada się mianowicie na osłabienie bilansów banków (przede wszystkim następuje pogorszenie pozycji kapitałowej), wzrost ich premii finansowania zewnętrznego i oprocentowania kredytów dla sektora niefinansowego. Podobny mechanizm nazywany jest też **kanalem kapitału banków**. Kolejny powiązany kanał to **kanal podejmowania ryzyka** (Borio i Zhu, 2008). W jego ramach zmiany stóp procentowych wpływają na percepcję i tolerancję ryzyka (a przez to na stopień ryzyka w portfelach), wycenę aktywów oraz warunki i kryteria dostarczania finansowania.

W modelach nowokeynesistowskich z frykcjami finansowymi najczęściej działa **kanal bilansowy**. Wzrost stóp procentowych powoduje spadek majątku netto podmiotów gospodarczych, pogarszając ich wiarygodność i podwyższając premię finansowania zewnętrznego. Inna nazwa tego mechanizmu to akcelerator finansowy. W czasie kryzysu finansowego w latach 2007-2009 przedsiębiorstwa z ograniczonym dostępem do finansowania zewnętrznego podwyższały ceny w porównaniu z przedsiębiorstwami z lepszym dostępem do gotówki, prawdopodobnie aby nie obniżyć dodatkowo zysków; ograniczyło to ogólny spadek inflacji. Tym samym, ujemny wpływ wzrostu premii finansowania zewnętrznego na ceny przez pogorszenie koniunktury jest częściowo kompensowany (Gilchrist i Zakrajsek, 2015). Podobny mechanizm – **kanal kosztowy** – może działać po wzroście stóp procentowych, jeżeli wzrost kosztów finansowania kapitału obrotowego jest przenoszony na inflację (Barth i Ramey, 2000).

Ramka 1. Pieniądz i banki we współczesnej gospodarce

Standardowe podejście do pieniądza i banków, obecne w podręcznikach oraz modelach teoretycznych, oparte jest na koncepcji mnożnika kreacji pieniądza i teorii banków jako pośredników finansowych. Zgodnie z pierwszą z nich, kreacja pieniądza ma miejsce głównie kiedy bank centralny dostarcza bankom dodatkowe rezerwy, które następnie są zwielokrotniane. Druga wskazuje, że rola banków polega na pośredniczeniu pomiędzy oszczędzającymi, których depozyty są odpożyczane, a kredytobiorcami. Jednak bardziej współczesne prace – np. McLeay *et al.* (2014), Disyatat (2010), Jakab i Kumhof (2015) – wskazują, że podejścia te nie oddają najlepiej dzisiejszych uwarunkowań instytucjonalnych. Kreacja pieniądza (rozumianego jako agregaty monetarne szersze niż M0), ma miejsce głównie kiedy banki komercyjne udzielają kredytów. Rysunek R1.1, pokazuje zmiany w bilansach banku centralnego, banków komercyjnych i przedsiębiorstw po udzieleniu nowych kredytów. Proces kreacji pieniądza polega na dodaniu kredytów w aktywach banków komercyjnych i pasywach przedsiębiorstw oraz depozytów (nowego pieniądza) w pasywach banków komercyjnych i aktywach przedsiębiorstw.

Udzielając kredytu banki komercyjne nie pośredniczą zatem pomiędzy oszczędzającymi a kredytobiorcami (lub pomiędzy cierpliwymi i niecierpliwymi podmiotami gospodarczymi), a kreują zarówno kredyt, jak i depozyt dla kredytobiorców. Udzielenie kredytu jest wymianą IOU (*I owe you* – jestem ci winien) – z jednej strony przedsiębiorstwo musi spłacić kredyt, z drugiej strony bank musi przelać depozyt na inny rachunek lub wymienić go na gotówkę na żądanie.

Rysunek R1.1. Kreacja pieniądza

Operacja	Bank centralny		Banki komercyjne		Przedsiębiorstwa	
	Aktywa	Pasywa	Aktywa	Pasywa	Aktywa	Pasywa
Kreacja pieniądza przez udzielenie nowych kredytów			+Kredyty	+Depozyty	+Depozyty	+Kredyty

Początkowo w bilansie banku centralnego nic się nie zmienia. Dla dłuższego okresu jest to uproszczenie, jednak nieznaczące. Standardowo, bezpośrednia rola banku centralnego w mechanizmie kreacji pieniądza ogranicza się do zaspokojenia popytu banków na rezerwy, wynikającego głównie z rezerwy obowiązkowej oraz do zamiany rezerw na gotówkę na żądanie. Jest to koniecznie do zrealizowania celu operacyjnego, którym najczęściej jest krótkoterminowa stopa procentowa na rynku międzybankowym. Bank centralny może podwyższyć tę stopę w celu ograniczenia popytu na kredyt. Zmiany w jego bilansie będą zależały od strukturalnej pozycji płynnościowej sektora bankowego wobec niego. Jeżeli banki mają nadwyżkę płynności (jest tak np. w Polsce), w celu wypełnienia dodatkowej rezerwy wymaganej kupią one mniej bonów banku centralnego na kolejnym przetargu¹ lub ograniczą udział w operacjach *reverse repo*. Alternatywnie, w takich warunkach bank centralny może ustalić cel operacyjny na poziomie stopy depozytowej i nie absorbować nadwyżkowej płynności lub robić to w ograniczonym stopniu (choć może to mieć niekorzystny wpływ na wolumen transakcji na rynku międzybankowym). Natomiast jeżeli banki mają deficyt płynności (jest tak np. w strefie euro), bank centralny dostarczy dodatkowe rezerwy w ramach operacji *repo*. Należy zwrócić uwagę, że rezerwy wykorzystywane są jedynie w rozliczeniach pomiędzy bankami. Dlatego też zagregowany sektor bankowy nie może się ani ich pozbyć, ani zdobyć ich inaczej niż w operacjach z bankiem centralnym (choć wpływają na nie również tzw. czynniki autonomiczne). Opisane operacje, jak również zamianę rezerw na gotówkę, pokazano na Rysunku R1.2.

Rysunek R1.2. Operacje otwartego rynku, zamiana rezerw na gotówkę

Operacja	Bank centralny		Banki komercyjne	
	Aktywa	Pasywa	Aktywa	Pasywa
Zmniejszenie absorpcji płynności		-Bony (lub <i>-reverse repo</i>) +Rezerwy	-Bony (lub <i>-reverse repo</i>) +Rezerwy	
Zwiększenie dostarczania płynności	+Repo	+Rezerwy	+Rezerwy	+Repo
Zamiana rezerw na gotówkę		-Rezerwy +Gotówka	-Rezerwy +Gotówka	

Wyjątkowo, bank centralny może bezpośrednio wpływać na podaż pieniądza prowadząc skup aktywów (*quantitative easing* – QE) od instytucji niemonetarnych, np. od funduszy emerytalnych. Jednak aby ten nowy pieniądz trafił do realnej gospodarki, fundusze muszą wykorzystać go do zakupu aktywów od sektora niefinansowego lub jego obligacji na rynku pierwotnym (ewentualnie, gospodarstwa domowe mogą spieniężyć środki utrzymywane w funduszach – Cloyne *et al.*, 2015). Dlatego też podstawowym kanałem oddziaływania skupu aktywów jest raczej jego wpływ na ceny aktywów finansowych, w tym obligacji, a przez to również na długoterminowe stopy procentowe. Droga do realnej gospodarki jest jeszcze dłuższa, kiedy w ramach QE aktywa są skupowane od banków komercyjnych. Ponieważ jest to operacja pomiędzy instytucjami monetarnymi, nie wpływa ona bezpośrednio na podaż pieniądza, a jedynie na rezerwy (obie formy QE pokazano na Rysunku R1.3). Zgodnie z mnożnikiem kreacji pieniądza, wzrost rezerw powinien spowodować wzrost podaży pieniądza, jednak w rzeczywistości, jak wspomniano powyżej, standardowo rezerwy nie są wiążącym ograniczeniem dla akcji kredytowej, a ich wzrost jej nie determinuje. Główne ograniczenia dla udzielania kredytów to raczej bufor kapitałowy (a więc też polityka mikro- i makroostrożnościowa), oczekiwany wpływ nowych kredytów na zyskowność i wypłacalność banków, zachowania podmiotów gospodarczych (jeżeli wykorzystają one nowe kredyty do spłaty starych, podaż pieniądza nie zmieni się) oraz polityka pieniężna oddziałująca na popyt.

¹ W Polsce emisja bonów NBP jest podstawowym sposobem absorpcji nadwyżkowej płynności, jednak w innych krajach wykorzystywane są też transakcje na bonach/obligacjach rządowych czy depozyty terminowe.

Rysunek R1.3. Skup aktywów

Operacja	Bank centralny		Banki komercyjne		Fundusze emerytalne	
	Aktywa	Pasywa	Aktywa	Pasywa	Aktywa	Pasywa
Skup papierów wartościowych od funduszy emerytalnych	+Papiery wartościowe	+Rezerwy	+Rezerwy	+Depozyty	-Papiery wartościowe +Depozyty	
Skup papierów wartościowych od banków	+Papiery wartościowe	+Rezerwy	-Papiery wartościowe +Rezerwy			

1.2. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – uwarunkowania strukturalne

Siła i opóźnienie, z jakim impulsy monetarne przekładają się na ceny i produkcję, jak również działanie poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej, zależą od szeregu uwarunkowań strukturalnych. Poniżej, podobnie jak w poprzednich raportach (choć w nieco innej formie), opisujemy te sugerowane przez teorię i badania empiryczne.

1.2.1. Uwarunkowania wpływające na siłę i opóźnienie oddziaływania impulsów monetarnych

Główne czynniki mogące oddziaływać na ogólny kształt mechanizmu transmisji, tj. na jego siłę i opóźnienia, analizowane w niniejszym rozdziale, zostały wybrane na podstawie literatury przedmiotu, szczególnie opublikowanych niedawno międzynarodowych badań porównawczych, operujących na danych z dużej liczby gospodarek:

- Mateju (2014)² wskazuje, że skumulowana reakcja cen w horyzoncie oddziaływania polityki pieniężnej jest większa w krajach z wyższą relacją kredytu do PKB i bardziej otwartych handlowo. Wpływ na inflację jest większy w krajach prowadzących strategię celu inflacyjnego (w Polsce od 1998/1999 r.) oraz w gospodarkach strefy euro. Oddziaływanie polityki pieniężnej zmniejszało się w okresach kryzysów bankowych, co oznacza, że pewną rolę może odgrywać siła bilansów banków, opisana w kolejnej sekcji (1.2.2).
- Zgodnie z badaniem Georgiadisa (2012)³, reakcja produkcji i cen jest tym większa, im silniejsza jest konkurencja w sektorze bankowym, im większa rola kredytu bankowego, im większe sztywności na rynku pracy oraz im wyższy udział produkcji dóbr w wartości dodanej (choć w ostatnim przypadku wpływ na reakcję cen jest niejednoznaczny).

² Badanie Mateju (2014) przeprowadzono na danych dla 33 krajów OECD i UE, obejmujących okres maksymalnie od 1970 r. do 2010 r. Oszacowano bayesowskie modele VAR ze zmiennymi w czasie parametrami, szoki polityki pieniężnej identyfikując przez restrykcje na znak. Następnie reakcje na impuls objaśniano charakterystykami strukturalnymi w ramach modeli panelowych.

³ W badaniu Georgiadisa (2012) wykorzystano dane dla 20 krajów rozwiniętych, dla okresu od 1995 r. do 2009 r. Przyczyny różnic w mechanizmie transmisji zbadano tradycyjnie, objaśniając reakcje na impuls charakterystykami strukturalnymi. Oprócz tego wykorzystano model PCHVAR (*panel conditionally homogenous VAR model*). Szoki polityki pieniężnej zidentyfikowano przez dekompozycję Choleskiego.

- Havranek i Rusnak (2013)⁴ wykazali, że stopień rozwoju finansowego jest głównym czynnikiem wpływającym na zróżnicowanie długości opóźnienia reakcji cen na impuls monetarny – wyższy stopień rozwoju finansowego, a ściślej różnorodność instrumentów finansowych (np. *hedging*) powoduje dłuższe opóźnienie⁵.

Wymienione wyżej czynniki można podzielić na pięć grup: **rozwój finansowy, konkurencja w sektorze bankowym, sztywności na rynku pracy, struktura produkcji i otwartość gospodarki**. Rysunek 1 przedstawia wybrane miary tych charakterystyk dla Polski i strefy euro, która stanowi punkt odniesienia.

Po pierwsze, **rozwój finansowy** Polski, mierzony aktywami finansowymi sektora finansowego oraz długiem prywatnego sektora niefinansowego, pozostaje niższy niż średnio w strefie euro. Bijlsma i Zwart (2013), przeprowadzając analizę z wykorzystaniem większej liczby zmiennych, potwierdzają ograniczony rozwój finansowy polskiej gospodarki, charakterystyczny dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Powinno to oznaczać mniejszą reakcję cen i produkcji oraz mniejsze opóźnienia w mechanizmie transmisji. Pośrednictwo finansowe jest oparte na sektorze bankowym. Zgodnie z danymi Eurostatu w 2014 r. udział sektora bankowego w aktywach finansowych sektora finansowego wynosił 70 proc. – nieznacznie więcej niż w strefie euro (66 proc.)⁶.

Po drugie, wnioski odnośnie **konkurencji** w sektorze bankowym są niejednoznaczne. Z jednej strony, udział pięciu największych banków w aktywach sektora bankowego w Polsce jest niższy niż średnio w strefie euro, co sugeruje większą konkurencję. Podobnie, jeżeli wykorzystać inną miarę koncentracji – indeks Herfindahla. Zgodnie z danymi EBC w 2014 r. wynosił on w Polsce 0,07 wobec 0,10 w strefie euro. Z drugiej strony, dochód odsetkowy netto, którym przybliżamy marżę odsetkową netto, jest wyższy (choć dłuższe niż pokazane na wykresie szeregi danych Banku Światowego wskazują, że tendencja mediany marży odsetkowej netto w sektorze bankowym jest malejąca – pomiędzy 2001 a 2013 r. spadła ona z 4,4 do 2,5 proc. aktywów przynoszących dochód odsetkowy). Może to oznaczać, że koncentracja w ograniczonym stopniu przekłada się na konkurencję i marżę. Należy jednak zwrócić uwagę, że na marżę wpływa poziom stóp procentowych (Borio *et al.*, 2015), które w Polsce są wyższe niż w strefie euro. Inna miara obrazująca efekty konkurencji – relacja kosztów do dochodów – jest w Polsce niższa niż w strefie euro (w 2014 r. 53 proc. wobec 61 proc. – dane EBC).

Po trzecie, **sztywności na rynku pracy (płace i warunki zatrudnienia)** w Polsce są mniejsze niż średnio w strefie euro, co zgodnie z badaniem Georgiadisa (2012) powinno zmniejszać reakcję cen i produkcji. Natomiast w standardowym modelu nowokeynesistowskim mniejsza sztywność wynagrodzeń przekłada się

⁴ Badanie Havranek i Rusnak (2013) oparte jest o metaanalizę 67 prac dla 30 krajów, głównie rozwiniętych i po transformacji. Różnice w reakcjach na impuls objaśniano wykorzystując bayesowskie uśrednianie modeli.

⁵ O czynnikach różnicujących mechanizm transmisji polityki pieniężnej pisali również: Arnold i Vrugt (2004), Carlino i DeFina (1998), Dedola i Lippi (2000), Hayo i Uhlenbrock (1999) czy Peersman i Smets (2005).

⁶ Zgodnie z interpretacją Mateju (2014), silniejsza transmisja w gospodarkach bardziej rozwiniętych finansowo jest oparta o wyższą dźwignię. Może ona jednak zmniejszać stabilność finansową, przy ograniczonym dodatnim wpływie na wzrost gospodarczy. Sahay *et al.* (2015) wskazują, że przy obecnym poziomie rozwoju finansowego Polski zagrożenie dla stabilności finansowej jest raczej niewielkie, a wpływ na poziom i zmienność wzrostu gospodarczego – bardzo korzystny. Ponadto, w grupie 32 krajów dla których BIS gromadzi dane, w 2014 r. koszty obsługi długu prywatnego sektora niefinansowego (w Polsce 7,7 proc. dochodu do dyspozycji) były niższe jedynie w trzech – w Czechach, Indonezji i Meksyku. O wpływie kosztów obsługi długu na stabilność finansową i makroekonomiczną zob. Drehmann i Juselius (2012).

na większą odpowiedź cen i mniejszą reakcję produkcji na impulsy monetarne. Udział członków związków zawodowych w liczbie pracowników jest niższy i malejący. Ponadto mniej pracowników jest objętych negocjacjami zbiorowymi (ostatnie dostępne w bazie ICTWSS obserwacje dla poszczególnych krajów wskazują, że jest to 29 proc. wobec 65 proc. w strefie euro), a negocjacje mają miejsce głównie na poziomie przedsiębiorstw (w strefie euro jest to głównie poziom przedsiębiorstw lub sektorów), co dodatkowo zmniejsza sztywność wynagrodzeń. Ochrona zatrudnienia jest mniejsza niż w strefie euro i od 2004 r. stabilna, przy czym dotyczy to jedynie standardowych umów – ochrona w przypadku zatrudnienia na czas określony jest podobna. Udział pracowników zatrudnionych w ramach tego drugiego, bardziej elastycznego rodzaju umów jest najwyższy w Unii Europejskiej, zgodnie z danymi Eurostatu wynosząc 28 proc. w 2014 r. Po wcześniejszym ponad dwukrotnym wzroście, od 2007 r. jest on stosunkowo stabilny, czemu prawdopodobnie sprzyjało wprowadzenie w 2009 r. Ustawy o łagodzeniu skutków kryzysu ekonomicznego dla pracowników i przedsiębiorców, ograniczającej stosowanie umów na czas określony⁷.

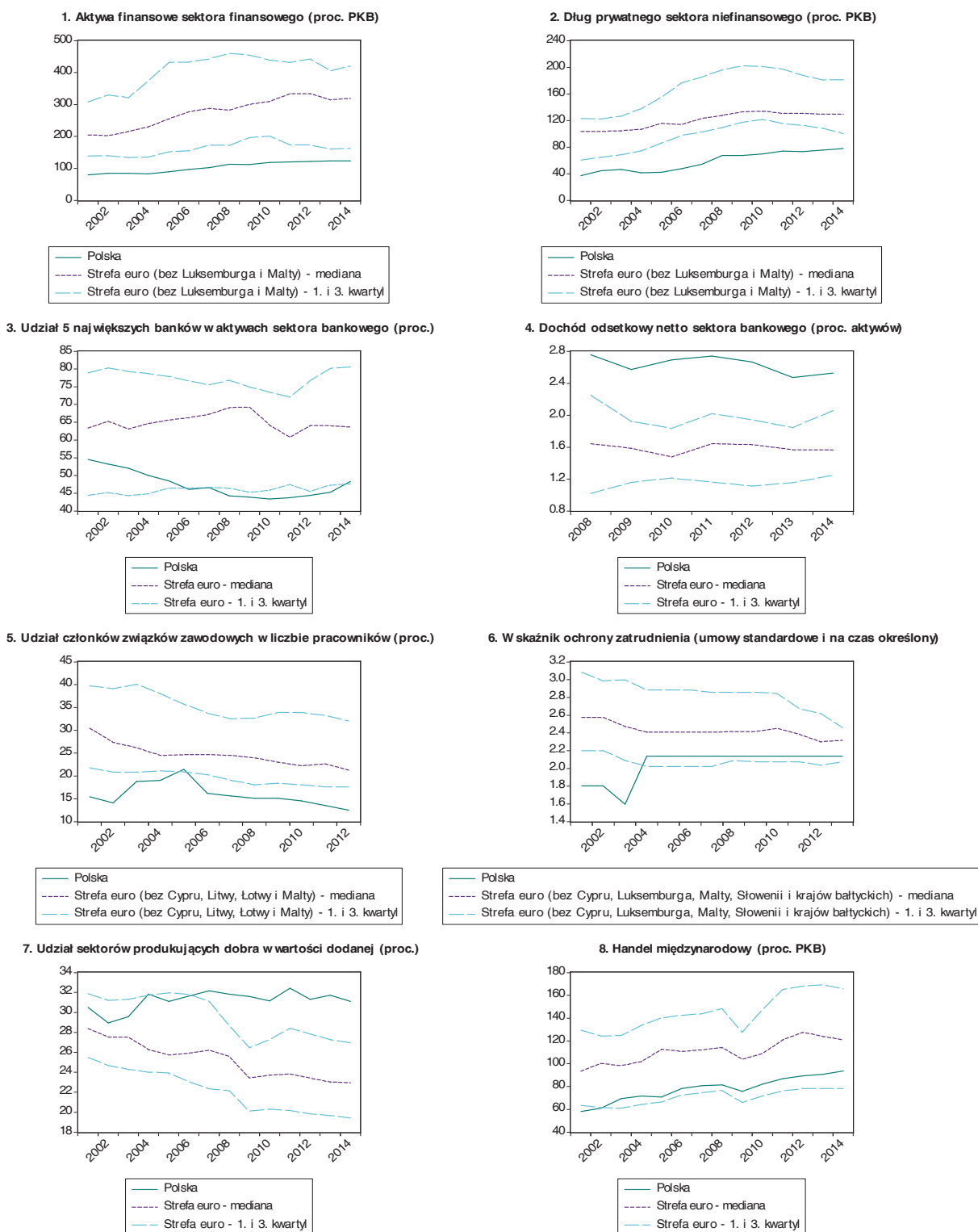
Oprócz sztywności wynagrodzeń, w standardowym modelu nowokeynesistowskim na reakcję cen i produkcji wpływają również **sztywności cenowe**. Zgodnie z badaniem Maciasa i Makarskiego (2013), ceny w Polsce są zmieniane częściej niż w strefie euro (raz na 10,9 miesięcy wobec raz na 13 miesięcy), oddziałując w kierunku większej odpowiedzi cen i mniejszej odpowiedzi produkcji na impulsy monetarne.

Po czwarte, udział sektorów produkujących dobra (rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo, górnictwo i wydobywanie, przetwórstwo przemysłowe oraz budownictwo) w **strukturze wartości dodanej** w Polsce jest wyższy niż średnio w strefie euro i stabilny. Powinno to przekładać się na silniejszą reakcję produkcji. Wyższy jest również udział największego z sektorów produkujących dobra – przetwórstwa przemysłowego (18 proc. wobec 14 proc.). Patrząc na PKB od strony wydatków, poprzednie raporty (Demchuk *et al.*, 2012, Kapuściński *et al.*, 2014) wskazują na silniejszą reakcję inwestycji niż konsumpcji. Ich udział w Polsce jest taki sam jak w strefie euro (20 proc. w 2014 r. – dane Eurostatu) i obniżający się po 2008 r. W Polsce jest to jednak głównie związane ze zmianą cen relatywnych – w cenach z 2010 r. udział inwestycji w PKB był w tym okresie stosunkowo stabilny.

Po piąte, oceniając **otwartość handlową** Polski wnioski są odmienne w zależności od tego czy porównuje się ją z handlem międzynarodowym krajów strefy euro ogółem, czy z handlem krajów strefy euro z krajami spoza strefy euro. Ta pierwsza miara wykorzystywana jest w badaniach porównawczych. Zgodnie z analizą Mateju (2014), większa otwartość wiąże się z większą reakcją cen na impuls polityki pieniężnej, a jeden z modeli w pracy Havranka i Rusnaka (2013) wskazuje również, że większa otwartość oddziałuje w kierunku mniejszych opóźnień w mechanizmie transmisji. Natomiast ta druga miara wydaje się być bardziej uzasadniona do oceny ekspozycji na działanie kanału kursu walutowego. W Polsce handel międzynarodowy (w relacji do PKB) jest mniejszy niż średnio ogółem w krajach strefy euro (Rysunek 1, panel 8), ale większy niż handel międzynarodowy krajów strefy euro z gospodarkami spoza strefy euro (94 proc. PKB dla Polski wobec średnio 62 proc. w krajach strefy euro, wyłączając Hiszpanię, Irlandię, Luksemburg i Malte, dla których Eurostat nie dostarcza jednolitych danych o strukturze geograficznej handlu zarówno dobrami, jak i usługami).

⁷ O pakiecie działań antykryzysowych zob. <http://www.mpips.gov.pl/praca/pakiet-antykryzysowy/stan-realizacji-pakietu-dzialan-antykryzysowych/>.

Rysunek 1. Strukturalne uwarunkowania mechanizmu transmisji polityki pieniężnej



Źródło: panele 1, 2, 7, 8 – Eurostat, 3, 4 – EBC, 5, 6 – OECD.

1.2.2. Dodatkowe uwarunkowania wpływające na działanie kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej

Przechodząc do dodatkowych uwarunkowań strukturalnych wpływających na działanie poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej, Egert i MacDonald (2008) podają liczne charakterystyki w podziale na te oddziałujące na kanał stopy procentowej, kanał kursu walutowego, kanał kredytowy i kanał cen aktywów (obejmujący kanał majątkowy i kanał q Tobina, opisane w sekcji 1.1). Zbliżony zestaw zmiennych dla Polski dla lat 2002-2014 pokazujemy poniżej (Tabela 1-4).

W przypadku kanału stopy procentowej, transmisję stóp może ograniczać niedoskonała substytucyjność pomiędzy depozytami a podobnymi rodzajami majątku finansowego, oraz pomiędzy kredytami a innymi źródłami finansowania zewnętrznego. Prywatny sektor niefinansowy utrzymuje depozyty głównie w bankach. Pewną konkurencję stanowią depozyty w SKOK-ach, których oprocentowanie jest nieco wyższe (o 1,15 pkt. proc. na koniec 2012, o 0,42 pkt. proc. na koniec 2014 r. – dane KNF), jednak ich wolumen jest niski i spada od osiągnięcia szczytu w 2013 r. (ok. 1 proc. PKB). Wartość obligacji w aktywach gospodarstw domowych i przedsiębiorstw niefinansowych jest również niska i obniża się. Najważniejszym źródłem finansowania zewnętrznego prywatnego sektora niefinansowego też są banki. Słabe bilanse SKOK-ów (ujemny współczynnik wypłacalności i rentowności oraz ok. 1/3 kredytów przeterminowanych w sektorze) zmniejszają ich kredyty w relacji do PKB po 2010 r. W przypadku przedsiębiorstw niefinansowych, rynek obligacji korporacyjnych stopniowo rozwija się, jednak pozostaje ponad siedmiokrotnie mniejszy niż wartość kredytów. Kapitalizacja akcji przedsiębiorstw niefinansowych jest od wartości kredytów mniejsza ponad dwukrotnie.

Dodatkowo, transmisja zmian stopy procentowej rynku pieniężnego do oprocentowania kredytów może być tym słabsza, im bardziej dopasowana jest struktura terminowa kredytów i depozytów⁸. W strukturze depozytów przeważają depozyty krótkoterminowe (choć między 2012 r. a 2014 r. ich udział spadł), a w strukturze kredytów – kredyty długoterminowe. Badania przywołane w pracy Egerta i MacDonalda (2008) wskazują również, że szybciej dostosowują oprocentowanie banki mniej płynne, a szybciej i silniej banki z przewagą kapitału państwowego i zagranicznego. Udział płynnych papierów wartościowych w aktywach sektora bankowego jest stosunkowo stabilny i wynosi ok. 1/5. Banki z przewagą kapitału państwowego stanowią ok. 1/4, a banki zagraniczne poniżej 2/3 sektora. Od kryzysu udział tych pierwszych nieco wzrósł, a drugich spadł, co wynikało w znacznej mierze z podtrzymania akcji kredytowej przez największy bank z przewagą kapitału państwowego (Piątkowski, 2015).

Inny istotny czynnik to siła bilansów banków. W tym przypadku, zgodnie z wymienionymi badaniami, oprocentowanie szybciej dostosowują banki mniej dokapitalizowane i bardziej rentowne. Wnioski co do wpływu udziału należności z utratą wartości nie są jednoznaczne. Po wzroście dźwigni w okresie boomu kredytowego, od 2009 r. banki odbudowują pozycję kapitałową. Sprzyjało temu ustalenie przez Komisję Nadzoru Finansowego poziomu współczynnika wypłacalności umożliwiającego wypłatę dywidendy na 10 proc. od 2009 r., a następnie na 12 proc. od 2012 r. Od 2014 r. zamiast współczynnika wypłacalności obliczany jest łączny współczynnik kapitałowy, którego wartość umożliwiająca wypłatę dywidendy wynosi 12,5 proc.

⁸ Badania dla Polski sugerują, że charakterystyki banków w ograniczonym stopniu wpływają na transmisję stóp procentowych, przy czym największy wpływ mają: wielkość banku, stopień płynności oraz wielkość bazy depozytowej (Stanisławska, 2015).

Należy jednak zwrócić uwagę, że kryteriów jest więcej, a dla niektórych grup banków (systemowo ważnych i znacząco zaangażowanych w kredyty walutowe) są one bardziej restrykcyjne. Rentowność banków utrzymuje się na poziomie niższym niż bezpośrednio przed globalnym kryzysem, a udział kredytów z utratą wartości – na wyższym. W podziale na sektory i rodzaje kredytów, na koniec 2014 r. udział ten był najwyższy w przypadku kredytów konsumpcyjnych (12,8 proc.), a następnie kredytów dla przedsiębiorstw niefinansowych (11,3 proc.). Dla kredytów mieszkaniowych wynosił on 3,1 proc.

Odnosnie kanału kursu walutowego, jako czynniki zmniejszające przeniesienie zmian kursu na ceny w literaturze wymieniane są spadek poziomu i zmienności inflacji. W Polsce okres stopniowej dezinflacji zakończył się ok. 2002 r. Następnie średni 5-letni poziom i zmienność inflacji nie miały stałej tendencji, jednak były one znacznie niższe niż w okresie dezinflacji. W 2004 r. ustalono cel inflacyjny na poziomie 2,5 proc. +/-1 pkt. proc. Do końca 2014 r. inflacja pozostawała w tym przedziale przez ok. 1/3 czasu, przy czym maksymalny poziom wynosił 5 proc., a minimalny -1 proc. (w 2015 r. miało miejsce pogłębienie deflacji). Inne czynniki trwale obniżające kursowy efekt *pass-through* to zmiany w procesie produkcji (internacjonalizacja produkcji) oraz wiarygodność polityki pieniężnej realizującej strategię bezpośredniego celu inflacyjnego.

Znaczenie może mieć również struktura handlu. Po pierwsze, przeniesienie zmian kursu powinno być większe dla importowanych dóbr nieprzetworzonych. W Polsce ich udział był stosunkowo stabilny w latach 2002-2010, po czym nieznacznie wzrósł. Po drugie, wrażliwość cen (a przez to również wolumenów) importu i eksportu na zmiany kursu może ograniczać udział w globalnych łańcuchach produkcji (GVC – *global value chains*).⁹ Pomiędzy 2005 r. a 2011 r. (ostatnie dostępne dane) miał miejsce wzrost zarówno prezentowanej przez nas w Tabeli 2 składowej obliczanego przez OECD i WTO indeksu uczestnictwa w GVC, tj. udziału zagranicznej wartości dodanej w eksporcie, jak i samego indeksu. Stanowi to kontynuację tendencji obserwowanej co najmniej od połowy lat 90. (pierwsze dostępne dane wskazują, że w 1995 r. udział zagranicznej wartości dodanej stanowił ok. 1/2, a indeks uczestnictwa ok. 2/3 poziomu z 2011 r.).

Jak wspomniano w sekcji 1.1, jeżeli podmioty gospodarcze mają niezabezpieczone zobowiązania w walutach obcych, aprecjacja waluty krajowej powoduje poprawę ich bilansów i może zwiększyć popyt krajowy, częściowo kompensując niekorzystny wpływ na eksport netto. Po zmianach w Rekomendacji S z 2013 r., ograniczających dostęp do walutowych kredytów mieszkaniowych do osób uzyskujących dochód w walucie obcej, udział kredytów walutowych spada (o innych działaniach w obszarze kredytów walutowych zob. Huttel, 2015). Rekomendacja S z 2013 r. ograniczyła również *loan to value* dla kredytów mieszkaniowych ogółem do 95 proc. do końca 2014 r., a następnie do 90 proc. w 2015 r. i 85 lub 90 proc w 2016 r., w zależności od zabezpieczenia. W pierwszym kwartale 2015 r. nowe kredyty mieszkaniowe w walutach obcych stanowiły mniej niż 1 proc. Udział depozytów walutowych, po wcześniejszej tendencji spadkowej, jest stosunkowo stabilny od 2010 r.

Działaniu kanału kredytowego sprzyja wysoki udział małych i średnich przedsiębiorstw niefinansowych, mających ograniczony dostęp do innych niż kredyt bankowy źródeł finansowania zewnętrznego w liczbie przedsiębiorstw niefinansowych ogółem (99,9 proc.). Ich udział w produkcji jest o ok. połowę mniejszy i

⁹ Badania porównawcze pokazują, że udział w globalnych łańcuchach produkcji istotnie ogranicza wrażliwość eksportu na zmiany kursu walutowego (Ahmed *et al.*, 2015).

stabilny po 2010 r. Z drugiej strony, w latach 2012-2013 udział kredytów bankowych w finansowaniu inwestycji wynosił poniżej 10 proc. (o „pasywności kredytowej” przedsiębiorstw w Polsce zob. Sawicka i Tymoczko, 2014). Najważniejszym źródłem finansowania są środki własne (72-proc. udział w 2013 r.). Kredyty handlowe w relacji do PKB spadły nieco w porównaniu z okresem globalnego kryzysu (na substytucję pomiędzy kredytem bankowym a handlowym w Polsce wskazują Marzec i Pawłowska, 2011). Dla działania kanału kredytowego znaczenie ma też siła bilansów banków, opisana wśród czynników związanych z kanałem stopy procentowej

Na działanie kanału cen aktywów może wpływać majątek gospodarstw domowych i kapitalizacja rynku akcji. Od 2012 r. majątek finansowy przewyższa poziom ze szczytu boomu przed globalnym kryzysem. Jednak w 2014 r. aż 47 proc. stanowiła gotówka i depozyty. Skuteczność kanału majątkowego ogranicza też rozkład majątku w sektorze gospodarstw domowych. Zgodnie z Diagnozą Społeczną z 2013 r. oszczędności posiada jedynie 40 proc. z gospodarstw domowych. Z tej grupy 2 proc. ma papiery wartościowe notowane na giełdzie, 6,3 proc. jednostki funduszy inwestycyjnych, 2,5 proc. obligacje, a odpowiednio 46,4 i 66,6 proc. gospodarstw domowych posiada gotówkę i depozyty. Wartość zasobu mieszkaniowego wzrasta, jednak wolniej niż PKB, przez co relacja tych dwóch zmiennych spadła w latach 2007-2014 o ok. 39 pkt proc. Natomiast kapitalizacja rynku akcji, wliczając Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie i rynek New Connect (działający od 2007 r.), nie przewyższyła jeszcze historycznego maksimum (z 2007 r.). Na koniec 2014 r. na obu rynkach notowane było odpowiednio 471 i 431 spółek (w tym odpowiednio 420 i 421 krajowych).

Tabela 1. Czynniki wpływające na działanie kanału stopy procentowej

	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014
Depozyty GD i INIEK w bankach (proc. PKB) ^{1,2}	28,2	23,3	22,2	24,1	28,2	30,7	33,7
Depozyty GD i INIEK w SKOK (proc. PKB) ^{2,3,4}	0,27	0,43	0,53	0,69	0,92	0,97	0,74
Obligacje w aktywach GD i INIEK (proc. PKB) ²	0,8	1,2	0,8	0,7	0,5	0,6	0,3
Depozyty PNF (proc. PKB) ²	7,0	9,9	12,7	13,0	13,6	12,4	13,8
Obligacje w aktywach PNF (proc. PKB) ²	0,7	1,3	1,5	1,2	1,0	0,5	0,6
Kredyty GD i INIEK w bankach (proc. PKB) ^{1,2}	10,4	11,5	14,9	23,8	30,6	32,3	33,1
Kredyty GD i INIEK w SKOK (proc. PKB) ^{2,3,4}	0,21	0,31	0,38	0,54	0,67	0,61	0,55
Kredyty PNF (proc. PKB) ²	29,3	25,3	27,4	35,6	33,2	35,9	37,2
Obligacje PNF (proc. PKB) ²	2,9	3,0	1,9	1,9	2,3	3,4	5,0
Akcje PNF (proc. PKB) ²	4,9	10,1	19,4	9,8	19,4	17,1	16,2
Krótkoterminowe depozyty GD i INIEK (proc.) ¹	91,2	91,8	95,1	96,1	95,6	95,8	90,1
Krótkoterminowe depozyty PNF (proc.) ¹	99,0	99,4	99,5	99,5	99,2	99,0	99,5
Krótkoterminowe depozyty SNF (proc.) ¹	92,6	93,7	96,4	97,2	96,7	96,7	92,5
Krótkoterminowe kredyty GD i INIEK (proc.) ¹	32,3	26,1	18,3	13,8	11,5	9,2	8,8
Krótkoterminowe kredyty PNF (proc.) ¹	43,5	38,5	35,8	35,2	31,8	31,4	30,7
Krótkoterminowe kredyty SNF (proc.) ¹	38,9	32,7	26,2	22,2	18,2	16,5	15,9
Papiery wartościowe banku centralnego i rządu w aktywach banków (proc.) ¹	20,3	19,7	19,4	14,9	20,5	16,8	18,0
Udział banków z przewagą kapitału państwowego w aktywach (proc.) ¹	24,6	23,8	20,1	18,3	21,7	23,0	24,2
Udział banków z przewagą kapitału zagranicznego w aktywach (proc.) ¹	62,2	62,9	66,0	67,2	62,6	59,9	61,0
Należności zagrożone (do 2008 r.) /należności z utratą wartości (proc.) ¹	19,8	17,6	9,3	4,7	8,5	8,6	8,3
ROA (proc.) ¹	0,47	1,29	1,58	1,47	0,96	1,10	1,01
Współczynnik wypłacalności (do 2014Q1) /łączny współczynnik kapitałowy (proc.) ¹⁴	13,9	15,1	13,9	11,2	13,8	14,1	14,8

Uwagi: GD – gospodarstwa domowe, INIEK – instytucje niekomercyjne działające na rzecz gospodarstwa domowych, PNF – przedsiębiorstwa niefinansowe, SNF – sektor niefinansowy.

Źródło: 1 – NBP, 2 – Eurostat, 3 - GUS, 4 – KNF, 5 – OECD, 6 – GPW, New Connect.

Tabela 2. Czynniki wpływające na działanie kanału kursu walutowego

	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014
Poziom inflacji (średnia z 5 lat) ³	7,3	4,4	1,9	2,7	2,8	3,7	2,3
Zmienność inflacji (odchylenie standardowe z 5 lat) ³	3,7	3,4	1,3	1,4	1,2	0,8	1,7
Import dóbr nieprzetworzonych (proc.) ²	11,1	10,7	11,0	12,0	12,3	15,3	13,1
Uczestnictwo w GVC ⁵			50 [2005]	52,7	53	55,6 [2011]	
Zagraniczna wartość dodana w eksporcie (proc.) ⁵			28,2 [2005]	31	31,2	32,3 [2011]	
Depozyty walutowe GD i INIEK (proc.) ¹	17,1	16,6	13,9	9,0	7,6	7,3	7,7
Depozyty walutowe PNF (proc.) ¹	21,6	19,1	21,6	17,6	14,7	16,9	15,9
Depozyty walutowe SNF (proc.) ¹	17,9	17,2	16,3	11,7	9,6	9,9	9,8
Kredyty walutowe GD i INIEK (proc.) ¹	21,8	26,3	31,2	32,3	37,4	37,3	30,6
Kredyty walutowe PNF (proc.) ¹	30,2	29,0	22,4	19,4	24,5	24,3	26,1
Kredyty walutowe SNF (proc.) ¹	26,7	27,7	27,3	27,3	33,3	33,2	29,2

Źródło: 1 – NBP, 2 – Eurostat, 3 - GUS, 4 – KNF, 5 – OECD, 6 – GPW, New Connect.

Tabela 3. Czynniki wpływające na działanie kanału kredytowego

	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014
Udział liczby MSP (proc.) ³	99,8 [2003]	99,8	99,9	99,8	99,8	99,9	99,9 [2013]
Udział produkcji MSP (proc.) ³	62,3 [2003]	61,7	59,3	58,7	56,9	55,8	56,4 [2013]
Udział kredytów bankowych w finansowaniu inwestycji (proc.) ³	15,0	12,2	12,9	13,8	12,4	9,3	9,3 [2013]
Kredyty handlowe PNF (proc. PKB) ²	9,3	6,3	7,1	8,2	8,0	7,1	7,3

Uwaga: Większość czynników wpływających na działanie kanału stopy procentowej (Tabela 1), np. udział kredytów w PKB, czy siła bilansów banków, wpływają również na działanie kanału kredytowego.

Źródło: 1 – NBP, 2 – Eurostat, 3 - GUS, 4 – KNF, 5 – OECD, 6 – GPW, New Connect.

Tabela 4. Czynniki wpływające na działanie kanału cen aktywów

	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014
Majątek finansowy gospodarstw domowych (proc. PKB) ²	56,0	72,6	82,9	74,2	82,9	87,1	94,1
Majątek mieszkaniowy gospodarstw domowych (proc. PKB) ^{1,2}		184,9 [2005]	194,0	213,3	195,0	180,5	177,0
Kapitalizacja rynku akcji (proc. PKB) ^{2,6}	13,6	31,5	59,7	36,5	55,5	45,7	73,4

Źródło: 1 – NBP, 2 – Eurostat, 3 - GUS, 4 – KNF, 5 – OECD, 6 – GPW, New Connect.

2. Ogólny kształt mechanizmu transmisji polityki pieniężnej

2.1. Analiza z wykorzystaniem modeli typu (S)VAR

Ta część raportu pokazuje ogólne cechy mechanizmu transmisji monetarnej i tzw. fakty stylizowane. Wyniki zostały otrzymane na podstawie (strukturalnych) modeli wektorowej autoregresji, (S)VAR, w których posługujemy się stosunkowo niedużą liczbą założeń, mniejszą niż w modelach strukturalnych. Pozwalamy więc, by przede wszystkim mówiły dane.

Najważniejszym założeniem, na którym opierają się wyniki z modeli (S)VAR, jest postać reguły polityki pieniężnej oraz opóźnienia w mechanizmie transmisji monetarnej. W ujęciu VAR reguła polityki pieniężnej to zestaw zmiennych makroekonomicznych, które są brane pod uwagę przez ciało podejmujące decyzje o poziomie instrumentu polityki pieniężnej (stopy procentowej). Zakładamy, że w Polsce jest to inflacja (wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych, CPI lub HICP) i stan koniunktury. W szczególności zakładamy, że ustalając w czasie t poziom stopy procentowej, bank centralny ma informacje dotyczące aktualnego (tj. w czasie t) kształtowania się wskaźnika CPI i Produktu Krajowego Brutto. Z uwagi na sztywności w gospodarce, m.in. cen i płac oraz inercję konsumpcji (*habit formation*), zakładamy, że sfera realna i ceny reagują na zmiany stopy procentowej z opóźnieniem. Kryzys finansowy sprawił, że wśród zmiennych makroekonomicznych analizowanych przez banki centralne znacznie wzrosła waga kredytu. Uzupełniliśmy w związku z tym podstawowy zestaw zmiennych wykorzystywanych w modelach (S)VAR o kredyty złotowe.

Zaburzenie, czy inaczej szok polityki pieniężnej, otrzymujemy z dwóch dekompozycji. W pierwszej przyjmujemy, że kurs walutowy może reagować jednocześnie ze stopą procentową, co wydaje się być właściwym założeniem dla gospodarki otwartej. W drugiej zaś, że na kształtowanie się stopy procentowej ma wpływ zachowanie się kursu walutowego z okresu przeszłego ($t-1$), czyli wykorzystujemy standardową dekompozycję Choleskiego.

Tak jak w poprzednim raporcie (Kapuściński *et al.*, 2014), posługujemy się danymi o częstotliwości kwartalnej i miesięcznej. Dane miesięczne służą nam przede wszystkim do weryfikacji wyników uzyskanych na danych kwartalnych oraz do analizy wpływu polityki pieniężnej (stopy procentowej) na inne zmienne makroekonomiczne, takie jak kredyt bankowy, stopa bezrobocia, czy sprzedaż detaliczna towarów i usług.

Dla danych kwartalnych budujemy podstawowy model (S)VAR, w którym występuje 5 zmiennych endogenicznych: PKB, ceny (HICP)¹⁰, kredyty i pożyczki złotowe dla gospodarstw domowych i

¹⁰ Indeks HICP jest też wykorzystywany w modelach strukturalnych. Pozwala to na poprawne oszacowanie realnego kursu walutowego (ceny w strefie euro to indeks HICP). Stylizowane fakty uzyskane z modeli SVAR wykorzystujemy do weryfikacji wyników z modeli strukturalnych, z czego wynikało pojawienie się indeksu HICP w kwartalnych modelach SVAR. W prezentowanych tu modelach (S)VAR PKB, HICP, kredyty i pożyczki złotowe, stopa WIBOR oraz kurs walutowy występują w poziomach.

przedsiębiorstw, stopa procentowa (stopę banku centralnego przybliżamy za pomocą stopy WIBOR 3M)¹¹ oraz realny efektywny kurs walutowy. Jako zmienne egzogeniczne, a więc te, które wpływają na zmienne modelu, lecz same nie kształtują się po ich wpływie, wykorzystujemy popyt zagraniczny (PKB strefy euro) oraz zagraniczną stopę procentową (EURIBOR 3M)¹². Posługujemy się także zestawem zmiennych zero-jedynkowych w celu wyeliminowania autokorelacji i uzyskania normalnego rozkładu reszt modelu (lub przynajmniej wyeliminowania ich skośności). Są to zmienne zero-jedynkowe eliminujące problem roku 2000, zwany „Y2K” (gwałtowny wzrost stóp procentowych pod koniec 1999 r.), kryzys rosyjski z 1998 r., który, z uwagi na zahamowanie eksportu do Rosji, spowodował w Polsce szok podaży, oraz wejście Polski do UE w maju 2004 r., które wywołało przejściowy, silny wzrost zakupów i inflacji.

W celu uszczegółowienia analizy stylizowanych faktów i ustalenia, jak zachowują się najważniejsze składniki PKB, zmieniamy nieco model podstawowy: wstawiamy doń konsumpcję indywidualną i inwestycje prywatne, nie uwzględniamy natomiast kredytu. Nieuwzględnienie kredytów wynika z konieczności zachowania jak najbardziej oszczędnej konstrukcji, gdyż modele typu (S)VAR bardzo szybko tracą stopnie swobody. Sądzimy, że wyeliminowanie innej zmiennej (cen) powodowałoby większy błąd oszacowań niż wyeliminowanie kredytów.

Model miesięczny obejmuje nieco inny zestaw zmiennych niż podstawowy model kwartalny: PKB zastąpiony został produkcją przemysłową, i odpowiednio, jako zmienną egzogeniczną, wstawiamy produkcję przemysłową strefy euro. Posługujemy się cenami towarów i usług konsumpcyjnych CPI oraz 1-miesięczną stopą WIBOR, która wydaje się lepiej pasować do danych miesięcznych i – ze względów technicznych – nominalnym efektywnym kursem walutowym.

Próba, na której budujemy podstawowe kwortalne modele (S)VAR, zaczyna się w pierwszym kwartale 1998 r. i kończy się w pierwszym kwartale 2015 r.¹³, dla danych miesięcznych wykorzystujemy krótszą, bardziej jednorodną próbę, zaczynającą się w styczniu 2001 r. i kończącą się w czerwcu 2015 r. Liczba opóźnień w modelach jest ustalana na podstawie kryterium informacyjnego Schwarzera, bierzemy pod uwagę również autokorelację składnika losowego oraz rozkład reszt.

W modelu kwartalnym reakcja PKB na szok stopy procentowej jest statystycznie istotna (Rysunek 2), poziom kredytów złotych obniża się dość szybko i jest to również reakcja statystycznie istotna. Obserwujemy powolny spadek cen w dekompozycji, w której kurs walutowy może reagować jednocześnie ze stopą procentową (lewy panel). W wynikach otrzymanych z dekompozycji Choleskiego widoczna jest niewielka, ale uporczywa „zagadka cenowa”, czyli wzrost cen po wzroście stopy procentowej (prawy panel). Zagadka cenowa jest często powodowana przez problemy ze specyfikacją modeli (S)VAR, jednak w naszych wynikach może to być nie tyle problem nieuwzględnienia zmiennych istotnych z punktu widzenia transmisji monetarnej, co z reakcji kursu walutowego na szok polityki pieniężnej. W dekompozycji Choleskiego po szoku stopy procentowej nie występuje bowiem aprecjacja, która wynikałaby z różnicy stopy procentowej

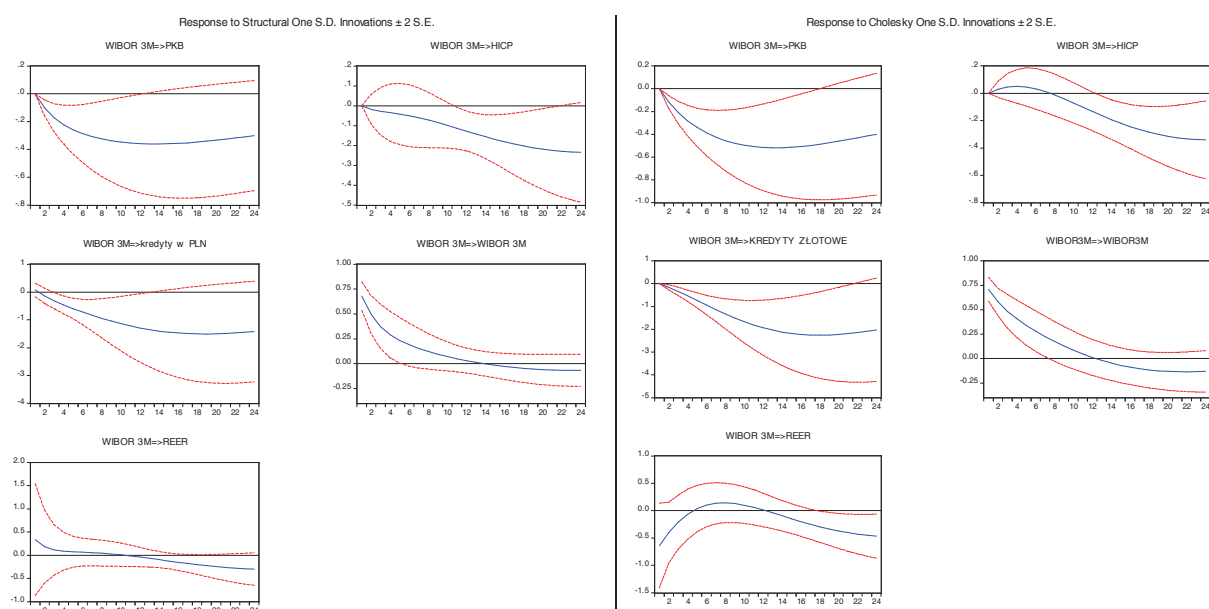
¹¹ Stopa banku centralnego to stopa referencyjna, jednak ze względu na niską zmienność nie może być wykorzystana w modelach. Stopa POLONIA, która jest stopą transakcyjną i jednocześnie jest najbliższa stopie banku centralnego jest obliczana od 2005 r., a zatem jej szereg jest zbyt krótki, by mógł być użyty w modelach (S)VAR. Wykorzystujemy zatem stopy WIBOR, będące stopami kwotowań na rynku pieniężnym. W modelach kwartalnych jest to stopa 3-miesięczna, w miesięcznych 1-miesięczna.

¹² Wszystkie zmienne oprócz stóp procentowych zostały zlogarytmowane.

¹³ Model przeznaczony do analizy zachowania konsumpcji i inwestycji prywatnych jest oszacowany na próbie od I kw. 2002 r. do II kw. 2015 r. z uwagi na brak danych dotyczących składników PKB przeszacowanych w tył dla roku bazowego 2010.

między Polską a zagranicą, lecz raczej deprecjacja, będąca zapewne skutkiem obaw inwestorów o pogarszające się fundamenty gospodarki. Warto zauważyć, że w dekompozycji strukturalnej kurs walutowy w ogóle nie reaguje na szok stopy procentowej. Oznacza to, że po wzroście stopy procentowej możemy mieć do czynienia z dwojakimi reakcjami cen, zależącymi od zachowania się kursu walutowego. W sytuacjach, gdy pomimo wzrostu dysparytetu stóp procentowych dochodzi do deprecjacji złotego, obniżanie się poziomu cen może następować z opóźnieniem, a nawet może wystąpić jego przejściowy, niewielki wzrost. Podobny skutek może wywierać działanie kanału kosztowego – wzrost stopy procentowej oznacza bowiem wzrost kosztu kredytu, a jeśli jest on zaciągany na finansowanie kosztów zmiennych (płace), to będzie się on odbijał w cenach.

Rysunek 2. Funkcje reakcji na szok polityki pieniężnej (wzrost stopy procentowej) otrzymane z dekompozycji pozwalającej na jednoczesne reagowanie kursu walutowego i stopy procentowej (panel lewy) oraz standardowa dekompozycja Choleskiego (panel prawy), modele z 1 opóźnieniem

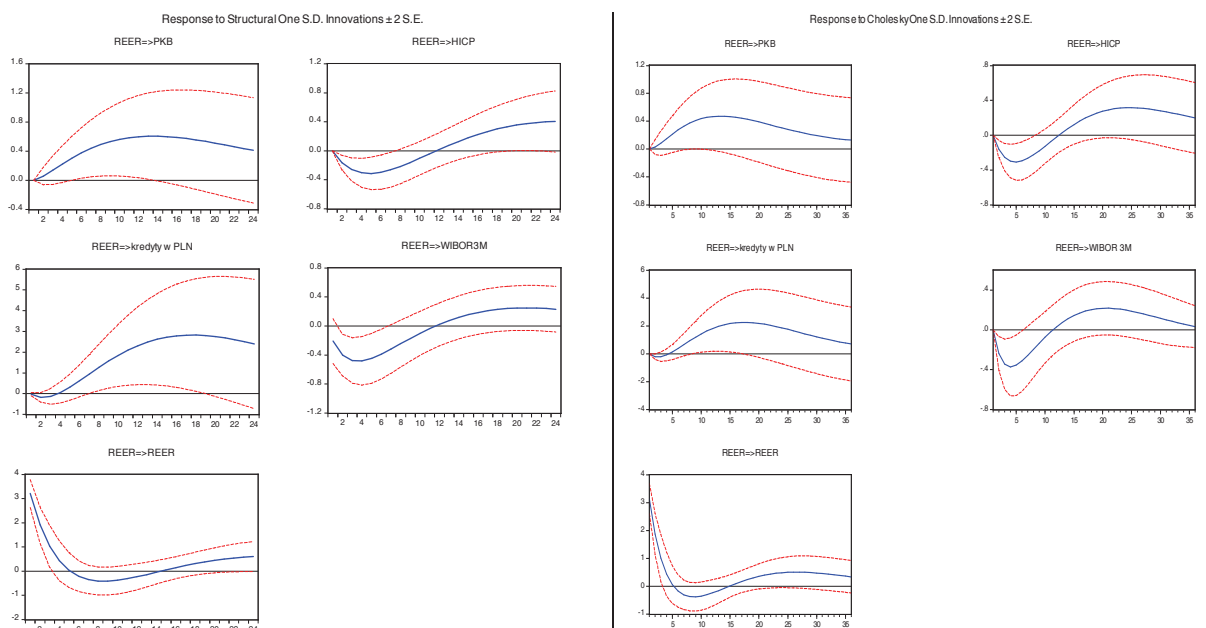


Źródło: obliczenia własne.

Shok kursu walutowego wpływa na aktywność sfery realnej mierzonej PKB (Rysunek 3). Po nieoczekiwanej aprecjacji realnego kursu walutowego PKB rośnie mimo obniżenia się eksportu. Na podstawie bardziej szczegółowego modelu widzimy, że po szoku kursowym rosną inwestycje i konsumpcja oraz z pewnym opóźnieniem kredyty złotowe (Rysunek 4). Warto także zauważyć, że w modelu tym, liczącym z dwoma opóźnieniami i nieco lepiej ujmującym dynamikę procesów makroekonomicznych niż model podstawowy, PKB początkowo spada przez krótki okres – jest to właśnie efekt obniżania się eksportu. Podobny wynik otrzymaliśmy z modelu strukturalnego, por. rozdział 3.2.2. Dodatkowo oddziaływanie aprecjacji na PKB, inwestycje i konsumpcję nie jest rezultatem oczywistym. Z jednej strony, może być ono spowodowane wyraźnym spadkiem stopy procentowej, zmniejszającym stopień restrykcyjności polityki pieniężnej i stymulującym inwestycje i konsumpcję, z drugiej zaś potaniem importu zaopatrzeniowego i finalnego, co w dłuższym horyzoncie może sprzyjać eksportowi netto.

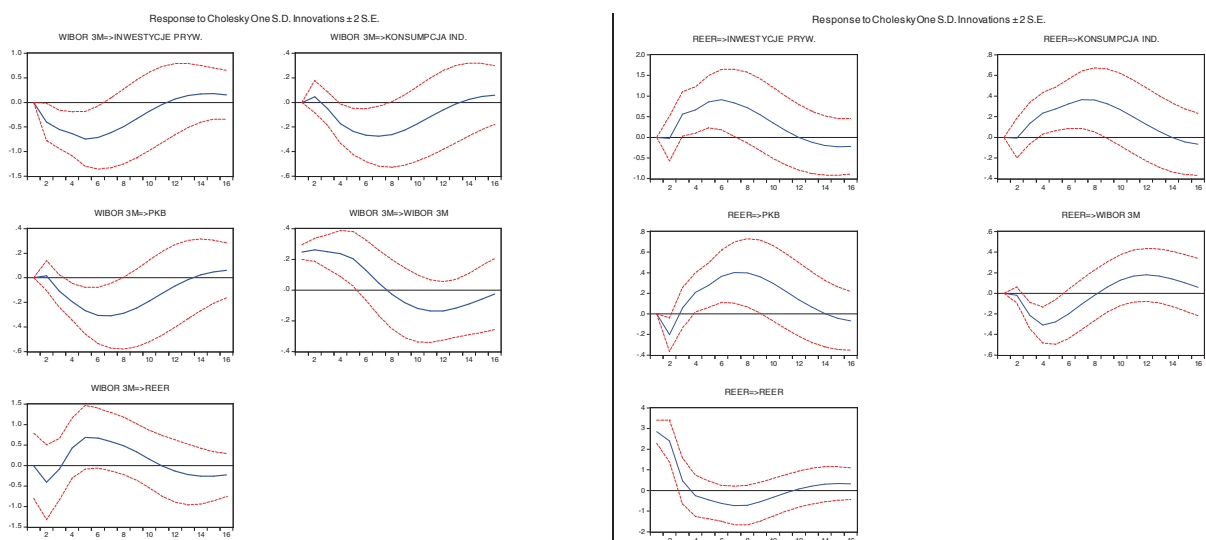
Wpływ kursu na ceny towarów i usług konsumpcyjnych jest w opisywanych tu modelach niewielki (ok. 4% po 4 kwartałach). Jest on niższy niż szacowaliśmy w poprzednim raporcie (7-8%).

Rysunek 3. Funkcje reakcji na szok kursu walutowego (aprecjacja) otrzymane z dekompozycji pozwalającej na jednoczesne reagowanie kursu walutowego i stopy procentowej (panel lewy) oraz standardowa dekompozycja Choleskiego (panel prawy), modele z 1 opóźnieniem



Źródło: obliczenia własne.

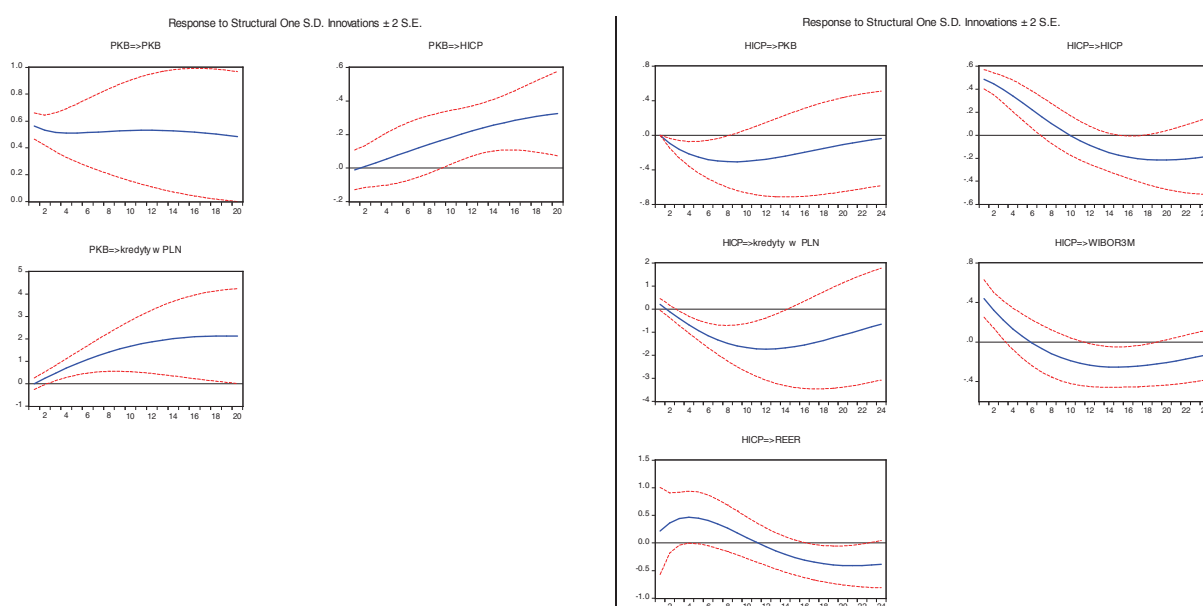
Rysunek 4. Funkcje reakcji na szok stopy procentowej (lewy panel) i aprecjacji realnego kursu walutowego (prawy panel): reakcja inwestycji prywatnych, konsumpcji indywidualnej i PKB, próba 2002.1-2015.2, dekompozycja Choleskiego, model z 2 opóźnieniami



Źródło: obliczenia własne.

Szok inflacyjny wpływa negatywnie na PKB i – jak można oczekiwać w kraju prowadzącym politykę bezpośredniego celu inflacyjnego – prowadzi do wzrostu stopy procentowej. Z kolei pozytywny szok popytu krajowego podnosi ceny i zwiększa popyt na kredyty bankowe. Reakcje na szok inflacyjny i szok popytowy są podobne w obu dekompozycjach, więc ograniczamy się do przedstawienia na wykresach wyłącznie wyników, w których pozwalamy kursowi walutowemu reagować jednocześnie ze stopą procentową (Rysunek 5). Dodatni szok kredytów podnosi ceny, ale nie przenosi się na PKB (tego wyniku nie pokazujemy z uwagi na ograniczoną objętość raportu).

Rysunek 5. Wybrane funkcje reakcji na szok popytu krajowego (panel lewy) i szok cenowy (panel prawy), dekompozycja w której kurs walutowy i stopa procentowa mogą reagować jednocześnie

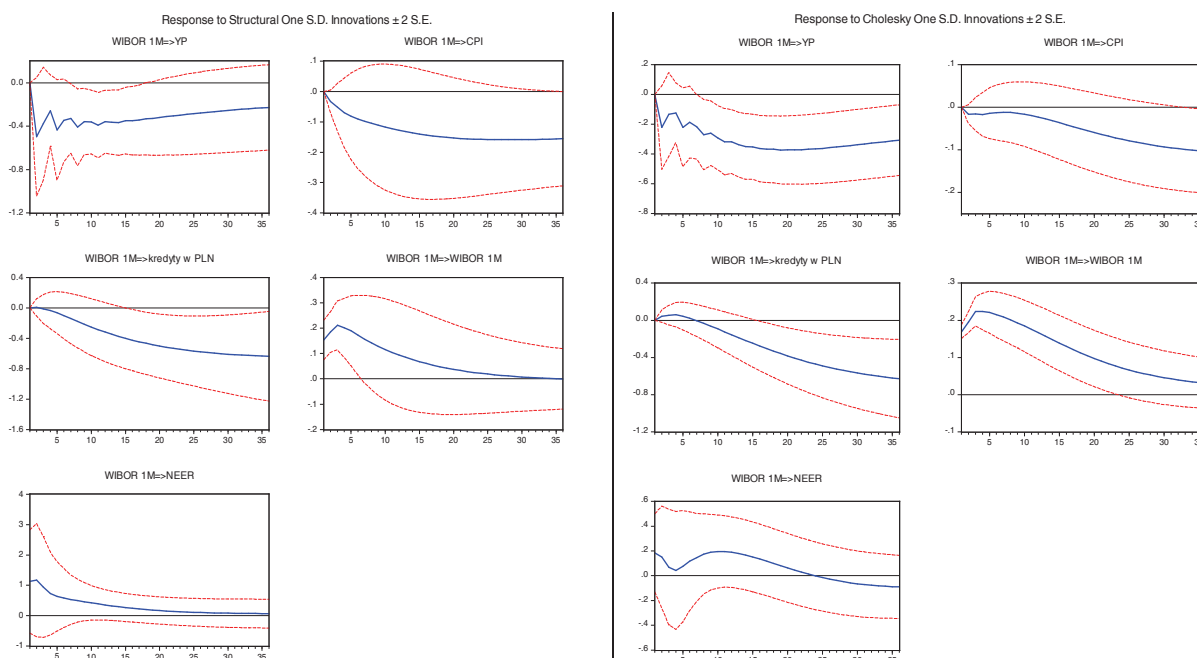


Źródło: obliczenia własne.

Modele (S)VAR o częstotliwości miesięcznej w znacznej mierze potwierdzają wyniki otrzymane z modeli kwartalnych. Po szoku stopy procentowej (Rysunek 6) spada produkcja przemysłowa i ceny. Reakcja produkcji przynajmniej w pewnych okresach jest statystycznie istotna, spadek cen jest natomiast istotny ze znacznym opóźnieniem, nie występuje jednak zagadka cenowa¹⁴. Obniża się poziom kredytów złotych, przy czym w dekompozycji strukturalnej (lewy panel) spadek ten następuje od razu po szoku stopy procentowej, a w dekompozycji Choleskiego (prawy panel) z opóźnieniem. Kurs walutowy nie reaguje w żadnej z pokazywanych dekompozycji.

¹⁴ Zagadka cenowa na danych miesięcznych występuje na próbie obejmującej dane sprzed 2001 r.

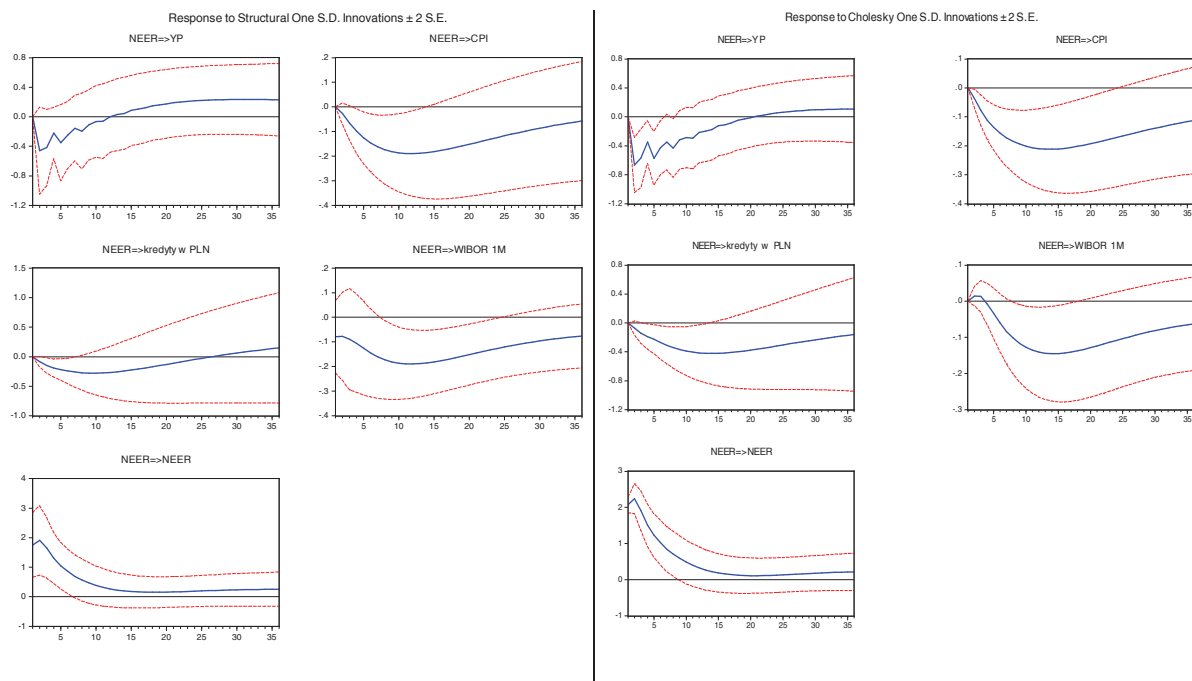
Rysunek 6. Funkcje reakcji na szok polityki pieniężnej (wzrost stopy procentowej) otrzymane z dekompozycji pozwalającej na jednoczesne reagowanie kursu walutowego i stopy procentowej (panel lewy) oraz standardowa dekompozycja Choleskiego (panel prawy)



Źródło: obliczenia własne.

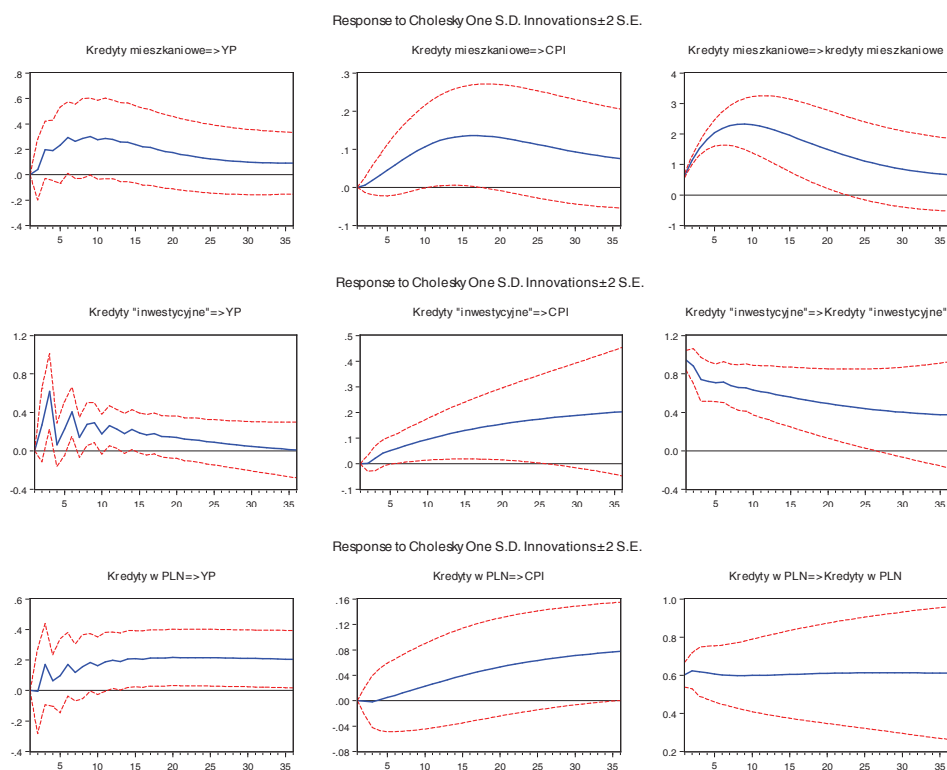
Po szoku kursu walutowego (Rysunek 7) produkcja przemysłowa praktycznie nie reaguje w dekompozycji strukturalnej (jej spadek jest statystycznie nieistotny) lub spada przez ok. 7 miesięcy (dekompozycja Choleskiego, prawy panel). Odpowiada to przejściowemu spadkowi PKB w modelu, w którym analizujemy zachowanie składowych PKB. Spadają ceny, przy czym efekt *pass-through* po roku jest mniejszy niż w modelach kwartalnych i wynosi jedynie ok. 2%. Oddziaływanie szoku kursowego na kredyty złotowe, choć na pierwszy rzut oka może wydawać się inne niż w modelu kwartalnym, jest jednak niesprzeczne – widzimy początkowy (ok. 6 miesięcy) niewielki ich spadek, co również jest widoczne w modelach kwartalnych, a następnie otrzymujemy reakcje statystycznie nieistotną, z dużym przedziałem błędów. Należy też pamiętać, że w wypadku modeli kwartalnych pokazujemy reakcje, które są znacznie bardziej rozciągnięte w czasie (24 lub 36 kwartałów), podczas gdy w modelach miesięcznych danych miesięcznych – 36 miesięcy. Reakcje kredytu w modelu kwartalnym są oszacowane lepiej, są statystycznie istotne i można się spodziewać, że w dłuższym horyzoncie czasowym zachowanie kredytów złotowych po aprecjacji złotego jest zbliżone do tego, jakie widać na Rysunku 3. Dodatkowo szoki kredytu złotowego dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw, które utożsamiamy z szokami podaży kredytu wywołują wzrost produkcji, co świadczy o działaniu w gospodarce kanału kredytowego (szersza analiza kanału kredytowego znajduje się w rozdziale 3.3). Działanie takie wykazują w szczególności kredyty mieszkaniowe dla osób prywatnych i kredyty dla przedsiębiorstw nazywane przez nas w raporcie „inwestycyjnymi” tj. o zapadalności powyżej 1 roku do powyżej 5 lat (Rysunek 8).

Rysunek 7. Funkcje reakcji na szok kursu walutowego (aprecjacja) otrzymane z dekompozycji pozwalającej na jednoczesne reagowanie kursu walutowego i stopy procentowej (panel lewy) oraz standardowa dekompozycja Choleskiego (panel prawy)



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 8. Funkcje reakcji produkcji przemysłowej i CPI na szok wybranych kredytów złotych

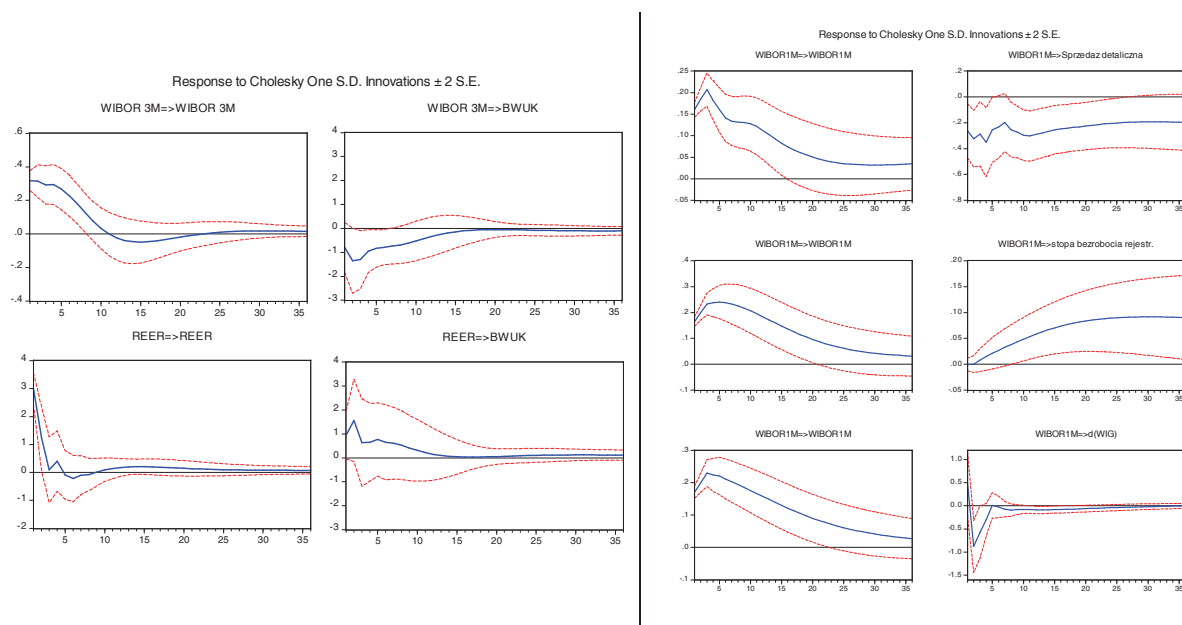


Uwagi: Na rysunku przedstawione są reakcje następujących kredytów złotych: kredytu mieszkaniowego dla osób prywatnych, kredytu od 1 do 5 lat dla przedsiębiorstw, kredytu w rachunku bieżącym dla przedsiębiorstw oraz pożyczek dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw ogółem.

Źródło: obliczenia własne.

Dodatkowe modele pokazują, że po szoku stopy procentowej sprzedaż detaliczna oraz ceny aktywów finansowych (indeks WIG w ujęciu realnym) obniżają się w sposób statystycznie istotny, natomiast stopa bezrobocia rejestrowanego rośnie. Zbadano także, jak po szoku stopy procentowej i kursu walutowego zmienia się bieżący wskaźnik ufności konsumentów, będący średnią arytmetyczną sald ocen zmian sytuacji finansowej gospodarstwa domowego, zmian ogólnej sytuacji ekonomicznej kraju oraz obecnego dokonywania ważnych zakupów (dane GUS). Okazuje się, że w pierwszym z wymienionych przypadków spada, a w drugim najprawdopodobniej rośnie (wynik jest bliski statystycznej istotności), co dobrze koresponduje z funkcjami reakcji konsumpcji indywidualnej i sprzedaży detalicznej (Rysunek 9, lewy panel).

Rysunek 9. Funkcje reakcji wskaźnika ufności konsumentów (BWUK) na szok stopy procentowej (WIBOR 3M), dekompozycja Choleskiego na danych kwartalnych (lewy panel) oraz sprzedaży detalicznej towarów i usług, stopy bezrobocia i zmiany cen aktywów finansowych (WIG) na szok stopy procentowej (WIBOR 1M), dekompozycja Choleskiego na danych miesięcznych (prawy panel)



Źródło: obliczenia własne.

Wszystkie powyższe rezultaty były otrzymane na podstawie klasycznej formy identyfikacji modeli (SVAR tj. poprzez nałożenie restrykcji zerowych na współczynniki modelu. Ma to swoje zalety, ale również słabe strony. Główną zaletą jest to, że wyniki są jednoznaczne (dla zadanej struktury modelowej). Stanowi to zarazem słaby punkt metody, ponieważ zmieniając założenia struktury modelowej możemy otrzymać inne wyniki odnośnie mechanizmu transmisji monetarnej. Postanowiliśmy więc przeprowadzić pewien rodzaj analizy wrażliwości naszych wyników na założenia struktury modelu. Zamiast restrykcji zerowych użyliśmy restrykcji na znaki. Interpretacja funkcji odpowiedzi na impuls na podstawie takiej metody jest odmienna. W klasycznym podejściu funkcje reakcji na impuls są jednoznacznie związane z jedną i tylko jedną strukturą modelową. W drugim przypadku możemy odpowiedzieć na pytanie, jak wyglądają funkcje reakcji zgodne z nieskończoną liczbą struktur modelowych, pod warunkiem zgodności tych ostatnich z założonymi znakami dla współczynników, bądź pewnych funkcji współczynników (np. sama funkcja reakcji pewnej zmiennej na jakiś impuls po jakimś czasie).

Rysunek 10 przedstawia wpływ szoku polityki pieniężnej (utożsamianego z egzogenicznym wzrostem stopy procentowej WIBOR 1M) na produkcję sprzedaną przemysłu (YP), ceny (CPI), kredyty złotowe (KREDYTY W PLN) i nominalny efektywny kurs walutowy (NEER, wzrost oznacza aprecjację złotego). W celu identyfikacji szoku polityki pieniężnej posłużono się wyłącznie restrykcjami na znaki funkcji odpowiedzi na impuls. Jest to więc znaczne odejście od klasycznej identyfikacji szoków opierającej się na założeniu dostatecznej liczby zerowych restrykcji nałożonych na współczynniki modelu. W dużej mierze wzorowaliśmy się na podejściu zaproponowanym w pracy Uhlig (2005). W szczególności założono, że zacieśnienie polityki pieniężnej nie powoduje wzrostu cen oraz wzrostu kredytu w 3, 4 oraz 5-tym miesiącu

od chwili powstania szoku. Ponadto po zacieśnieniu polityki pieniężnej nie następuje od razu jej poluzowanie, lecz stopa WIBOR 1M utrzymuje się przez pewien czas na podwyższonym poziomie. Zielona ciągła linia oznacza medianę rozkładu prawdopodobieństwa funkcji odpowiedzi na impuls, zaś czerwone przerywane linie wyznaczają 68-procentowy przedział błędu dla mediany. Analizując funkcje odpowiedzi na impuls, uwagę zwraca brak wpływu polityki pieniężnej na produkcję sprzedaną. Jest to analogiczny rezultat do uzyskanego dla gospodarki amerykańskiej w pracy Uhlig (2005). Zacieśnienie polityki pieniężnej powoduje natomiast natychmiastowy spadek cen oraz kredytu, osiągający maksymalny efekt po około pół roku. Należy podkreślić, że dzieje się tak, mimo że nie wymusiliśmy spadku cen i kredytu przez okres dwóch miesięcy od chwili pojawienia się szoku. Wreszcie, biorąc pod uwagę medianę funkcji odpowiedzi kursu walutowego, zacieśnienie polityki pieniężnej powoduje natychmiastową aprecjację złotego o około pół punktu procentowego, jednak nie jest to efekt statystycznie istotny.

Powstaje naturalne pytanie czy brak reakcji sfery realnej na działanie stopy procentowej (por. Rysunek 10) jest niepodważalnym faktem, czy wynika to raczej z absolutnie minimalnych założeń dotyczących wpływu stopy procentowej na gospodarkę narzuconych na model. Twierdzimy, że raczej ta druga hipoteza jest bardziej prawdopodobna. Aby to udokumentować, wprowadziliśmy dodatkowe restrykcje. Rozważaliśmy sytuację w kontekście reguły polityki pieniężnej, która opisuje związek między stopą procentową, inflacją oraz różnicą między produkcją sprzedaną a jej potencjałem (luką produkcyjną). Standardowe koncepcje nie dopuszczają ujemnej reakcji stopy procentowej na wzrost inflacji i luki produkcyjnej. Poprzedni model implikuje natomiast, że z prawdopodobieństwem 43% współczynnik przy luce produkcyjnej jest ujemny oraz że z prawdopodobieństwem 55% współczynnik przy inflacji jest ujemny. Uzasadnione wydaje się więc *a priori* niedopuszczenie do takiej sytuacji. Wzoruując się na pracy Arias *et al.* (2015) założyliśmy zatem, że wraz ze wzrostem zarówno luki produkcyjnej jak i inflacji, stopa procentowa nie spada (*ceteris paribus*). Ponadto założyliśmy, że zarówno produkcja sprzedana jak i ceny nie reagują w sposób natychmiastowy na zmiany kredytu.

Rysunek 11 przedstawia efekty przyjęcia tych dodatkowych założeń. W odróżnieniu od poprzedniej wersji modelu, otrzymujemy statystycznie istotny wpływ polityki pieniężnej na produkcję sprzedaną przemysłu. Jest to efekt natychmiastowy, utrzymujący się przez około pół roku, prowadzący do spadku produkcji o ok. 0,5%. Odpowiedzi pozostałych kategorii ekonomicznych na szok polityki pieniężnej są bardzo zbliżone do tych, które pokazuje Rysunek 10. Zwraca jednak uwagę bardziej raptowny i głębszy spadek stopy procentowej po jej pierwotnym wzroście. Ma to zapewne związek z restrykcjami znaków nałożonymi na regułę polityki pieniężnej: natychmiastowy spadek produkcji i cen powoduje silną presję na rozluźnienie polityki pieniężnej. Ponadto obserwujemy statystycznie istotną deprecjację kursu po ok. roku od wystąpienia szoku polityki pieniężnej. Jest to prawdopodobnie wynik dwóch efektów: znacznego spadku stóp procentowych i osłabienia się fundamentów gospodarki. Wreszcie spadek kredytu w odpowiedzi na zacieśnienie polityki pieniężnej jest silniej zarysowany niż w poprzedniej wersji modelu. Warto podkreślić, że prawdopodobieństwo, iż stopa procentowa spada w odpowiedzi na wzrost kredytu (*ceteris paribus*) wynosi zaledwie 3%. W zestawieniu z restrykcjami nałożonymi na regułę polityki pieniężnej (tj. współczynniki przy inflacji i luce produkcyjnej są nieujemne), daje to spójny obraz rozszerzonej reguły polityki pieniężnej, zawierającej oprócz wspomnianych dwóch podstawowych zmiennych, również kredyt.

Oprócz funkcji odpowiedzi zmiennych ekonomicznych na egzogeniczny szok polityki pieniężnej, drugim elementem prezentacji wyników otrzymanych na podstawie modeli (S)VAR jest tzw. dekompozycja

wariancji. Odpowiada ona na pytanie, jaki procent wariancji prognozy poszczególnych zmiennych ekonomicznych (na dany horyzont) jest wyjaśniany przez egzogeniczne szoki polityki pieniężnej. Wyniki dekompozycji wariancji prognozy produkcji przemysłowej przedstawiają się następująco. W horyzoncie jednego roku, szoki polityki pieniężnej wyjaśniają ok. 10% zmienności prognozy produkcji przemysłowej. Jednakże niepewność dotycząca tego oszacowania jest znaczna: 68-procentowy przedział błędu dla tego estymatora zawiera się między 3% a 32%. Co ciekawe, w horyzoncie czterech lat, oszacowanie pozostaje na poziomie 10%, natomiast precyzja tego estymatora staje się większa: 68-procentowy przedział błędu zawiera się już tylko między 4% a 23%. Potwierdza to dobrze udokumentowany rezultat znany w literaturze, że egzogeniczne szoki polityki pieniężnej prawdopodobnie wyjaśniają raczej małą część wariancji prognozy produkcji przemysłowej (por. np. zestawienie w przeglądowej pracy Ramey, 2015, a także Cochrane, 1994; Sims i Zha, 2006). Należy podkreślić, że powyższy wniosek ma pozytywny wydźwięk. Oznacza on bowiem, że polityka pieniężna w Polsce była prowadzona w sposób systematyczny i przewidywalny, a odstępstwa od „reguły” polityki pieniężnej nie miały dużego wpływu na sferę realną. Stwierdzenie to jest wzmocnione faktem, że badanie ekonomiczne stojące u podstaw tej konkluzji opierało się na bardzo łagodnych założeniach modelowych (restrykcje na znaki, skutkujące nieco odmienną interpretacją wyników, o czym piszemy powyżej).

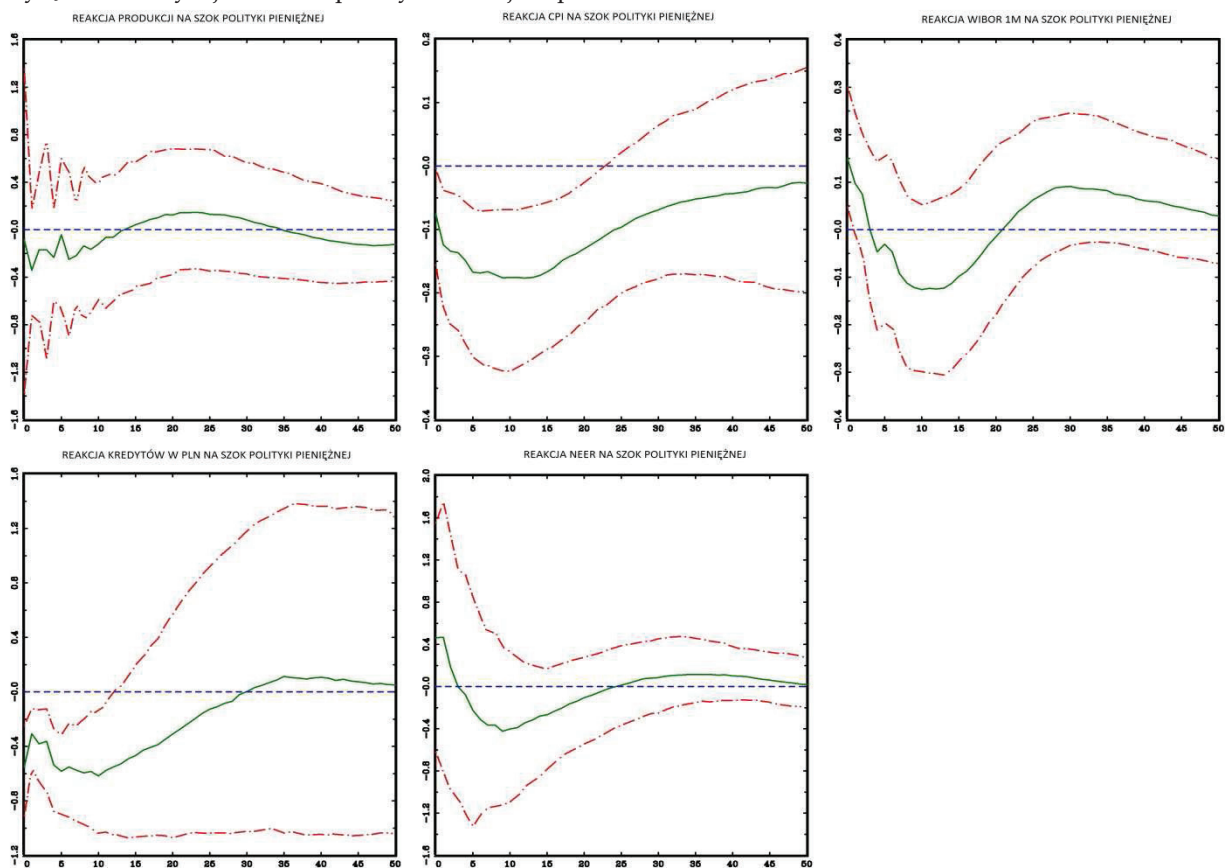
W kontekście badania mechanizmu transmisji warto się również przyjrzeć dekompozycji wariancji prognozy cen. W horyzoncie jednego roku szoki polityki pieniężnej wyjaśniają ok. 20% zmienności błędu prognozy cen (68-procentowy przedział błędu zawiera się między 5% a 45%). W horyzoncie czterech lat, udział szoku polityki pieniężnej w wyjaśnianiu błędu prognozy pozostaje na podobnym poziomie i wynosi 18% (68-procentowy przedział błędu zawiera się między 8% a 33%). Powyższe wyniki są zbieżne z rezultatami otrzymanymi dla gospodarki amerykańskiej w pracy Uhlig (2005), jednak w wyraźnej sprzeczności z badaniami zawartymi w pracy Christiano *et al.* (1999). Ci ostatni autorzy oszacowali udział szoku polityki pieniężnej w wyjaśnianiu wariancji błędu prognozy cen (w horyzoncie trzech lat) na 2,5%. Jednak ich metodologia ograniczała się wyłącznie do modeli rekursywnych (identyfikacja w oparciu o dekompozycję Choleskiego).

W podobny sposób analizujemy wpływ szoku zagranicznej polityki stopy procentowej na gospodarkę polską. W tym celu budujemy kwartalny model składający się z trzech zmiennych zagranicznych i trzech krajowych oraz realnego kursu bilateralnego. Zagranicą jest strefa euro, posługujemy się zatem indeksem jednopodstawowym PKB, cen (HICP) i stopą procentową strefy euro (EURIBOR 3M), analogicznymi zmiennymi dla Polski oraz kursem walutowym EUR/PLN¹⁵ deflowanym cenami detalicznymi (HICP). Posługujemy się restrykcjami na znak tak jak w pracy Uhlig (2005), lecz wprowadzamy dodatkowo opóźnienia reakcji zagranicznych cen i sfery realnej na szok zagranicznej stopy procentowej. Zagraniczny szok polityki pieniężnej identyfikujemy jako wzrost stopy EURIBOR 3M, po którym, z opóźnieniem jednego kwartału, w strefie euro następuje spadek PKB i wskaźnika cen. Wszystkie restrykcje utrzymane są na jeden kwartał. Pozostałe zmienne modelu nie podlegają restrykcjom. W modelu uwzględniono jedno opóźnienie. Linie ciągłe na Rysunku 12 przedstawiają medianę rozkładu prawdopodobieństwa funkcji odpowiedzi na impuls, a przerywane – 68-procentowy przedział jej błędu.

¹⁵ Wzrost oznacza w tym wypadku deprecjację złotego wobec euro.

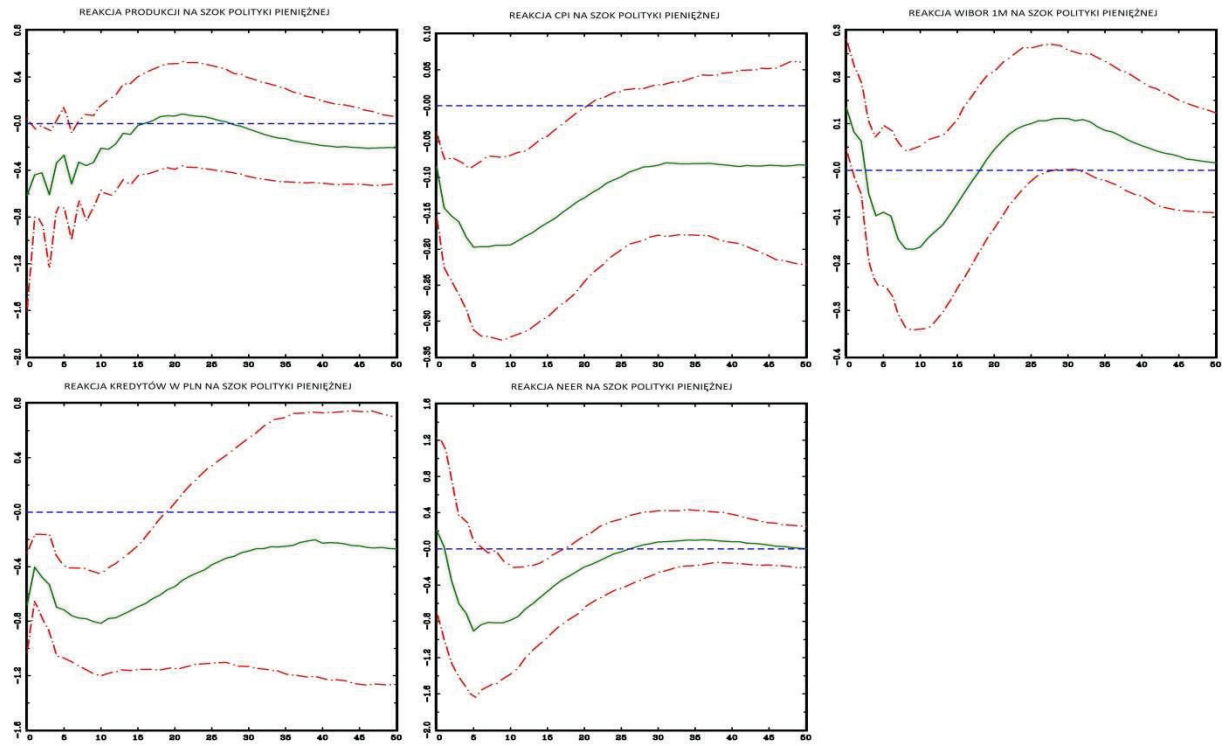
Zacieśnienie polityki pieniężnej w strefie euro jest transmitowane do Polski przez kanał handlowy – spadek popytu zewnętrznego powoduje spadek eksportu, który pociąga za sobą spadek PKB; wzrost stopy procentowej WIBOR 3M nie jest statystycznie istotny, nie reaguje realny bilateralny kurs walutowy, nie zmieniają się także ceny.

Rysunek 10. Funkcje odpowiedzi na szok polityki pieniężnej (zacieśnienie) otrzymane przy założeniu wyłącznie restrykcji na znaki pewnych funkcji odpowiedzi



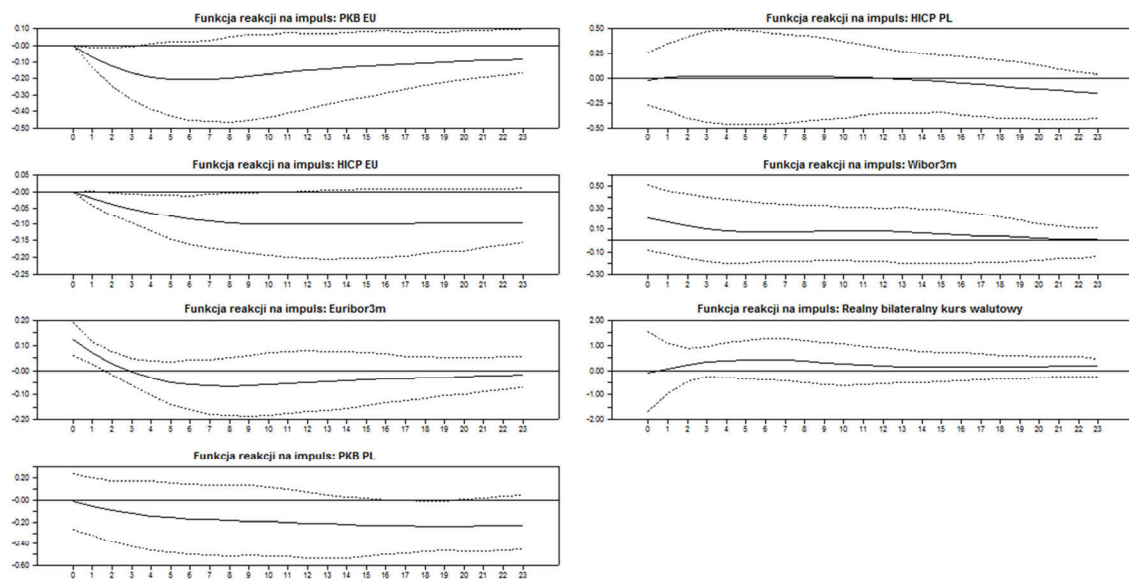
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 11. Funkcje odpowiedzi na szok polityki pieniężnej (zacieśnienie) otrzymane przy założeniu restrykcji na znaki pewnych funkcji odpowiedzi i na znaki współczynników w regule polityki pieniężnej



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 12. Funkcje reakcji PKB, cen i stopy procentowej na zagraniczny (strefa euro) szok stopy procentowej EURIBOR 3M



Źródło: obliczenia własne.

Podsumowując, modele typu (S)VAR, zarówno te tradycyjne, jak i te z restrykcjami na znak, pokazują, że egzogeniczny szok polityki pieniężnej (wzrost krótkoterminowej stopy procentowej) powoduje spadek aktywności gospodarczej – PKB, konsumpcji i inwestycji, kredytu oraz cen.

Szok kursu walutowego wpływa na ceny detaliczne, lecz efekt *pass-through* wydaje się niski. Aprecjacja złotego ma przejściowy negatywny wpływ na PKB poprzez spowolnienie eksportu. Wyniki pokazujące dodatnie oddziaływanie aprecjacji na sferę realną wydają się być uzależnione od jednoczesnego spadku stopy procentowej, obniżającego stopień restrykcyjności polityki pieniężnej.

2.2. Symulacje mechanizmu transmisji polityki pieniężnej na modelach strukturalnych

2.2.1. Modele strukturalne MMT 2.1 i QMOTR 2 wykorzystywane w symulacjach

W tej części raportu pokazujemy funkcjonowanie mechanizmu transmisji monetarnej przez pryzmat modeli strukturalnych, czyli konstrukcji mających wbudowanych znacznie więcej założeń niż modele wektorowej autoregresji. Nietechniczny opis modeli zamieszczamy w Aneksie 1. Zestaw zmiennych, którymi się posługujemy jest bardzo zbliżony do tego z poprzedniego rozdziału.

Pierwszym z modeli jest Mały Model Transmisji Monetarnej, MMT 2.1. Jest on podobny do tego, jaki wykorzystuje Bank Izraela (Argov *et al.*, 2007) i zbieżny pod względem specyfikacji ze swą wersją wykorzystywaną w poprzednim raporcie (Kapuściński *et al.*, 2014). Model został przeszacowany na danych od I kw. 1999 r. do I kw. 2015 r. Dzięki uwzględnieniu trzech stóp procentowych (stopa rynku pieniężnego, stopa oprocentowania kredytów, rentowność obligacji skarbowych) oraz wolumenu kredytów, model uwzględnia zależności mechanizmu transmisji w sektorze finansowym.

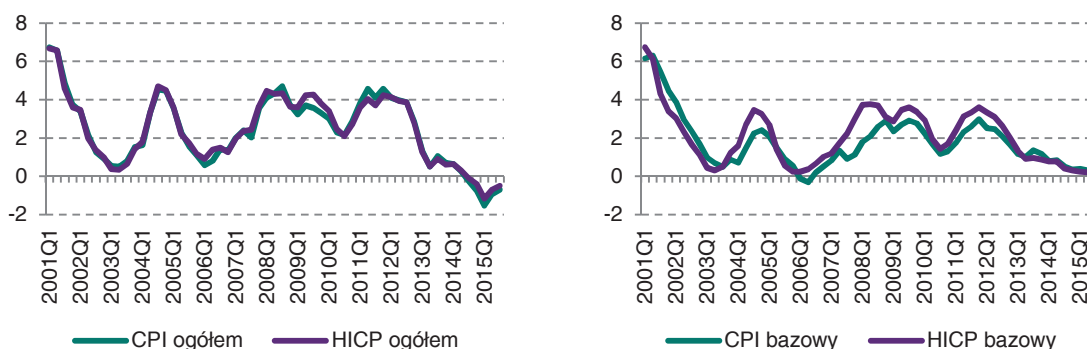
Drugim narzędziem jest model QMOTR 2 (*Quarterly Model of (Monetary) Transmission*) z zaburzeniami o charakterze stochastycznym, zbudowany na bazie modeli typu *Global Projection Model* (GPM), opracowanych przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy (por. np. Carabenciov *et al.*, 2008). W modelu QMOTR podjęto próbę połączenia standardowych cech gospodarek opisywanych przez klasyczny model typu GPM z cechami charakterystycznymi dla Polski. W odróżnieniu od MMT 2.1, w modelu QMOTR 2 więcej uwagi poświęcono sferze realnej. Starając się wzbogacić warstwę interpretacyjną, dodano dwa bloki równań: blok handlu zagranicznego i wydatków rządowych. Ponadto zostały zdezagregowane reszty (szoki) w podstawowych równaniach. Model był estymowany dla okresu I kw. 2000 r. – II kw. 2015 r. przy użyciu metod bayesowskich.

Są dwie zasadnicze cechy łączące modele MMT 2.1 i QMOTR 2. Oba opisują mechanizm transmisji polityki pieniężnej w duchu nowej ekonomii keynesistowskiej i w obu podstawowe kategorie ekonomiczne występują w postaci odchyień tych zmiennych od ich długookresowych równowag. Z kolei zasadniczymi

cechami różniącymi te modele jest sposób endogenizacji poziomu równowag podstawowych kategorii makroekonomicznych¹⁶ oraz stopień antycypacyjności (jest on większy w modelu QMOTR).

Podstawową miarą inflacji w obu modelach jest inflacja bazowa HICP (ze wskaźnika ogółem wyłączone są ceny żywności i energii). Przesłanką do zastąpienia wskaźników inflacji CPI przez HICP było zapewnienie porównywalności między zmiennymi krajowymi i zewnętrznymi (realny kurs walutowy oraz realna zewnętrzna stopa procentowa są dzięki temu deflowane takim samym typem indeksu). Dla okresu, w którym modele były estymowane, poziomy analogicznych typów obu wskaźników były zbliżone (Rysunek 13). Korelacja między ogólnym wskaźnikiem inflacji ogółem CPI i HICP wynosiła ok. 0,99, a korelacja pomiędzy miarami inflacji bazowej CPI i HICP – ok. 0,89. Z kolei korelacja inflacji bazowej HICP z inflacją CPI ogółem kształtowała się w tym okresie na poziomie 0,94.

Rysunek 13. Inflacja CPI i HICP ogółem (lewy panel) oraz inflacja bazowa CPI i HICP z wyłączeniem cen żywności i energii (prawy panel)



Źródło: dane NBP i EBC.

2.2.2. Siła i opóźnienia mechanizmu transmisji oszacowane na podstawie modeli strukturalnych

W celu przeanalizowania siły i opóźnień mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej przeprowadzono symulację, w której stopa procentowa WIBOR 3M zostaje zwiększona o 1 pkt proc. na okres jednego kwartału, aby w następnych okresach kształtować się zgodnie z regułą polityki pieniężnej.

Wyniki symulacji uzyskane z Małego Modelu Transmisji (Monetarnej) (MMT 2.1) i modelu QMOTR 2 są takie same w wypadku reakcji inflacji i podobne, jeśli chodzi o maksymalną siłę reakcji innych zmiennych na wzrost stopy procentowej. Różnią się natomiast czasem trwania reakcji i opóźnieniami. QMOTR reaguje zwykle szybciej i krócej, ponieważ wbudowano weń więcej antycypacyjności. Maksymalna reakcja rocznej dynamiki PKB wynosi od -0,12 pkt proc. w modelu QMOTR w drugim kwartale po impulsie, a w modelu

¹⁶ W modelach MMT 2.1 i QMOTR 2 równowagi są bezpośrednio wbudowane w strukturę modeli. Przy czym w modelu MMT 2.1 trendy są otrzymywane z filtrów Hodricka-Prescotta i następnie wbudowywane do modelu jako procesy autoregresyjne, natomiast w modelu QMOTR 2 są osadzone w jego strukturze jako modele przestrzeni stanów. W związku z tym, równowagi w modelu MMT 2.1 mają mniejszą zmienność (a odchylenia poszczególnych zmiennych od tych równowag – większą) niż w modelu QMOTR 2. Jest to jeden z czynników konstrukcyjnych wyjaśniający wyniki prezentowane w dalszej części tego rozdziału, zgodnie z którymi przy takich samych zaburzeniach wyjściowych, dla większości zmiennych, szybkość reakcji jest większa w QMOTR 2 niż w MMT 2.1, natomiast długość reakcji – odwrotnie.

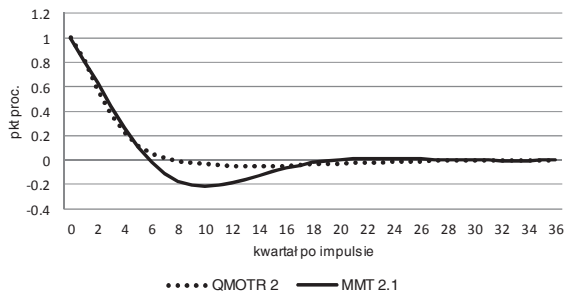
MMT osiąga -0,15 pkt proc. w czwartym kwartale po impulsie. Z kolei inflacja bazowa (annualizowany kwartalny wskaźnik HICP) obniża się w obu modelach o ok. 0,35 pkt proc. w czwartym kwartale po impulsie (Rysunek 14, Tabela 5).

W prezentowanych modelach mechanizm transmisji monetarnej działa w następująco: po wzroście stopy WIBOR 3M rośnie oprocentowanie kredytów i rentowność papierów skarbu państwa (w modelu są one reprezentowane przez 1-roczone obligacje *benchmarkowe*). Wzrost stóp procentowych prowadzi do spadku popytu na kredyty złotowe. Spada także podaż kredytu. Z jednej strony spowolnienie w sferze realnej przekłada się bowiem na stopniowe pogarszanie się jakości portfela kredytowego, zmuszając banki do podnoszenia kapitału. Z drugiej zaś strony rosną koszty refinansowania się na rynku międzybankowym, podczas gdy przynajmniej część oprocentowania kredytów rośnie z pewnym opóźnieniem. Aprecjacja złotego powoduje spadek krajowych cen dóbr importowanych i – poprzez koszty ciągnięte – eksportowanych. Zwiększają się przyrosty wolumenu importu, spada dynamika wolumenu eksportu (QMOTR), zmniejsza się luka popytowa, tempo wzrostu PKB i inflacja. Ponieważ po upływie kwartału w modelach działa reguła stopy procentowej, w której zmiennymi objaśniającymi są inflacja i luka popytowa (w modelu QMOTR dodatkowo kurs walutowy), ich spadki powodują odpowiednie poluzowanie polityki pieniężnej.

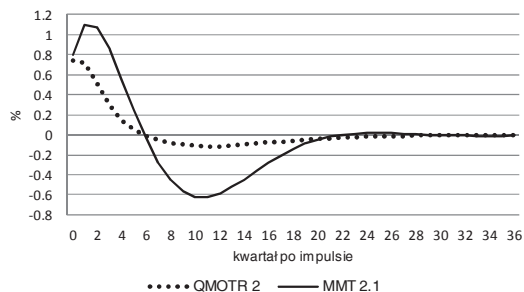
Poniżej przedstawiamy reakcję realnego efektywnego kursu walutowego, luki popytowej, dynamiki PKB, luki wydatków rządowych oraz inflacji HICP z wyłączeniem cen towarów żywnościowych i energii na impuls polityki pieniężnej (Rysunek 14, Tabela 5).

Rysunek 14. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – wyniki uzyskane z modeli MMT 2.1 i QMOTR 2

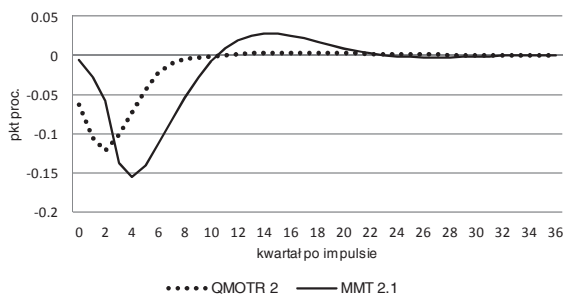
[1] Krótkoterminowa stopa procentowa



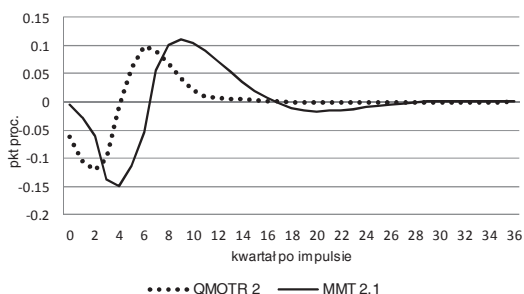
[2] Realny efekt. kurs walutowy (wzrost - aprecjacja)



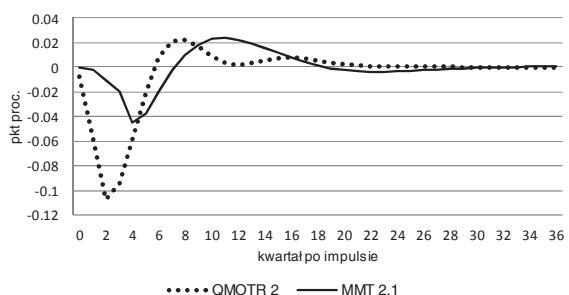
[3] Luka popytu



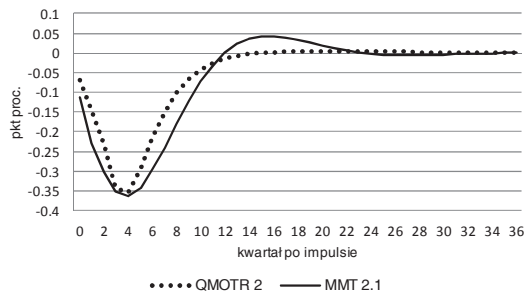
[4] Dynamika PKB r/r



[5] Luka wydatków rządowych



[6] Inflacja bazowa HICP r/r



Uwaga: W opisie wyników symulacji modelowej przyjmujemy konwencję, iż kwartał, w którym zadawany jest impuls oznaczamy jako kwartał zerowy.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – synteza wyników z modeli MMT 2.1 i QMOTR

	MMT 2.1	QMOTR 2
Realny efektywny kurs walutowy (wzrost – aprecjacja)		
siła maksymalnej reakcji (w proc.)	1,09	0,74
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	1	0
Luka popytowa		
siła maksymalnej reakcji (w pkt. proc.)	-0,15	-0,12
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	4	2
Dynamika PKB r/r (wskaźnik kwartalny annualizowany)		
siła maksymalnej reakcji (w pkt. proc.)	-0,15	-0,12
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	4	2
Inflacja bazowa HICP r/r (wskaźnik kwartalny annualizowany)		
siła maksymalnej reakcji (w pkt. proc.)	-0,36	-0,35
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	4	4

Źródło: obliczenia własne.

2.2.3. Próba oceny relatywnej siły poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji

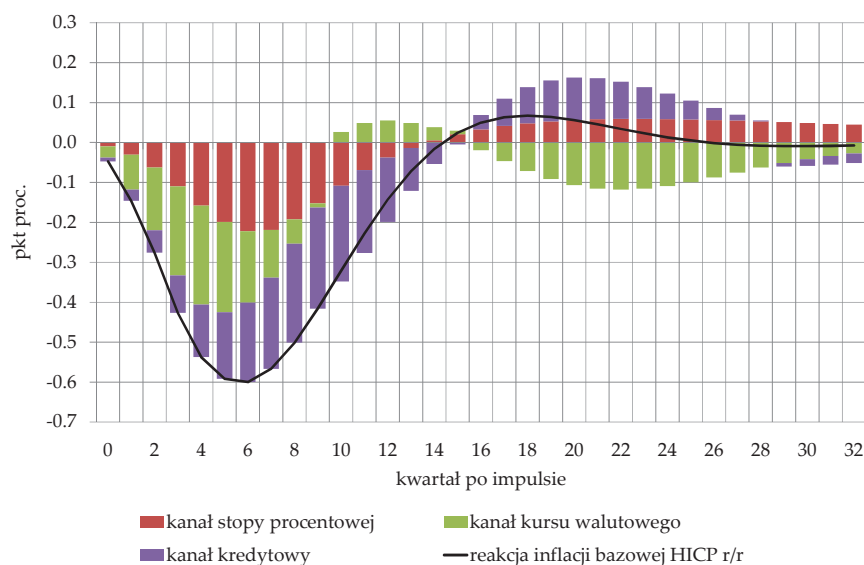
Analiza odpowiedzi inflacji na impuls polityki pieniężnej zawiera w sobie efekty różnych kanałów mechanizmu transmisji. Celem kolejnej symulacji, przeprowadzonej z wykorzystaniem modelu MMT 2.1, jest przybliżona ocena ich relatywnej siły. W modelu reprezentowane są kanały: stopy procentowej, kursu walutowego oraz kanał kredytowy. W przypadku tego ostatniego zakładamy, że zmienna kredytowa występująca w krzywej zagregowanego popytu, reprezentuje przede wszystkim efekty podaży kredytów, gdyż główne determinanty popytu na kredyt (stopa procentowa, poziom aktywności gospodarczej) są w tej zależności uwzględnione odrębnie. Zdajemy sobie jednak sprawę, że założenie, iż zmienna kredytowa w krzywej IS reprezentuje w pełni efekty podaży kredytu może w pewnym stopniu przeszacowywać znaczenie kanału kredytowego w modelu. Z tego względu, w dodatkowej symulacji przyjmujemy założenie techniczne, iż zmienną kredytową kształtują w połowie czynniki popytowe, w drugiej zaś połowie – czynniki podażowe. Można przyjąć, że rola kanału kredytowego mieści się w zakresach, które pokazują Rysunek 15 i Rysunek 16.

Ćwiczenie odbywało się w trzech krokach. W pierwszym oszacowano reakcję inflacji na wzrost krótkoterminowej stopy o 1 pkt proc. na okres czterech kwartałów. Okres ten jest dłuższy niż w symulacji mechanizmu transmisji opisanej w rozdziale 2.2.2, dzięki czemu efekty poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji są lepiej widoczne, a wyniki symulacji są porównywalne z opisanymi w poprzednim raporcie (Kapuściński *et al.*, 2014). Następnie w analogicznej symulacji usztywniono nominalny efektywny kurs walutowy, uzyskując przybliżenie efektu oddziaływania stóp procentowych na inflację innymi drogami niż przez kanał kursu walutowego (tj. przez kanał stopy procentowej i kanał kredytowy). W ostatnim kroku dodatkowo usztywniono zmienną reprezentującą w modelu efekty kanału kredytowego – tj. wolumen kredytu w krzywej zagregowanego popytu – uzyskując przybliżone oszacowanie efektów tego kanału.

Zgodnie z wynikami symulacji uwzględniającej wszystkie sprzężenia modelu (Rysunek 15, Rysunek 16), maksymalna reakcja inflacji na wzrost krótkoterminowej stopy procentowej o 1 pkt proc. na okres czterech kwartałów następuje w siódmym kwartale po tym impulsie i wynosi ok. -0,6 pkt. proc. Analiza siły poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej wskazuje, że kanał stopy procentowej i

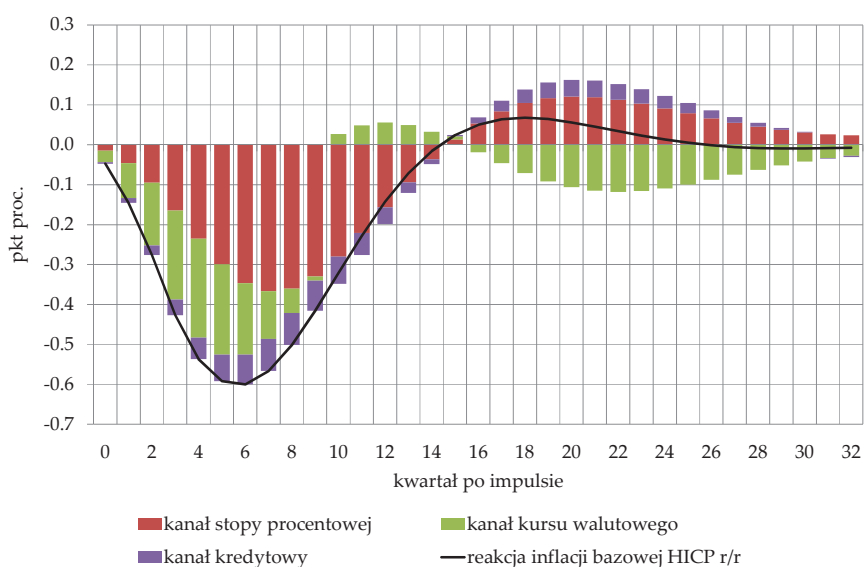
kanal kredytowy są istotnie silniejsze od efektów kanału kursu walutowego, choć ten ostatni dominuje w okresie pierwszych 3-4 kwartałów po zmianie stopy procentowej. Maksymalna reakcja rocznej dynamiki cen jest powodowana w ok. 70% efektami kanału stopy procentowej i kanału kredytowego, zaś w ok. 30% – efektami kanału kursu walutowego. W horyzoncie najsilniejszej transmisji siła kanału stopy procentowej jest większa niż kanału kredytowego, jednak skala tej przewagi zależy istotnie od przyjętej metody dekompozycji, tj. od sposobu interpretowania zmiennej kredytowej w krzywej IS.

Rysunek 15. Siła poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji przy założeniu, że zmienna kredytowa w krzywej IS reprezentuje efekty podaży kredytu



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 16. Siła poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji przy założeniu, że zmienna kredytowa w krzywej IS reprezentuje efekty podaży kredytu i popytu na kredyt



Źródło: obliczenia własne.

Porównując siłę i opóźnienia mechanizmu transmisji w modelu MMT 2.1 z wynikami podobnej symulacji przeprowadzonej na poprzedniej wersji modelu (MMT 2.0) i krótszej próbie obserwacji (Kapuściński *et al.*, 2014) dostrzegamy, że w obu modelach maksymalna reakcja rocznej dynamiki cen na impuls polityki pieniężnej następuje z opóźnieniem ok. sześciu kwartałów. Siła tej reakcji jest obecnie nieznacznie mniejsza niż w poprzedniej wersji modelu (Tabela 6). Wynika to z nieznacznego obniżenia oszacowania parametru przy realnej stopie procentowej w krzywej IS. Mieści się ono jednak w granicach błędu standardowego oszacowania parametru uzyskanego w poprzedniej wersji modelu, MMT 2.0 (poprzednie oszacowanie również mieści się w granicach błędu standardowego oszacowania obecnego). Gdyby w obecnej wersji modelu zastosować poprzednie oszacowanie parametru przy realnej stopie procentowej, to reakcja inflacji byłaby podobna, jak w poprzedniej wersji modelu. Nie ma zatem przesłanek by na tej podstawie sądzić, że nastąpiła poważniejsza zmiana siły mechanizmu transmisji monetarnej. Za przyjęciem obniżonego oszacowania przemawiają własności dynamiczne modelu.

Tabela 6. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – synteza wyników uzyskanych z modeli MMT 2.1 i MMT 2.0 (Kapuściński *et al.*, 2012)

	MMT 2.1	MMT 2.0 (Kapuściński <i>et al.</i> , 2014)
Stopa oprocentowania kredytów złotych		
siła maksymalnej reakcji (w pkt. proc.)	1,05	0,90
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	2	4
Realny efektywny kurs walutowy (wzrost – aprecjacja)		
siła maksymalnej reakcji (w proc.)	1,54	1,24
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	3	3
Luka popytowa		
siła maksymalnej reakcji (w pkt. proc.)	-0,23	-0,43
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	5	5
Dynamika PKB r/r		
siła maksymalnej reakcji (w pkt. proc.)	-0,23	-0,33
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	5	5
Inflacja bazowa HICP r/r		
siła maksymalnej reakcji (w pkt. proc.)	-0,60	-0,70
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	6	6

Uwagi: W przypadku cen przedstawiamy reakcję inflacji bazowej HICP z wyłączeniem żywności i paliw.

Źródło: obliczenia własne.

2.3. Cykliczne własności mechanizmu transmisji w modelu QMOTR

2.3.1. Metodyka badania cyklicznych cech mechanizmu transmisji

W niniejszym rozdziale przedstawiamy wyniki badania cyklicznych własności mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce. O ile poprzednie badania w tym zakresie koncentrowały się na analizie wybranych zależności mechanizmu transmisji (por. np. Kapuściński *et al.*, 2014, r. 3.6, Przystupa, Wróbel, 2011, Sznaunderska, 2014), o tyle bieżąca analiza odbywa się z wykorzystaniem modelu całościowego, QMOTR.

Typowym przykładem pracy opisującej asymetrię reakcji gospodarki na zmiany stóp procentowych w różnych fazach cyklu koniunkturalnego jest studium Minga (2002)¹⁷. Bazuje ono na analizie zmian stanów gospodarki (różne współczynniki w równaniach opisujących tę samą gospodarkę w różnych fazach cyklu), przy założeniu, że szeregi opisujące gospodarkę spełniają własności procesów Markowa, tj. że prawdopodobieństwo realizacji zdarzenia w okresie t zależy jedynie od prawdopodobieństwa realizacji tego zdarzenia w okresie $t-1$.

Metodyka badania cyklicznych własności mechanizmu transmisji polityki pieniężnej jest podobna do zastosowanej w powyższej pracy. W pierwszym kroku została oszacowana standardowa postać modelu QMOTR opisana w Aneksie 1. Oprócz wersji estymowanej dla całego okresu (I kw. 2000 r. – II kw. 2015 r.) oszacowano cztery modele o analogicznej strukturze dla okresów odpowiadających różnym fazom lub okresom cyklu koniunkturalnego.

Kluczowym założeniem jest przyjęcie, że zmiany luki popytowej aproksymują cykl koniunkturalny. Konsekwencją tego założenia jest sposób definiowania faz i okresów cyklu (por. Rysunek 17)¹⁸:

- Model 1 odpowiada fazie **recesji**, tj. okresowi, w którym luka popytowa (y), w co najmniej kolejnych trzech okresach (kwartałach) zmniejsza się ($y_t \leq y_{t-1}$).
- Model 2 odpowiada fazie **ożywienia**, w której w co najmniej kolejnych trzech okresach (kwartałach) luka popytowa rośnie ($y_t > y_{t-1}$).
- Model 3 opisuje okres złej koniunktury, umownie nazwany okresem **kryzysu**, w którym luka popytowa przybiera wartości poniżej określonego progu (τ). Rozwiązując model QMOTR dla całego okresu, przy

¹⁷ Wyniki tego badania, przeprowadzonego na danych z gospodarki amerykańskiej, wskazują, że sztywność cen nie jest stała, lecz zmienia się w zależności od fazy cyklu oraz kierunku i natężenia zmian polityki monetarnej. Ponadto ceny są mniej podatne na bodźce sprzyjające ich obniżeniu niż na bodźce działające proinflacyjnie. Prowadzi to do asymetrii reakcji na politykę monetarną, bowiem każdy wzrost zagregowanego popytu prowadzi w pierwszej kolejności do wzrostu cen, natomiast spadek popytu wywołuje w pierwszej kolejności reakcję ze strony podaży. Oznacza to, że większa jest podatność sfery realnej na restrykcyjną politykę pieniężną niż na politykę ekspansywną. Jeżeli więc jest prowadzona polityka ograniczania inflacji, to w pierwszej kolejności zmniejszy się aktywność w sferze realnej, a dopiero później zareagują ceny. Efekt polityki ekspansywnej jest odwrotny: najpierw zareagują ceny, a później sfera realna. Dodatkowo, reakcją na wzrost cen będzie zmniejszenie stopnia ekspansywności polityki – co zmniejszy pozytywny wpływ polityki na sferę realną. Jednocześnie, w okresie recesji, silny i krótkotrwały impuls ze strony polityki monetarnej (tj. duże i skoncentrowane w czasie obniżenie stóp procentowych) powoduje większy wzrost aktywności w sferze realnej niż niewielkie i rozciągnięte w czasie obniżanie stóp procentowych

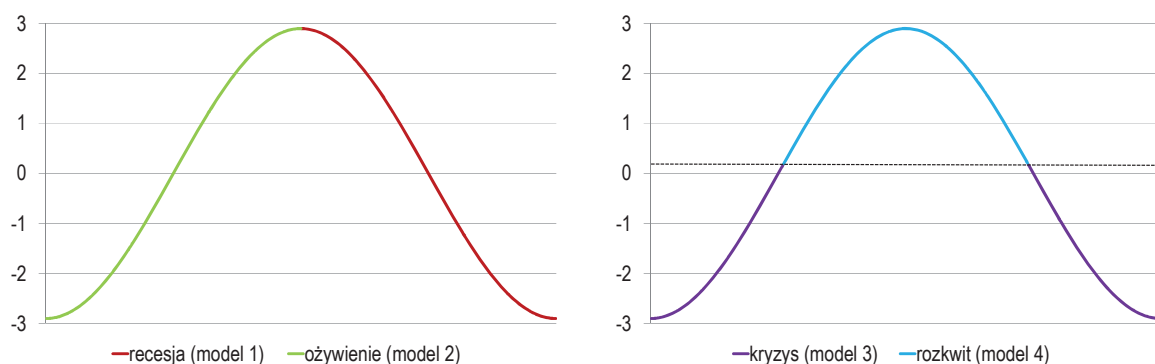
¹⁸ Sposób definiowania faz i okresów cyklu koniunkturalnego został podporządkowany celowi badania – analizie cyklicznych własności mechanizmu transmisji polityki pieniężnej. Z tego punktu widzenia zagadnienie datowania cykli jest mniej istotne od określenia ilości kwartałów przyporządkowanych fazom i okresom wzrostu/spadku aktywności gospodarczej. Problematyka datowania i opisu cyklu koniunkturalnego w Polsce jest poruszana np. w Gradzewicz *et al.* (2010), Skrzypczyńska (2013).

celu inflacyjnym równym 2,5%, otrzymywano wartości ustalone luki popytowej na poziomie 0,2% produktu potencjalnego¹⁹. Przyjmując tę wartość za próg, dla $y < 0,2$, została określona dziedzina funkcji definiująca okres kryzysu. Okres ten obejmuje późną fazę recesji i wczesną fazę ożywienia.

- Model 4 odpowiada okresowi dobrej koniunktury, umownie nazywanym okresem **rozkwitu**, w którym luka popytowa przybiera wartości większe lub równe 0,2. Tak zdefiniowany okres obejmuje późną fazę ożywienia i wczesną fazę recesji.

W tej konwencji analiza asymetrii sprowadza się do odpowiedniego określenia dziedziny funkcji i estymacji tej funkcji. Jeżeli różnica między oszacowanymi parametrami jest istotna (test Walda), to występuje asymetria reakcji na ustalone zaburzenia między różnymi fazami cyklu koniunkturalnego. Określenie dziedzin funkcji zgodnie z podaną wcześniej definicją powoduje, że liczba obserwacji w każdym z czterech modeli scharakteryzowanych powyżej jest w przybliżeniu równa połowie obserwacji dla pełnego okresu estymacji.

Rysunek 17. Umowny przebieg luki popytowej i wizualizacja okresów cyklu koniunkturalnego uwzględnionych przy estymacji modeli QMOTR



Źródło: opracowanie własne.

Biorąc pod uwagę, że inna może być reakcja gospodarki na zaburzenia we wczesnej fazie recesji, kiedy wartości y są powyżej progu (τ), a inna w późnej fazie, kiedy wartości y są poniżej tego progu (podobnie, zróżnicowanie reakcji może zachodzić w fazie ożywienia) dodatkową zaletą przyjętego określania dziedziny funkcji jest możliwość przybliżonego wnioskowania o zachowaniu kategorii ekonomicznych w podokresach obejmujących: wczesną fazę recesji (luka popytowa powyżej wyliczonego progu, ale jej przyrosty są ujemne), późną fazę recesji (luka popytowa poniżej wyliczonego progu i jej przyrosty są ujemne), wczesną fazę ożywienia (luka popytowa poniżej wyliczonego progu, ale jej przyrosty są dodatnie) oraz późną fazę ożywienia (luka popytowa powyżej wyliczonego progu i jej przyrosty są dodatnie).

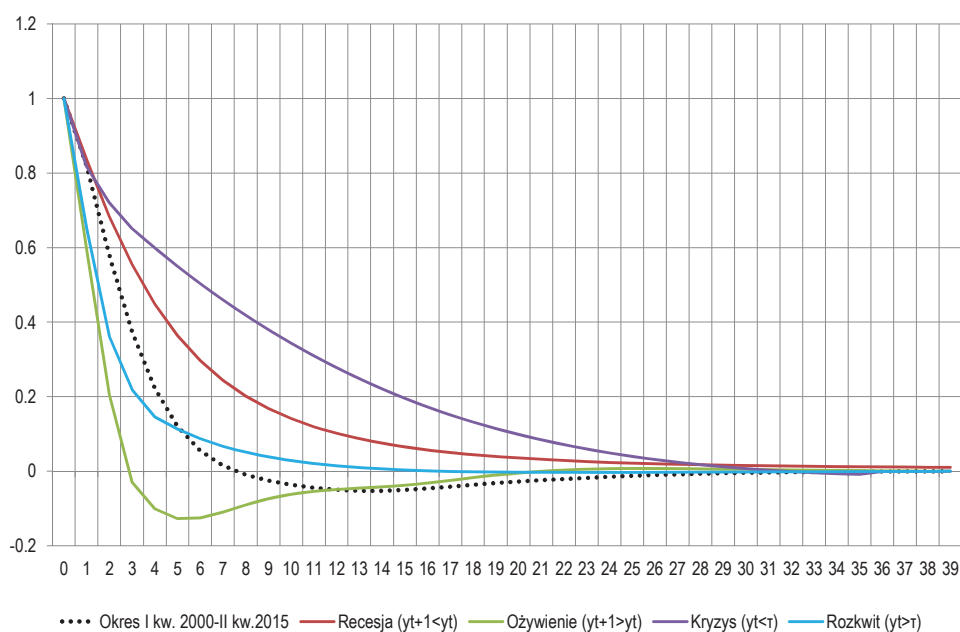
¹⁹ Obniżanie celu inflacyjnego (parametr modelu) z 2,5% do 1,6% powoduje, że wartości ustalone luki popytowej zbliżają się do zera. Może to świadczyć o faktycznym koncentrowaniu się na realizacji celu równego 1,6%.

2.3.2. Cykliczność reakcji aktywności ekonomicznej i inflacji na zaburzenie polityki pieniężnej

Funkcje reakcji podstawowych kategorii ekonomicznych szacowanych w modelu QMOTR na impuls stopy procentowej, uzyskane z modeli oszacowanych dla różnych faz i okresów cyklu koniunkturalnego, przedstawione są na kolejnych rysunkach. Przyjęliśmy konwencję, iż dla zapewnienia lepszej porównywalności, niezależnie od rozpatrywanego okresu cyklu pokazujemy reakcje na wzrost stopy procentowej. Niemniej jednak w interpretacji odnosimy się do efektów zacieśnienia polityki pieniężnej w pozytywnych fazach cyklu koniunkturalnego, tj. w fazie ożywienia i okresie dobrej koniunktury (rozkwitu) oraz do poluzowania polityki pieniężnej w negatywnych fazach cyklu, tj. w fazie recesji i w okresie złej koniunktury (kryzysu).

Ścieżka zanikania zaburzenia stopy procentowej (Rysunek 18) jest względnie podobna do reakcji szacowanej na pełnej próbie jedynie w okresie rozkwitu. W fazie ożywienia, w której występuje większa podatność sfery realnej na restrykcyjną politykę pieniężną, stopy procentowe dość szybko wracają do swojego poziomu bazowego (współczynnik wygładzania w regule Taylora jest równy 0,6). Z kolei w negatywnych fazach cyklu (faza recesji i okres kryzysu) poluzowanie polityki pieniężnej utrzymuje się przez relatywnie dłuższy okres (współczynnik wygładzania w regule Taylora jest równy, odpowiednio, 0,7 i ponad 0,9).

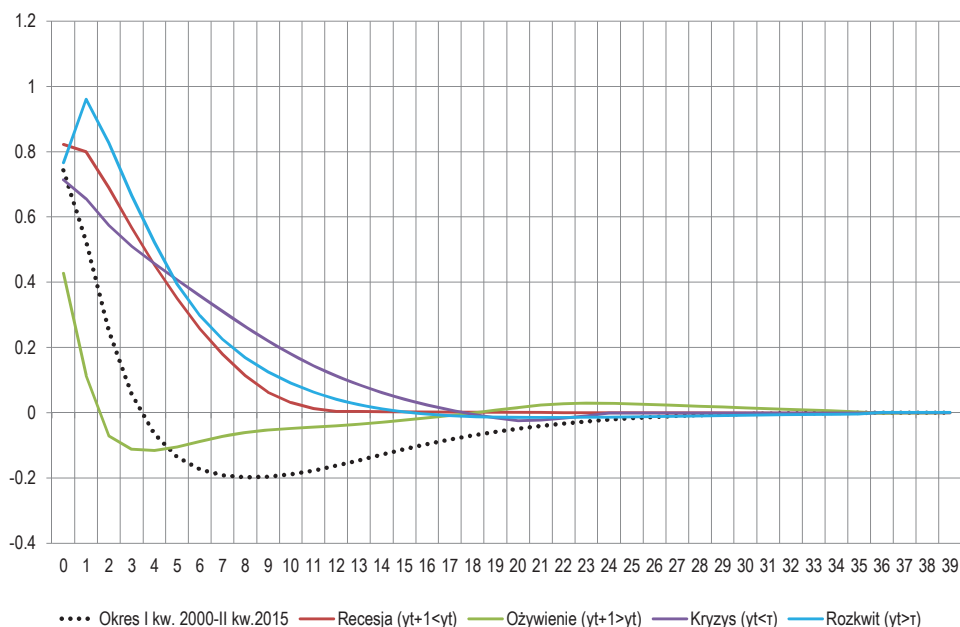
Rysunek 18. Zaburzenie krajowej stopy procentowej (WIBOR 3M) o 1 pkt proc.



Źródło: obliczenia własne.

Krótkookresowa reakcja realnego efektywnego kursu walutowego na zaburzenie krajowej stopy procentowej (Rysunek 19) jest zróżnicowana między fazą ożywienia i kryzysu. W fazie ożywienia zaostrzenie polityki pieniężnej prowadzi do relatywnie słabszej zmiany kursu (aprecjacja) aniżeli analogiczne poluzowanie polityki pieniężnej w fazie kryzysu (deprecjacja).

Rysunek 19. Reakcja realnego efektywnego kursu walutowego na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc. (wzrost – aprecjacja)



Źródło: obliczenia własne.

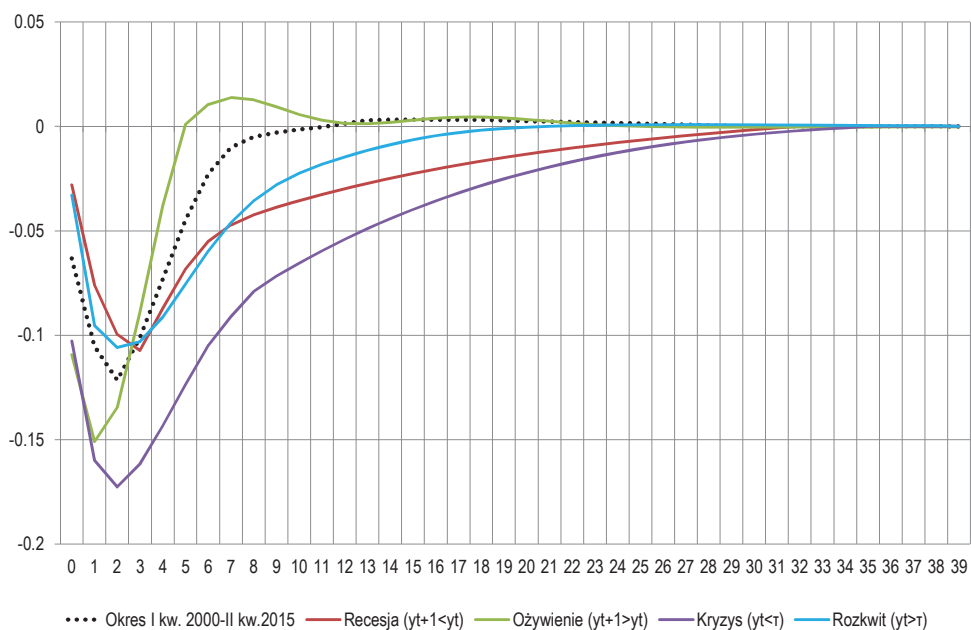
W fazie ożywienia maksymalna reakcja aktywności gospodarczej na zaburzenie krótkoterminowej stopy procentowej jest osiągana w drugim kwartale po szoku, powodując spadek luki popytowej i rocznego tempa wzrostu PKB o ok. 0,15 pkt proc. (Rysunek 20, Rysunek 21), co wyprzedza o jeden kwartał maksymalną reakcję inflacji, która zmniejsza się o ok. 0,37 pkt proc. (Rysunek 22). Potwierdza to tezę zawartą w pracy Minga (2002), że jeżeli jest prowadzona polityka ograniczania inflacji, to w pierwszej kolejności zmniejsza się aktywność w sferze realnej, a dopiero później reagują ceny.

Nieco inne jest zachowanie luki popytowej i inflacji w okresie dobrej koniunktury (rozkwitu). W tym okresie, składającym się z późnej fazy ożywienia i wczesnej fazy recesji, luka popytowa reaguje słabiej na wzrost stopy procentowej (spadek o ok. 0,1 pkt proc.), natomiast inflacja – zdecydowanie silniej (spadek o 0,44 pkt proc.) i relatywnie szybko. W tym okresie koszt obniżania inflacji jest najmniejszy (np. Filardo, 1998).

Pobudzenie gospodarki jest dość skuteczne w okresie kryzysu (zawierającym zarówno część fazy recesji, jak i część fazy ożywienia), natomiast najmniejsze prawdopodobieństwo wzrostu inflacji wskutek spadku krótkoterminowych stóp procentowych – w fazie recesji.

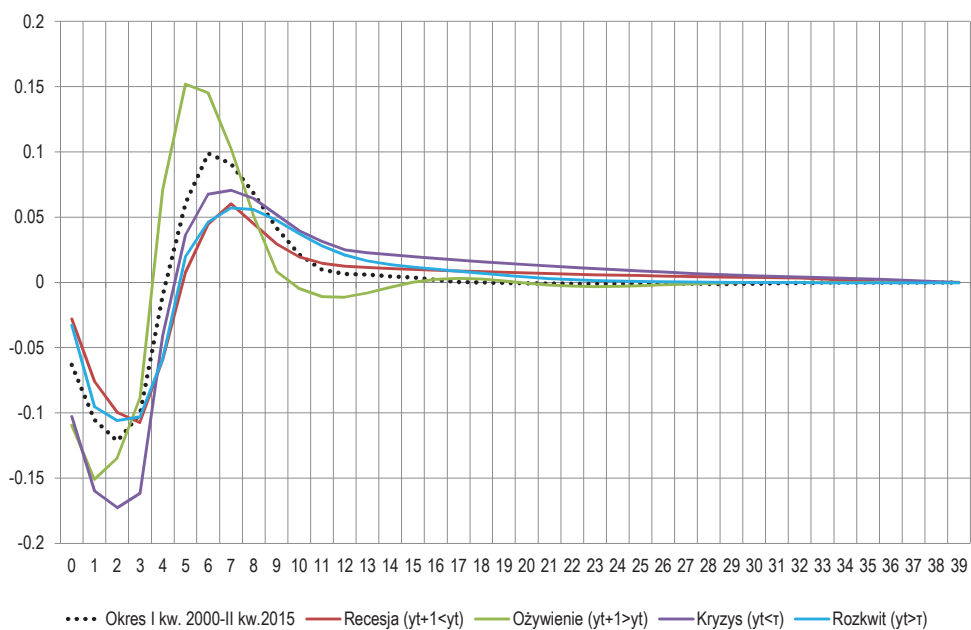
Podział cyklu koniunkturalnego na okresy dobrej i złej koniunktury oraz ożywienia i recesji umożliwia sprecyzowanie, w którym dokładnie okresie ma miejsce zmiana określonych zachowań różnych kategorii ekonomicznych. W tej konwencji, polityka pieniężna zdaje się najskuteczniej pobudzać gospodarkę (największy przyrost luki popytowej, przy najmniejszym prawdopodobieństwie wzrostu inflacji) w późnej fazie recesji, a najskuteczniej zwalczać inflację w całym okresie rozkwitu.

Rysunek 20. Reakcja luki popytowej na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.



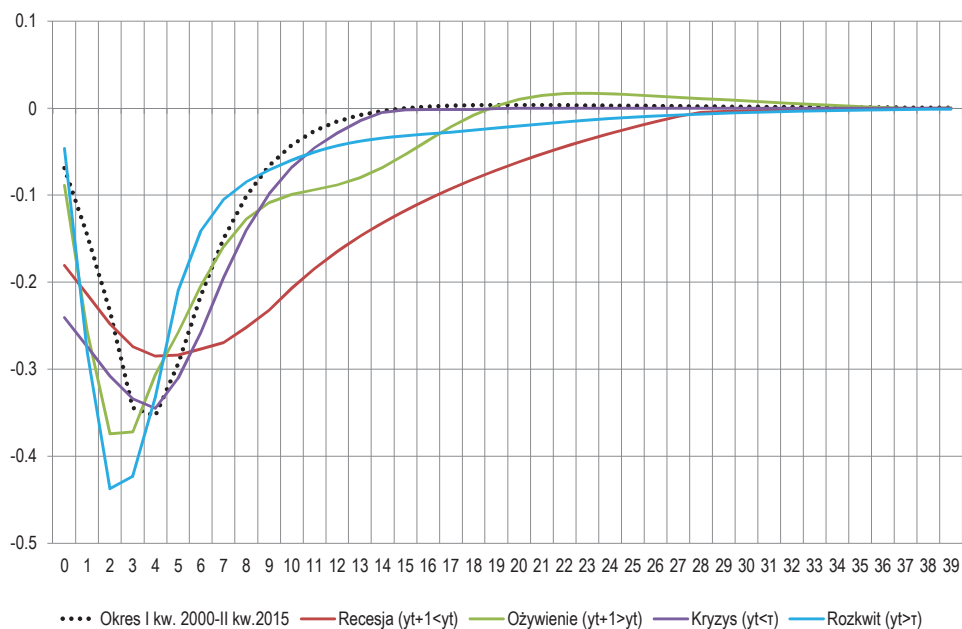
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 21. Reakcja tempa wzrostu PKB (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 22. Reakcja inflacji HICP (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.



Źródło: obliczenia własne.

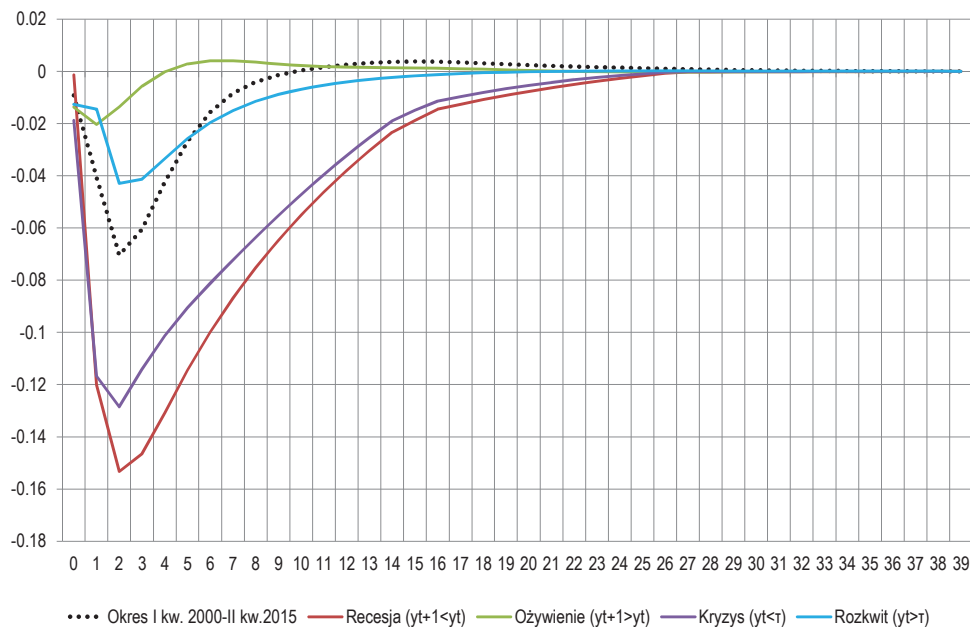
2.3.3. Cykliczność reakcji wolumenu eksportu i importu na zaburzenie polityki pieniężnej

Rosnąca otwartość polskiej gospodarki i związany z tym wzrost znaczenia handlu zagranicznego powoduje, że celowy wydaje się opis reakcje wolumenu eksportu i importu na zmiany polityki pieniężnej (Rysunek 23, Rysunek 24).

Wzrost wolumenu importu w okresie ożywienia jest zaniedbywalny i tylko w pierwszym kwartale po impulsie stopy procentowej można go łączyć z aprecjacją złotego (Rysunek 24). W kolejnych kwartałach reakcja jest związana raczej z malejącymi przyrostami eksportu (wysoka importochłonność eksportu).

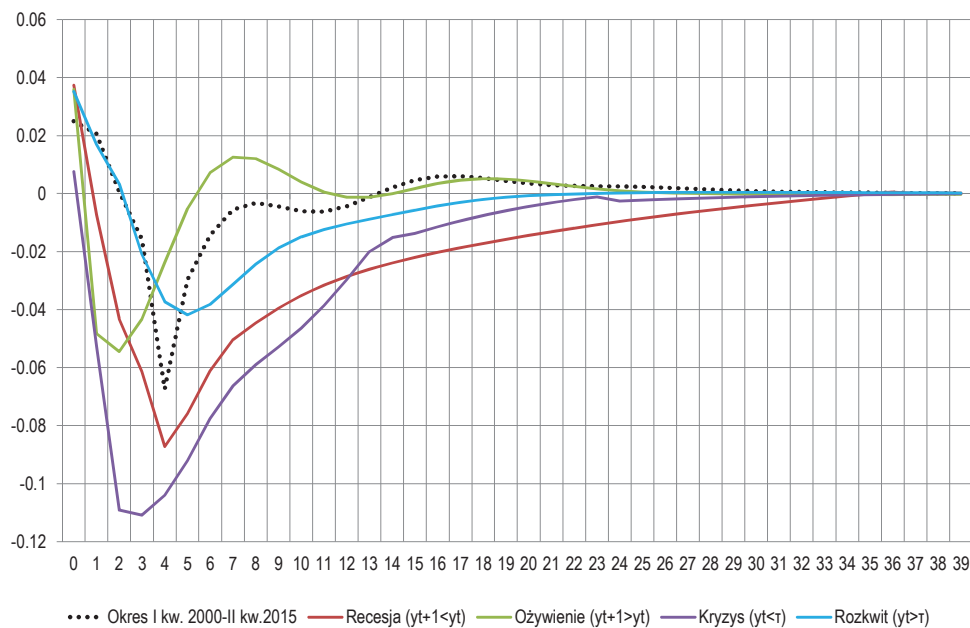
W okresie złej koniunktury zanika związek tempa wzrostu wolumenu importu z deprecjacją kursu, na rzecz zależności od zmieniających się przyrostów wolumenu eksportu.

Rysunek 23. Reakcja tempa wzrostu wolumenu eksportu (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.



Źródło: obliczenia własne.

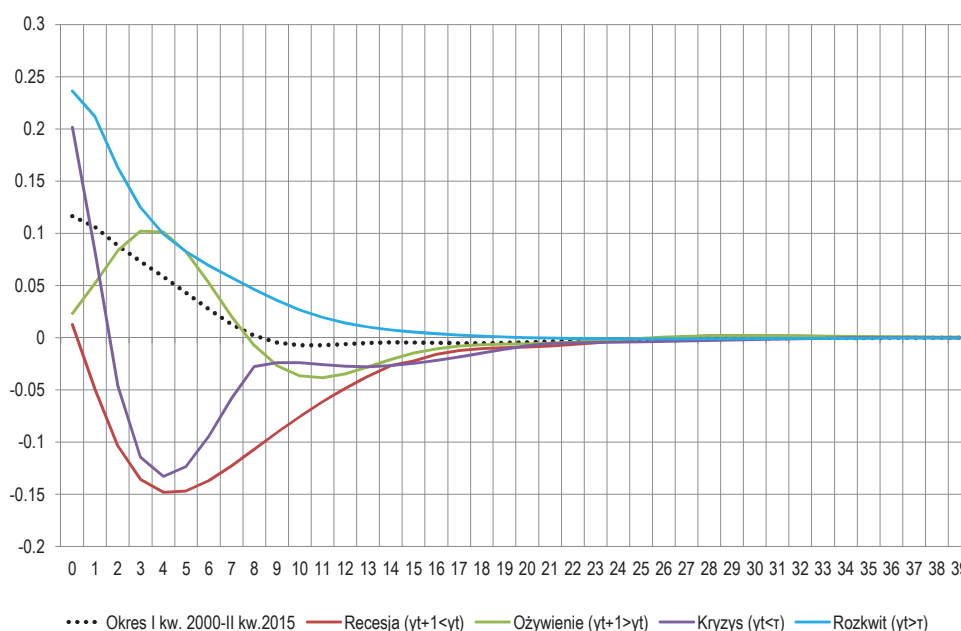
Rysunek 24. Reakcja tempa wzrostu wolumenu importu (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.



Źródło: obliczenia własne.

Zmiany tempa wzrostu wolumenu eksportu i importu pod wpływem wzrostu stopy procentowej powodują w okresie rozkwitu największy przyrost luki eksportu netto²⁰, równy 0,24 pkt proc. w pierwszym kwartale po szoku (Rysunek 25). Dodatni efekt bilansu handlowego potwierdza większe znaczenie zmniejszonego popytu na import niż wzrostu importu z powodu aprecjacji złotego. Z kolei w spadkowych fazach cyklu koniunkturalnego ekspansywna polityka pieniężna prowadzi w krótkim okresie (3 kwartały) do pogorszenia salda handlowego. Po trzech kwartałach spadek tempa przyrostu wolumenu eksportu i związane z tym spowolnienie przyrostu importu poprawia saldo handlu towarami i usługami.

Rysunek 25. Reakcja luki eksportu netto na zaburzenie krajowej stopy procentowej, w pkt. proc.

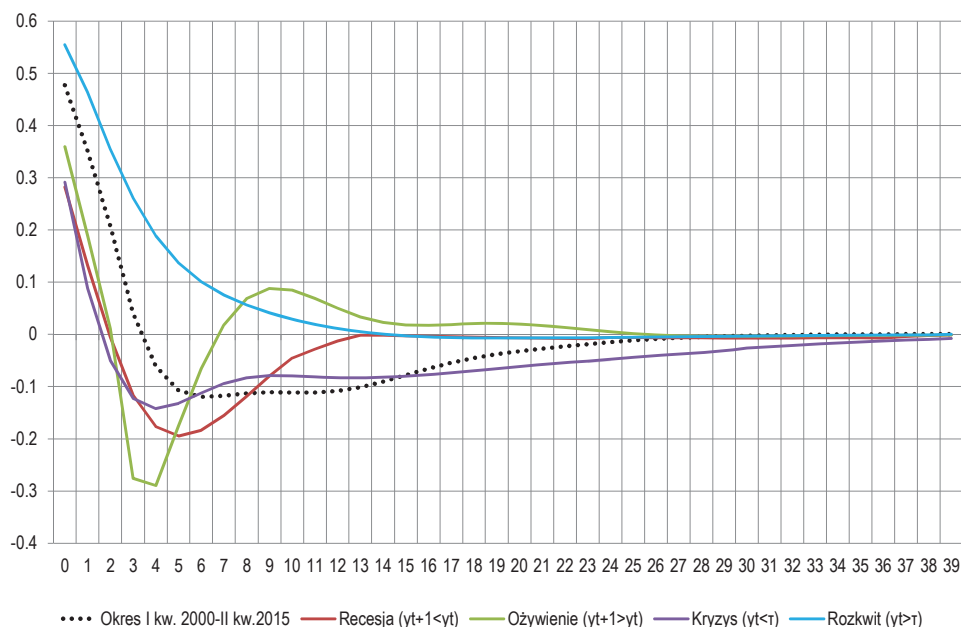


Źródło: obliczenia własne.

Poprawa eksportu netto w okresie rozkwitu skutkuje przewartościowaniem złotego o 0,6% (Rysunek 26). Natomiast w fazach spadkowych cyklu, poluzowanie polityki pieniężnej powoduje natychmiastowe przewartościowanie kursu o 0,3% związane ze wzrostem dysparytetu stóp procentowych, a od drugiego kwartału – rosnące niedowartościowanie złotego związane z pogorszeniem salda handlowego.

²⁰ Luka eksportu netto jest różnicą między eksportem netto a potencjalnym eksportem netto. W stanie ustalonym luka eksportu netto kształtuje się tak, aby zapewnić stałość udziału salda handlowego w PKB. Stan ustalony określa próg, powyżej którego, przy założeniu stałego udziału dochodów pierwotnych i wtórnych w saldzie obrotów bieżących, poprawia się międzynarodowa pozycja inwestycyjna Polski (w równowadze pozostaje niezmieniona). Próg został oszacowany na -4,4% potencjalnego PKB.

Rysunek 26. Odchylenie kursu od kursu równowagi w odpowiedzi na zaburzenie krajowej stopy procentowej (w %)



Źródło: obliczenia własne.

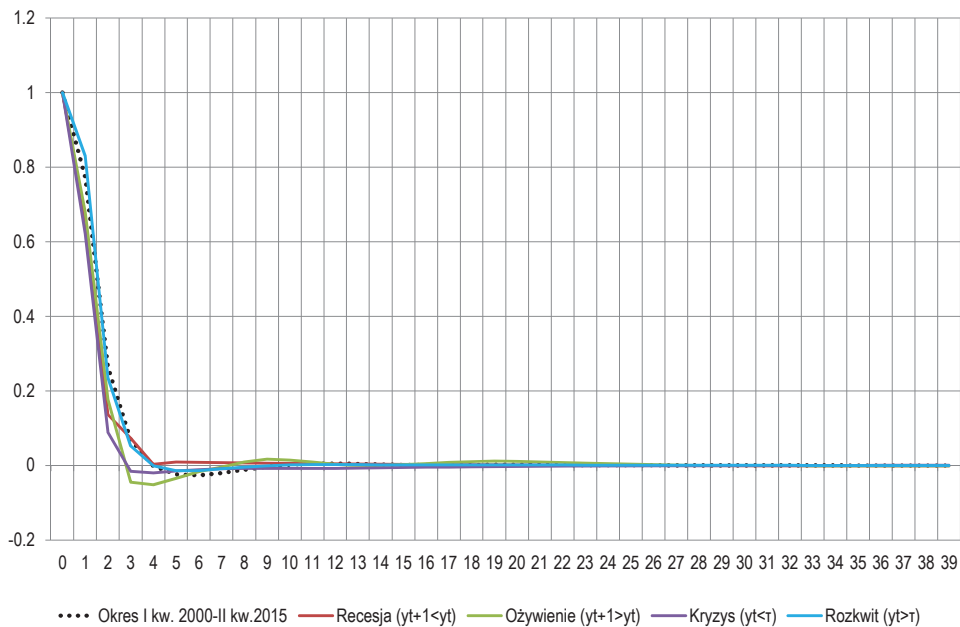
2.3.4. Cykliczność reakcji aktywności ekonomicznej i inflacji na zaburzenie kursu walutowego

W rozdziale 3.2.2 pokazano, że dla pełnego okresu estymacji reakcja luki popytowej na aprecjację o 1% nominalnego efektywnego kursu złotego zmienia się od -0,04 pkt. proc. w pierwszym kwartale po zaburzeniu kursu do 0,03 pkt. proc. w czwartym kwartale. Oscylacje wygasają po 12 kwartałach, dając skumulowany efekt bliski zeru. Podobne zachowanie kursu złotego w różnych fazach i okresach cyklu koniunkturalnego (Rysunek 27) nie oznacza jednak identycznych reakcji sfery realnej. Najsilniejsza jest reakcja luki popytowej w okresie dobrej koniunktury (Rysunek 28). Podczas pierwszych dwóch kwartałów, podobnie jak dla pełnego okresu estymacji, przeważają efekty popytowe, tj. zwiększenie przyrostów wolumenu importu i spadek dynamiki wolumenu eksportu. W kolejnych trzech kwartałach przeważa efekt spadku importu związany ze zmniejszoną dynamiką eksportu (dodatni eksport netto). Skumulowany efekt aprecjacji zwiększa w okresie rozkwitu lukę popytową o 0,3% potencjalnego PKB. Tempo wzrostu PKB w piątym kwartale po aprecjacji jest o 0,09 pkt proc. wyższe, natomiast skumulowany efekt jest bliski zeru (Rysunek 29).

Najsilniejsza reakcja inflacji na aprecjację kursu (Rysunek 30) ma miejsce w fazie ożywienia i w okresie dobrej koniunktury, kiedy firmy są bardziej skłonne do podwyższania cen (rozdział 3.2.3). Jednocześnie w tych okresach absorpcja zmiany kursu jest najwolniejsza: w okresie rozkwitu w pierwszym kwartale jest absorbowane 36% pełnego efektu, a po dwóch kwartałach 58%, w fazie ożywienia odpowiednio 51% i 69%. W okresach pogarszającej się koniunktury ceny reagują słabiej, lecz szybciej są wchłaniane efekty zmiany kursu: 63% po pierwszym kwartale i 72% po dwóch kwartałach w okresie kryzysu i odpowiednio 56% i 81%

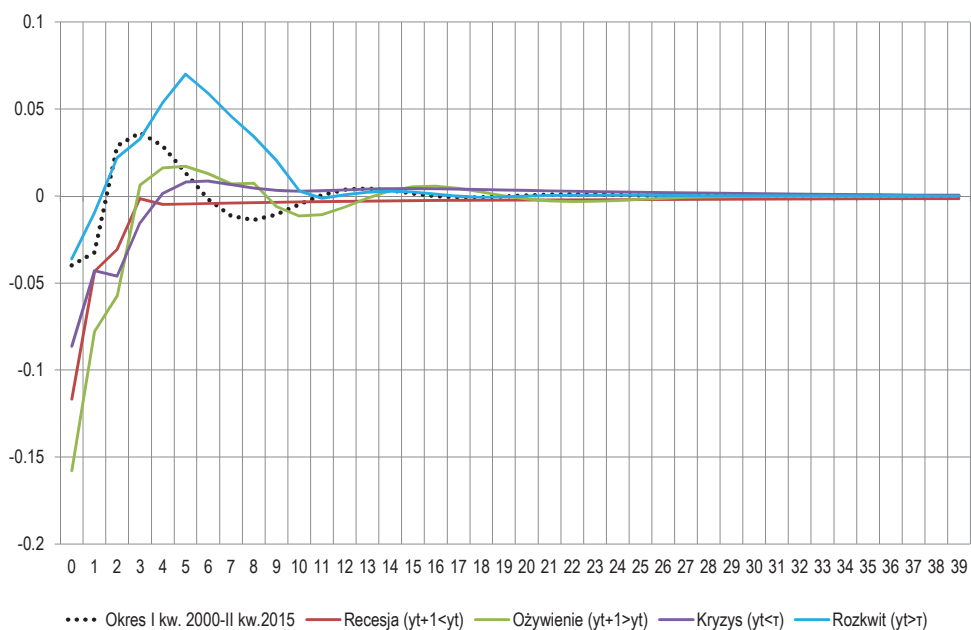
w fazie recesji. W tym zakresie wyniki uzyskane z modelu QMOTR potwierdzają zwiększenie szybkości reakcji cen na zmianę kursu walutowego otrzymane z modelu SVAR McCarthy'ego (rozdział 3.2.3).

Rysunek 27. Zaburzenie tempa wzrostu nominalnego efektywnego kursu walutowego (wzrost – aprecjacja) o 1 pkt proc.



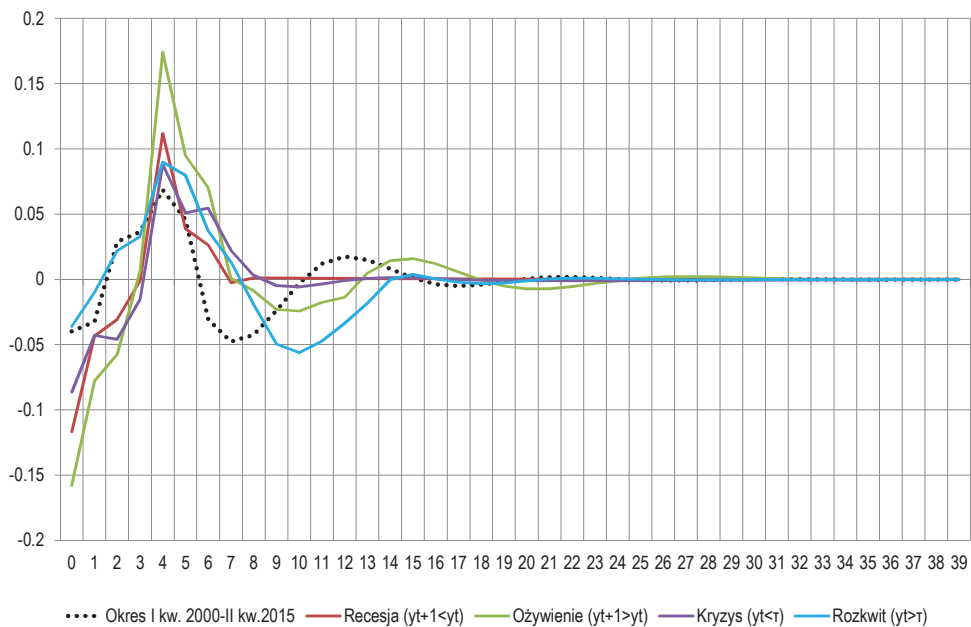
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 28. Reakcja luki popytowej na zaburzenie kursu walutowego, w pkt. proc.



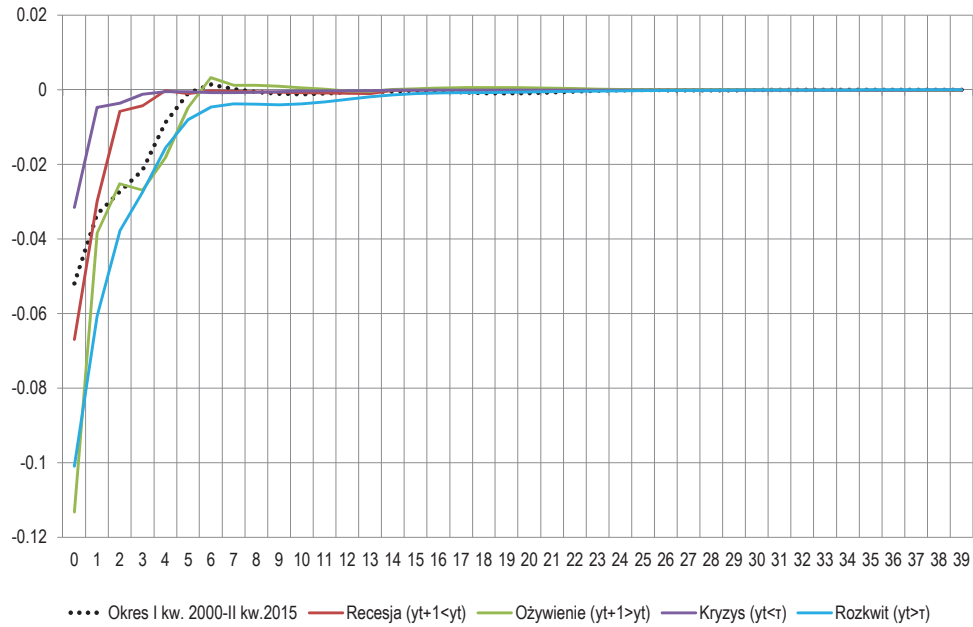
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 29. Reakcja tempa wzrostu PKB (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie kursu walutowego, w pkt. proc.



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 30. Reakcja inflacji bazowej HICP (wskaźnik kwartalny annualizowany) na zaburzenie kursu walutowego, w pkt. proc.



Źródło: obliczenia własne.

3. Funkcjonowanie kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej

3.1. Kanał stopy procentowej

W tym podrozdziale analizujemy przenoszenie stóp procentowych banku centralnego do stóp procentowych na różnych rynkach finansowych (rynek depozytów międzybankowych, rynek depozytów i kredytów detalicznych, rynek obligacji rządowych) oraz wpływ stóp procentowych na wolumen kredytów. Dodatkowo przedstawiamy wyniki analizy zdarzeń (*event study*) dotyczące wpływu bieżącej polityki pieniężnej i komunikacji RPP na ceny aktywów finansowych.

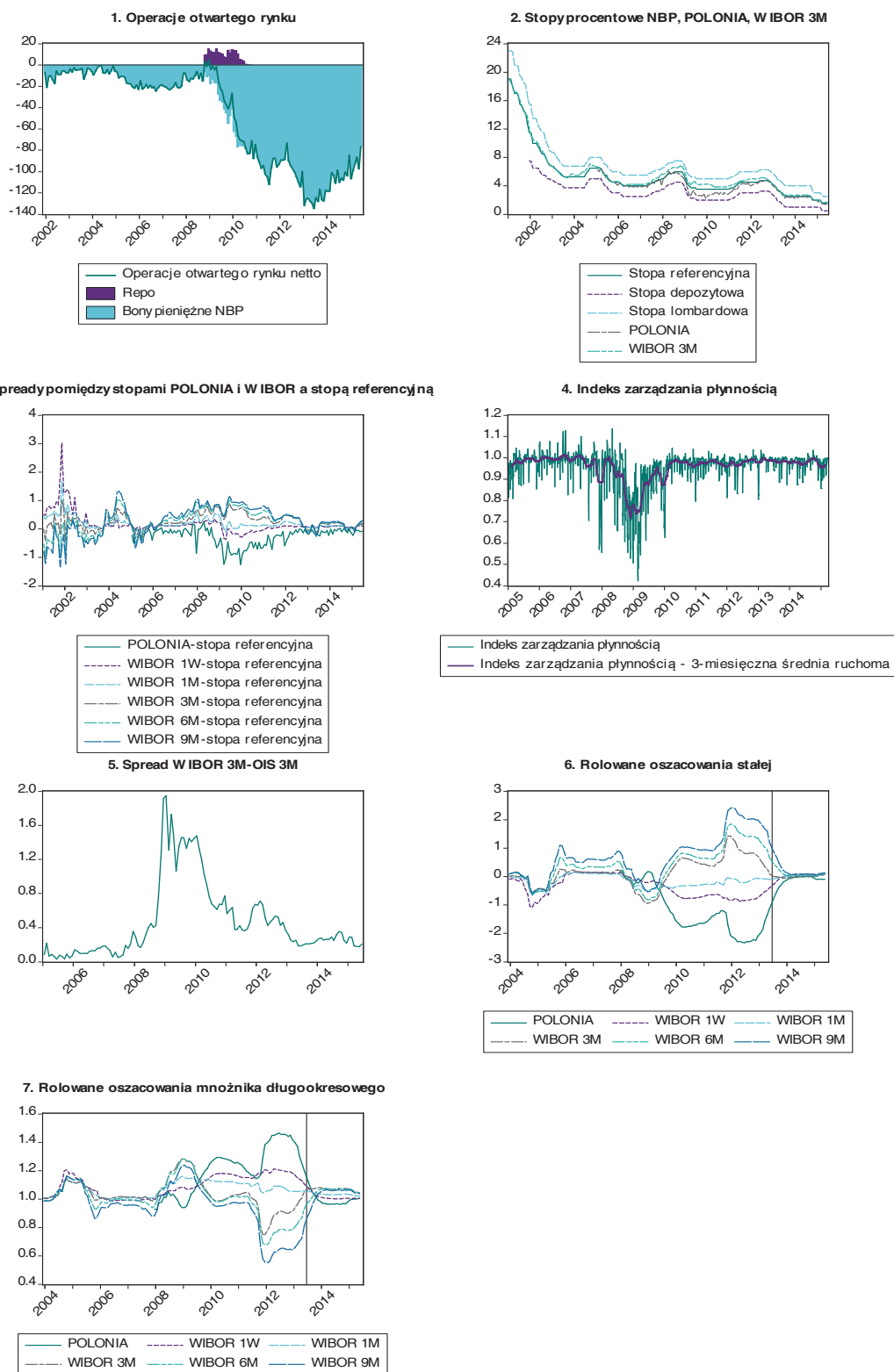
Transmisję stóp procentowych banku centralnego badamy w dwóch etapach: pierwszy to przenoszenie stopy referencyjnej NBP do stóp rynku międzybankowego, zaś drugi to przenoszenie od stóp rynku międzybankowego do innych stóp procentowych (oprocentowania depozytów i kredytów detalicznych, rentowności obligacji). Na obu etapach transmisji sprawdzamy, czy występuje długookresowa równowaga między analizowanymi stopami (wykorzystując testy kointegracji). O cechach transmisji wnioskujemy na podstawie oszacowań regresji kointegrujących i/lub modeli korekty błędem. W modelach korekty błędem zmiana stopy procentowej rynku pieniężnego (detalicznej depozytów/kredytów lub rentowności obligacji w drugim etapie transmisji) jest wyjaśniana za pomocą bieżącej zmiany stopy referencyjnej (stopy rynku pieniężnego w drugim etapie), odchylenia od stanu równowagi (tj. składnika korekty błędem), oraz, ewentualnie, opóźnionych zmian obu stóp procentowych. Parametr przy bieżącej zmianie stopy referencyjnej NBP (stopy rynku pieniężnego) opisuje reakcję natychmiastową badanej stopy procentowej. Parametr przy składniku korekty błędem (inaczej parametr korekty błędem) opisuje, jak szybko następuje powrót do stanu równowagi w przypadku jej zaburzenia. Mnożnik długookresowy pochodzi z regresji kointegrującej na poziomach stóp procentowych (w przypadku metody dwukrokowej) lub jest szacowany bezpośrednio w ramach modelu korekty błędem.

Analiza obejmuje okres od stycznia 2001 r. (a w przypadku stóp detalicznych od stycznia 2005 r.) do końca I kw. 2015 r. lub I połowy 2015 r. (w zależności od danych).

3.1.1. Transmisja na rynku pieniężnym

W okresie od poprzedniego raportu (połowa 2013 r. – połowa 2015 r.) polityka pieniężna nadal prowadzona była w warunkach nadwyżkowej płynności w sektorze bankowym (Rysunek 31, panel 1). Stopa POLONIA, będąca celem operacyjnym NBP, była utrzymywana blisko stopy referencyjnej dzięki wykorzystywaniu podstawowych i dostrajających operacji otwartego rynku, a korytarz wahań wyznaczały stopa depozytowa i stopa lombardowa (Rysunek 31, panel 2).

Rysunek 31. Transmisja na rynku pieniężnym



Źródło: Datastream, dane NBP, obliczenia własne.

Spready pomiędzy oprocentowaniem niezabezpieczonych pożyczek na rynku międzybankowym a stopą referencyjną od 2013 r. utrzymywały się na stosunkowo niskim poziomie (Rysunek 31, panel 3). Wskazuje to na poprawę transmisji polityki pieniężnej do rynku międzybankowego, po zaburzeniach z okresu globalnego kryzysu finansowego. W przypadku krótkiego końca krzywej rentowności sprzyjało temu utrzymywanie się rezerw banków blisko rezerwy obowiązkowej, dzięki przeprowadzaniu operacji absorbujących płynność w odpowiedniej skali. Obrazuje to poziom indeksu zarządzania płynnością (Sznajderska, 2016), obliczanego jako relacja pomiędzy absorpcją płynności przez NBP a płynnością powyżej rezerwy obowiązkowej – po wygaszeniu Pakietu Zaufania w listopadzie 2010 r. nie spadał on znacznie poniżej 1 (Rysunek 31, panel 4). Standardowo jest on blisko, ale poniżej tego poziomu, ponieważ banki, oprócz środków na rachunku rezerwy obowiązkowej, utrzymują pewien bufor. Brak absorpcji rezerw powyżej poziomu wynikającego z tych dwóch motywów odchyła najkrótsze stopy procentowe w kierunku stopy depozytowej (więcej w: Ramka 2). Natomiast dla dłuższych okresów do zapadalności kluczowy był spadek premii za ryzyko, dla której przybliżenie może stanowić *spread* WIBOR-OIS (OIS – *overnight index swap*²¹ – jest miarą średniej oczekiwanej stopy O/N, Rysunek 31, panel 5), oraz stabilne oczekiwania co do poziomu stóp w przyszłości. Dodatkowo, Tabela 7 pokazuje, że w okresach zmian stopy referencyjnej (cyklach zacieśnienia/luzowania polityki pieniężnej) dostosowania stóp na rynku pieniężnym były tym większe, im krótszy okres do zapadalności (dla krótszych stóp proporcjonalne, dla dłuższych mniej niż proporcjonalne). Jest tak ponieważ dłuższe stopy zmieniają się z wyprzedzeniem (przed rozpoczęciem cyklu podwyżek/obniżek stóp), jeżeli działania RPP są oczekiwane.

Estymację modeli korekty błędem dla zależności pomiędzy stopami POLONIA i WIBOR a stopą referencyjną przeprowadziliśmy wykorzystując inny niż w poprzednim raporcie estymator dla parametrów regresji kointegracyjnych (DOLS); ułatwiło to wnioskowanie statystyczne (zob. Verbeek, 2008). Ponadto, z wyjątkiem obliczanej od początku 2005 r. stopy POLONIA, modele dla pozostałych stóp oszacowano na danych od początku 2001 r. (do czerwca 2015 r.). Poniżej przedstawiamy najważniejsze wyniki z modeli oszacowanych na pełnej próbie (oraz oszacowania parametrów regresji kointegracyjnych w 36-miesięcznych oknach (Rysunek 31, panel 6 i 7), dzięki czemu można ocenić zmiany transmisji w czasie, wykorzystując porównywalne modele.

Przede wszystkim, pomiędzy każdą badaną stopą rynku międzybankowego a stopą referencyjną istnieje zależność długookresowa (wykorzystując test ADF, z wartościami krytycznymi odpowiednimi dla testowania kointegracji, odrzucamy niestacjonarność reszt). Testy Walda wskazują, że transmisja jest pełna (mnożniki długookresowe nie są różne od 1) w przypadku wszystkich stóp oprócz WIBOR 1W i 1M, jednak dla tych ostatnich jest to związane z zaburzeniami z okresu kryzysu²².

²¹ *Overnight Index Swap* – transakcja pochodna zobowiązująca strony kontraktu do zapłaty różnicy w płatnościach odsetkowych obliczanych według zmiennej i stałej stopy procentowej (stawki OIS) od określonej kwoty nominalnej. Zmienna stopa procentowa jest obliczana poprzez złożenie dziennych stawek referencyjnych O/N w czasie trwania transakcji. Rozrachunek netto (bez wymiany kwoty nominalnej OIS) jest dokonywany w następnym dniu roboczym po terminie zapadalności transakcji, por. np. *Raport o Stabilności systemu finansowego*, NBP, lipiec 2015, s. 124.

²² Obliczone okresy transmisji dla stóp POLONIA, WIBOR 1W, 1M, 3M, 6M i 9M wynoszą odpowiednio 0,10, 0,04, 0,28, 1,50, 3,09 i 4,54 miesięcy, jednak ponieważ rynek z wyprzedzeniem uwzględnia przyszłe zmiany stóp procentowych mają one ograniczoną interpretowalność. Półokresy wygasania odchyleń (okresy wymagane dla stóp procentowych na rynku międzybankowym do pokonania połowy drogi do równowagi, wyznaczonej przez zależność długookresową ze stopą referencyjną) wynoszą odpowiednio 0,56, 1,45, 1,49, 3,73, 6,70 i 9,57 miesięcy.

Wyniki regresji rolowanych potwierdzają zaburzenia transmisji w czasie kryzysu i ich wygasanie w ostatnich latach. Dla krótkiego końca krzywej rentowności miało miejsce przesunięcie stałej w dół i mnożnika długookresowego w górę, w przypadku dłuższych stóp – odwrotnie. W próbie dodatkowo dostępnej w tym raporcie oszacowania parametrów ustabilizowały się.

Tabela 7. Skumulowane zmiany wybranych stóp procentowych w okresach zacieśnienia i luzowania polityki pieniężnej (obliczenia dla danych miesięcznych)

Okres	Stopa referencyjna	WIBOR 1W	WIBOR 1M	WIBOR 3M	WIBOR 6M	WIBOR 9M
2004:07-2004:09	1,25	1,34	1,25	1,21	1,04	0,84
2005:03-2006:03	-2,50	-2,39	-2,43	-2,42	-2,34	-2,20
2007:04-2008:07	2,00	2,06	2,14	2,40	2,37	2,35
2008:11-2009:07*	-2,50	-2,98	-2,92	-2,54	-2,38	-2,31
2011:01-2011:07	1,00	1,10	0,97	0,79	0,62	0,50
2012:05-2012:06	0,25	0,23	0,20	0,18	0,17	0,18
2012:11-2013:08	-2,25	-2,22	-2,21	-2,12	-2,11	-2,09
2014:10-2015:04	-1,00	-0,95	-0,88	-0,80	-0,78	-0,77

Uwaga: * Należy zaznaczyć, że relatywnie silny spadek stóp WIBOR w tym okresie wynikał z ich wzrostu na początku kryzysu finansowego przy stałej stopie referencyjnej NBP.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 8. Wyniki estymacji – modele korekty błędem dla stóp rynku międzybankowego

	POLONIA	WIBOR 1W	WIBOR 1M	WIBOR 3M	WIBOR 6M	WIBOR 9M
Stała	-0,17** (0,08)	-0,20*** (0,08)	-0,02 (0,04)	0,20*** (0,07)	0,37*** (0,10)	0,47*** (0,11)
Mnożnik długookresowy	1,01*** (0,02)	1,06*** (0,02)	1,04*** (0,01)	1,02*** (0,01)	1,00*** (0,02)	0,99*** (0,02)
Reakcja natychmiastowa	0,94*** (0,09)	1,05*** (0,10)	0,93*** (0,08)	0,77*** (0,09)	0,70*** (0,10)	0,68*** (0,10)
Parametr korekty błędem	-0,71*** (0,11)	-0,38*** (0,13)	-0,37*** (0,14)	-0,17* (0,10)	-0,10* (0,06)	-0,07 (0,05)
Czy jest relacja kointegrująca? [wartość p testu ADF]	tak*** [0,00]	tak*** [0,00]	tak*** [0,00]	tak*** [0,00]	tak*** [0,00]	tak** [0,03]
Czy mnożnik długookresowy=1? [wartość p testu Walda]	tak*** [0,76]	nie [0,00]	nie [0,00]	tak** [0,07]	tak*** [0,87]	tak*** [0,71]
R² – regresja kointegrująca	0,97	1,00	1,00	0,99	0,99	0,99
Niescentrowany R² – model korekty błędem	0,57	0,74	0,83	0,63	0,52	0,47

Uwagi: W zwykłych nawiasach podano błędy standardowe odporne na heteroskedastyczność i autokorelację. W nawiasach kwadratowych podano wartość p odpowiedniego testu (ADF w przypadku testowania kointegracji, Walda w teście na kompletność dostosowania długookresowego). *, ** i *** oznaczają: przy oszacowaniach parametrów statystyczną istotność, przy decyzjach w teście ADF odrzucenie hipotezy o braku relacji kointegrującej odpowiednio na 10-, 5- i 1-proc. poziomie istotności, przy decyzjach w teście Walda brak podstaw do odrzucenia hipotezy, że mnożnik długookresowy=1, odpowiednio na 1-, 5- i 10-proc. poziomie istotności. W regresji kointegrującej dla stopy POLONIA uwzględniono zmienną zero-jedynkową przyjmującą 1 dla okresu Pakietu Zaufania (wrzesień 2008 r. – listopad 2010 r.).

Źródło: obliczenia własne.

Ramka 2. Najkrótsze stopy rynku międzybankowego a zarządzanie płynnością

W tej ramce pokazujemy jak sposób zarządzania płynnością przez NBP wpływa na poziom stawki POLONIA i WIBOR 1W, czyli stopy o najkrótszym terminie zapadalności. Analizę przeprowadzono na danych o częstotliwości dziennej. Ze względu na dostępność danych w przypadku stawki POLONIA rozważono okres 25.01.2005-30.03.2015, a w przypadku stawki WIBOR 1W okres 03.01.2005-30.03.2015. W Tabeli R2.1 zaprezentowano wyniki regresji *spreadu* pomiędzy stopą referencyjną a stawkami POLONIA i WIBOR 1W na następujące zmienne objaśniające: indeks zarządzania płynnością, indeks operacji dostrajających, zmienną zero-jedynkową, która przyjmuje wartość 1 na końcu okresu utrzymywania rezerwy obowiązkowej, stałą i opóźnioną zmienną objaśniającą.

Indeks zarządzania płynnością obrazuje relację pomiędzy poziomem absorbowanej płynności przez NBP a poziomem krótkoterminowej płynności sektora bankowego. Poziom absorbowanej przez NBP płynności obliczono jako sumę operacji podstawowych, operacji dostrajających, obligacji NBP i swapów walutowych. Poziom krótkoterminowej płynności sektora bankowego wyznaczono jako sumę operacji podstawowych, operacji dostrajających, obligacji NBP, swapów walutowych, depozytu na koniec dnia i średniego odchylenia rachunku bieżącego od poziomu rezerwy obowiązkowej. Zatem w okresach, w których bank centralny absorbuje całą nadpłynność, a banki nie zostawiają sobie żadnego bufora płynnościowego, indeks zarządzania płynnością przyjmuje wartość 1.

Indeks operacji dostrajających to relacja pomiędzy saldem operacji dostrajających i sumą operacji podstawowych, operacji dostrajających, obligacji NBP, swapów walutowych, depozytu na koniec dnia i średniego odchylenia rachunku bieżącego od poziomu rezerwy obowiązkowej.

Współczynniki stojące przy indeksie zarządzania płynnością są ujemne i istotne statystycznie. Wzrost indeksu zarządzania płynnością można utożsamiać z większą absorpcją płynności przez NBP, co prowadzi do spadku *spreadów*. Warto przypomnieć, że w okresie luty 2009 – maj 2009 bank celowo pozostawił w systemie nadwyżki płynności poprzez ograniczenie poziomu operacji podstawowych. Wtedy stawka POLONIA kształtowała się w pobliżu stopy depozytowej, indeks zarządzania płynnością obniżył się, a *spread* pomiędzy stopą referencyjną i stawką POLONIA, zgodnie z omawianymi wynikami, wzrósł.

Wyniki pokazują, że operacje dostrajające przyczyniły się do zmniejszenia *spreadu* pomiędzy stopą referencyjną i stawką POLONIA (współczynnik jest ujemny i istotny statystycznie). Natomiast operacje dostrajające nie miały statystycznie istotnego wpływu na *spread* pomiędzy stopą referencyjną i stawką WIBOR 1W. Świadczy to o tym, że operacje dostrajające były nakierowane głównie na POLONIĘ, a nie na stopy WIBOR (potwierdzają to także testy przyczynowości Grangera; Sznajderska, 2016).

W analizowanym okresie zmienna dotycząca końca okresu rozliczeniowego rezerwy obowiązkowej okazała się statystycznie nieistotna. Nieco inne wyniki uzyskano analizując okres 2008:01:01 – 2015:03:30 (por. Sznajderska, 2016), gdzie pokazano dodatnią zależność pomiędzy *spreadem* dla stawki POLONIA i końcem okresu rozliczania rezerwy obowiązkowej. W okresach tych występuje większa nadpłynność, ponieważ banki wcześniej utrzymują na rachunku w banku centralnym taki poziom środków, który pozwala im wypełnić wymóg rezerwy obowiązkowej.

W przypadku równania dla stawki POLONIA wyniki formalnego testu statystycznego Walda nie potwierdzają hipotezy, że współczynnik stojący przy indeksie zarządzania płynnością jest równy co do modułu wyestymowanej wartości stałej. Może być to związane z faktem, że indeks zarządzania płynnością nie przyjmuje wartości równej dokładnie 1 w okresach, gdy NBP absorbuje całą płynność, ponieważ banki pozostawiają sobie bufor płynnościowe.

Tabela R2.1. Wyniki estymacji – modele regresji liniowej dla najkrótszych stóp rynku pieniężnego

	Stopa referencyjna - POLONIA		Stopa referencyjna – WIBOR 1W	
	oszacowanie parametru	błąd standardowy	oszacowanie parametru	błąd standardowy
Indeks zarządzania płynnością	-3,17***	(0,29)	-0,15**	(0,02)
Indeks operacji dostrajających	-1,58***	(0,36)	0,07	(0,05)
Rezerwa obowiązkowa	0,06	(0,05)	-0,01	(0,01)
Stała	3,29***	(0,28)	0,08	(0,07)
AR(1)	0,79***	(0,02)	0,94***	(0,01)
Skorygowane R ²	0,71		0,90	
Test Walda (wartość p)	0,00		0,09**	

Uwagi: W nawiasach podano odporne błędy Neweya-Westa *, ** i *** oznaczają: przy oszacowaniach parametrów statystyczną istotność, przy decyzjach w teście Walda brak podstaw do odrzucenia hipotezy, że współczynnik stojący przy stałej jest równy współczynnikowi stojącemu przy indeksie zarządzania płynnością z ujemnym znakiem, odpowiednio na 1-, 5- i 10-proc. poziomie istotności.

Źródło: Sznajderska (2016).

3.1.2. Transmisja do stóp depozytowych i kredytowych w bankach komercyjnych

W analizie transmisji do stóp detalicznych wykorzystaliśmy dane o oprocentowaniu nowych umów depozytowych i kredytowych gospodarstw domowych i przedsiębiorstw. Przeanalizowaliśmy oprocentowanie nowych depozytów i kredytów tych grup podmiotów ogółem oraz w podziale na główne kategorie (Tabela 9, Tabela 10). Wśród nowo złożonych depozytów terminowych, zarówno gospodarstw domowych, jak i przedsiębiorstw, dominują depozyty o terminie zapadalności do 1 m-ca. W przypadku gospodarstw domowych znikome znaczenie mają depozyty z terminem pierwotnym powyżej 1 roku, a w przypadku przedsiębiorstw – powyżej 3 miesięcy. Na nowo zaciągnięte kredyty gospodarstw domowych prawie w połowie składają się kredyty konsumpcyjne. Drugą kategorią znaczącą pod względem wielkości są kredyty na cele mieszkaniowe. Wśród kredytów przedsiębiorstw przeważają duże kredyty, tj. o wartości powyżej 4 mln zł.

Tabela 9. Struktura terminowych depozytów złotych gospodarstw domowych i przedsiębiorstw (nowe umowy)

Depozyty gosp. domowych	Udział	Depozyty przedsiębiorstw	Udział
do 1 miesiąca	47%	do 1 miesiąca	86%
od 1 do 3 miesięcy	24%	od 1 do 3 miesięcy	12%
od 3 do 6 miesięcy	15%	pow. 3 miesięcy	3%
od 6 do 12 miesięcy	11%		
pow. 12 miesięcy	3%		

Uwaga: Średnia w okresie 2005:01-2015:03 w grupie banków biorących udział w sprawozdawczości stóp procentowych.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Tabela 10. Struktura rodzajowa kredytów złotych gospodarstw domowych i przedsiębiorstw (nowe umowy)

Kredyty dla gosp. domowych	Udział	Kredyty dla przedsiębiorstw	Udział
na cele konsumpcyjne	47%	do 4 mln zł	35%
na cele mieszkaniowe	32%	powyżej 4 mln zł	65%
dla przedsiębiorców indywidualnych	10%		
na pozostałe cele	11%		

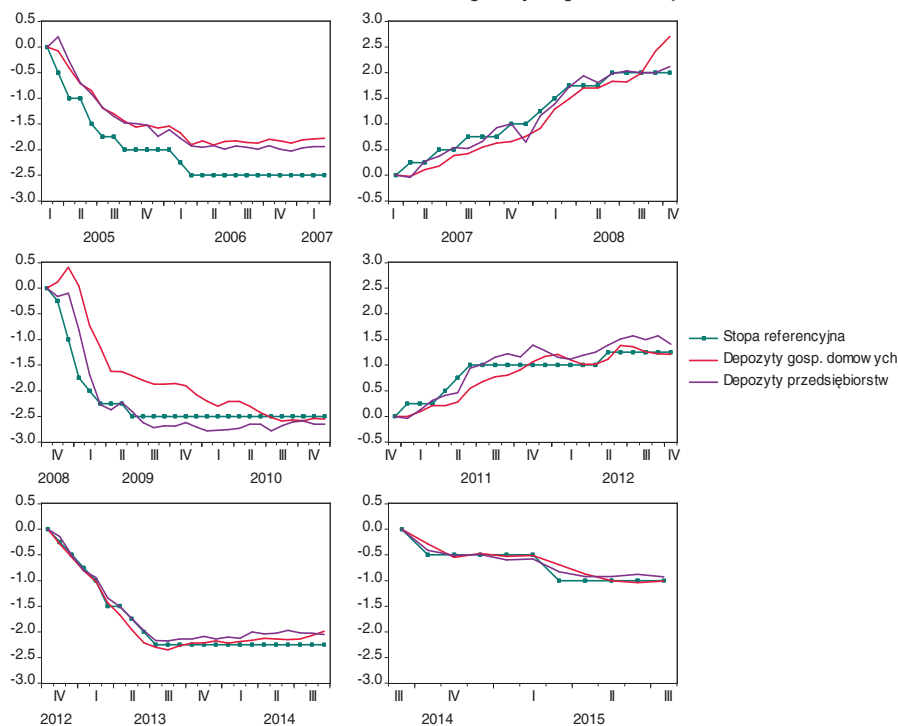
Uwaga: Średnia w okresie 2005:01-2015:03 w grupie banków biorących udział w sprawozdawczości stóp procentowych.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Rysunek 32 i Rysunek 33 obrazują, jak zmieniało się oprocentowanie depozytów i kredytów dla podmiotów sektora niefinansowego w okresach luzowania i zacieśniania polityki pieniężnej²³. Zmiany oprocentowania kredytów konsumpcyjnych są luźno powiązane ze zmianami stopy referencyjnej. Oprocentowanie pozostałych produktów podąża za zmianami stopy banku centralnego, choć skala tych zmian nie zawsze w pełni odpowiada skali zmian stopy referencyjnej, zaś czas potrzebny na pełne dostosowanie oprocentowania depozytów i kredytów może być długi. Widać to zwłaszcza w okresie bezpośrednio po wybuchu światowego kryzysu finansowego (wrzesień 2008 r. – listopad 2010 r.), w którym to jedynie depozyty dla przedsiębiorstw szybko dostosowały się do zmian stopy banku centralnego. Depozyty gospodarstw domowych, kredyty mieszkaniowe i kredyty dla przedsiębiorstw potrzebowały około roku, aby ich spadki wyrównały spadek stopy referencyjnej, zaś oprocentowanie kredytów dla przedsiębiorców indywidualnych nawet po tym okresie nie odzwierciedliło w pełni zmian stopy referencyjnej (w sumie obniżyło się o 1,5 pkt. proc. w porównaniu ze spadkiem stopy referencyjnej o 2,5 pkt. proc.).

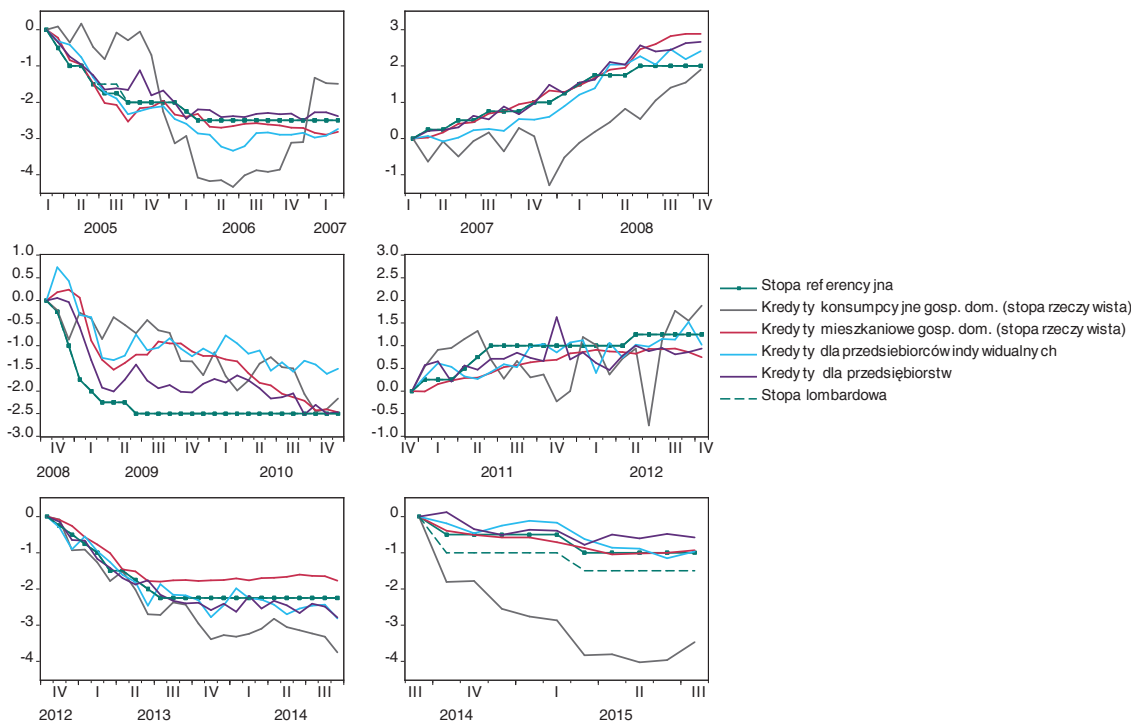
²³ Od pierwszej zmiany stopy referencyjnej w danym cyklu do ostatniego miesiąca przed rozpoczęciem kolejnego cyklu.

Rysunek 32. Skumulowane zmiany oprocentowania depozytów gospodarstw domowych i przedsiębiorstw w okresach zacieśniania i luzowania polityki pieniężnej



Źródło: dane NBP.

Rysunek 33. Skumulowane zmiany oprocentowania kredytów dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw w okresach zacieśniania i luzowania polityki pieniężnej



Źródło: dane NBP.

W poprzednich edycjach raportu (Demchuk *et al.*, 2012; Kapuściński *et al.*, 2014) omawialiśmy wpływ zaburzeń na rynku międzybankowym w okresie po wybuchu globalnego kryzysu finansowego na transmisję stóp procentowych. Badania wykazały, że nie zostały zerwane relacje kointegrujące między stopami rynku międzybankowego i detalicznego (z wyjątkiem kredytów konsumpcyjnych), ale zmieniły się *spready* między tymi stopami oraz mogło dojść do wzmocnienia reakcji długoterminowej oprocentowania depozytów i osłabienia reakcji długoterminowej oprocentowania kredytów na zmiany stopy WIBOR. W niniejszej części raportu, wykorzystując dane zagregowane i indywidualne, analizujemy przyczyny zmian *spreadów* kredytowych oraz oceniamy siłę transmisji stóp procentowych.

Analiza *spreadów* między stopami detalicznymi a stopami rynku międzybankowego

Spready między stopą WIBOR 3M a oprocentowaniem detalicznym depozytów pozostają na podwyższonym poziomie w stosunku do okresu przedkryzysowego, przy czym w najmniejszym stopniu dotyczy to depozytów do 1 miesiąca dla przedsiębiorstw i depozytów tej samej kategorii dla gospodarstw domowych, a w największym – depozytów o okresie wymagalności powyżej 6 miesięcy do 12 miesięcy. *Spready* kredytowe są znacznie bliższe poziomowi obserwowanego przed upadkiem banku Lehman Brothers, w szczególności kredytów dla przedsiębiorstw (Rysunek 34). Zwraca również uwagę bardzo znaczny spadek *spreadu* dla kredytów konsumpcyjnych – jest on niższy niż przed kryzysem, lecz z drugiej strony, porównując oprocentowanie kredytów konsumpcyjnych „cennikowe” i rzeczywiste (uwzględniające opłaty i prowizje) widać, że od 2014 r. banki obniżając oprocentowanie jednocześnie podnoszą dodatkowe koszty kredytu.

Podobnie jak w pracy Illes i Lombardi (2013), *spread* między oprocentowaniem kredytu a stopą polityki pieniężnej, tj. stopą referencyjną NBP ($i^l - i^{ref}$) rozbijamy na sumę trzech *spreadów*, tj.: na *spread* między oprocentowaniem kredytu a rentownością 1-roczej obligacji skarbu państwa ($i^l - i^g$), *spread* między rentownością 1-roczej obligacji skarbu państwa a stopą rynku pieniężnego ($i^g - i^m$) oraz *spread* między stopą rynku pieniężnego a stopą referencyjną NBP ($i^m - i^{ref}$). W analizie wykorzystaliśmy średnie oprocentowanie kredytów ogółem, kredytów dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw, a także dane dotyczące rentowności obligacji benchmarkowych. Stopa rynku pieniężnego to POLONIA.

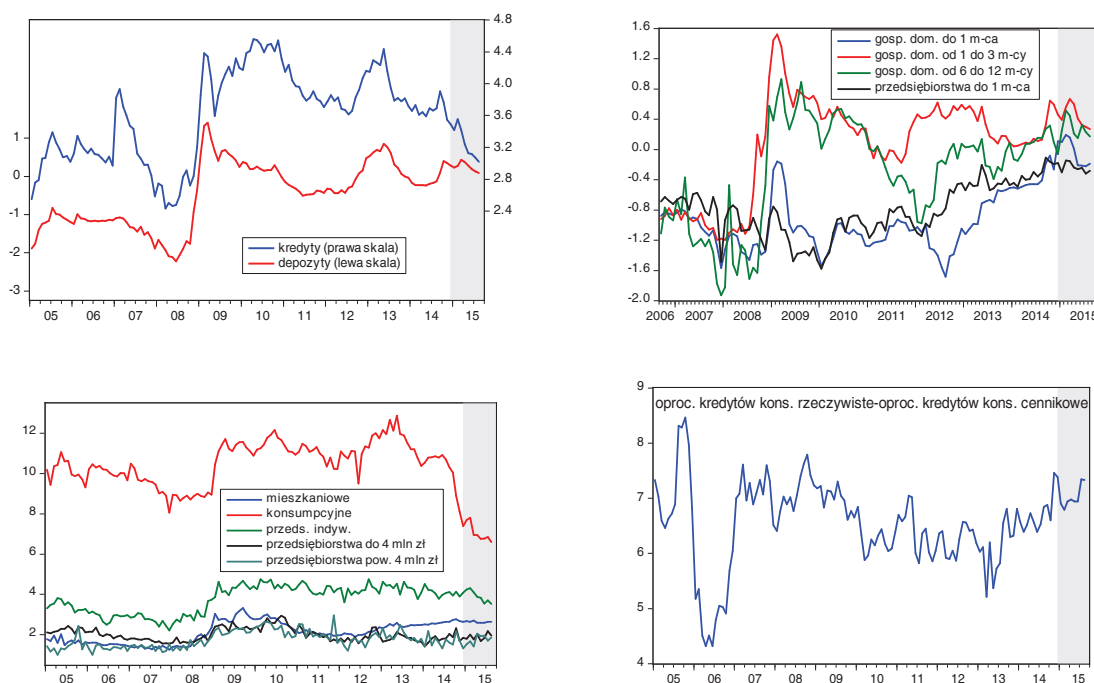
W związku z tym, że POLONIA jest celem polityki pieniężnej, powinna ona kształtować się blisko stopy referencyjnej, zatem *spread* ($i^m - i^{ref}$) pokazuje, czy na rynku pieniężnym występuje ryzyko płynności lub niewypłacalności banków. Ujemna różnica oznacza, że bank centralny utrzymuje nadpłynność systemu bankowego. Z kolei różnica ($i^g - i^m$) pokazuje zarówno ryzyko związane ze strukturą terminową, jak i ryzyko kredytowania danego państwa. Składnik ten jest ujemny, gdy ryzyko związane ze strukturą terminową jest niskie, a także gdy inwestorzy uważają, że praktycznie nie ma ryzyka związanego z obsługą długu danego kraju. Wreszcie ostatni składnik, ($i^l - i^g$), pokazuje stosunek ryzyka kredytowania wydatków państwowych i gospodarki (przedsiębiorstw, gospodarstw domowych), odzwierciedla też skłonność banków do ponoszenia takiego ryzyka. Illes i Lombardi (2013) zwracają uwagę, że składnik ten jest wysoki w okresach słabej koniunktury, gdyż rośnie wówczas ryzyko prowadzenia działalności gospodarczej.

Rysunek 35 pokazuje, że od wybuchu kryzysu finansowego, polityka banku centralnego, polegająca na utrzymywaniu wysokiej płynności, była czynnikiem obniżającym *spread* kredytowy. W tym samym czasie, a w mniejszym stopniu także w okresie od 2006 r. do kryzysu finansowego, inwestorzy postrzegali ryzyko finansowania długu państwa jako znaczne i czynnik ten podnosił *spread*. Dopiero od drugiej połowy 2012 r.

do chwili obecnej (wrzesień 2015 r.), ryzyko to nie występowało lub było postrzegane jako nieznaczne. Czynnikiem, który w największym stopniu odpowiadał za kształtowanie się *spreadu* było ryzyko związane z prowadzeniem działalności gospodarczej i ryzykiem postrzeganym przez banki. Od 2014 r. zarówno polityka pieniężna, jak i ryzyko związane ze strukturą terminową oraz polityką fiskalną państwa były raczej neutralne. Zwraca uwagę, widoczny także na Rysunku 16, znacznie wyższy *spread* oprocentowania kredytów dla gospodarstw domowych niż przedsiębiorstw.

Biorąc pod uwagę zachowanie *spreadu* WIBOR 3M-OIS 3M (por. Rysunek 31), podzieliliśmy okres analizy na trzy podokresy – pierwszy, od stycznia 2005 r. do czerwca 2007 r., gdy ryzyko było niewielkie, drugi obejmujący ostrą fazę kryzysu finansowego – od lipca 2007 r. do grudnia 2010 r. i trzeci – od stycznia 2011 r. do sierpnia 2015 r., kiedy kryzys finansowy przekształcił się w kryzys zadłużeniowy, ale ryzyko znacznie spadło, choć wykazywało sporą zmienność. Jak pokazuje Rysunek 36, średnie wagi poszczególnych *spreadów* w ostrej fazie kryzysu różniły się od tych z pozostałych dwóch podokresów. Widać szczególnie wyraźnie silny wzrost ryzyka związanego z finansowaniem zadłużenia skarbu państwa, którego negatywny wpływ na oprocentowanie kredytów próbowano łagodzić ekspansywną polityką pieniężną. Polityka pieniężna obniżała też *spread* w okresie kryzysu zadłużeniowego.

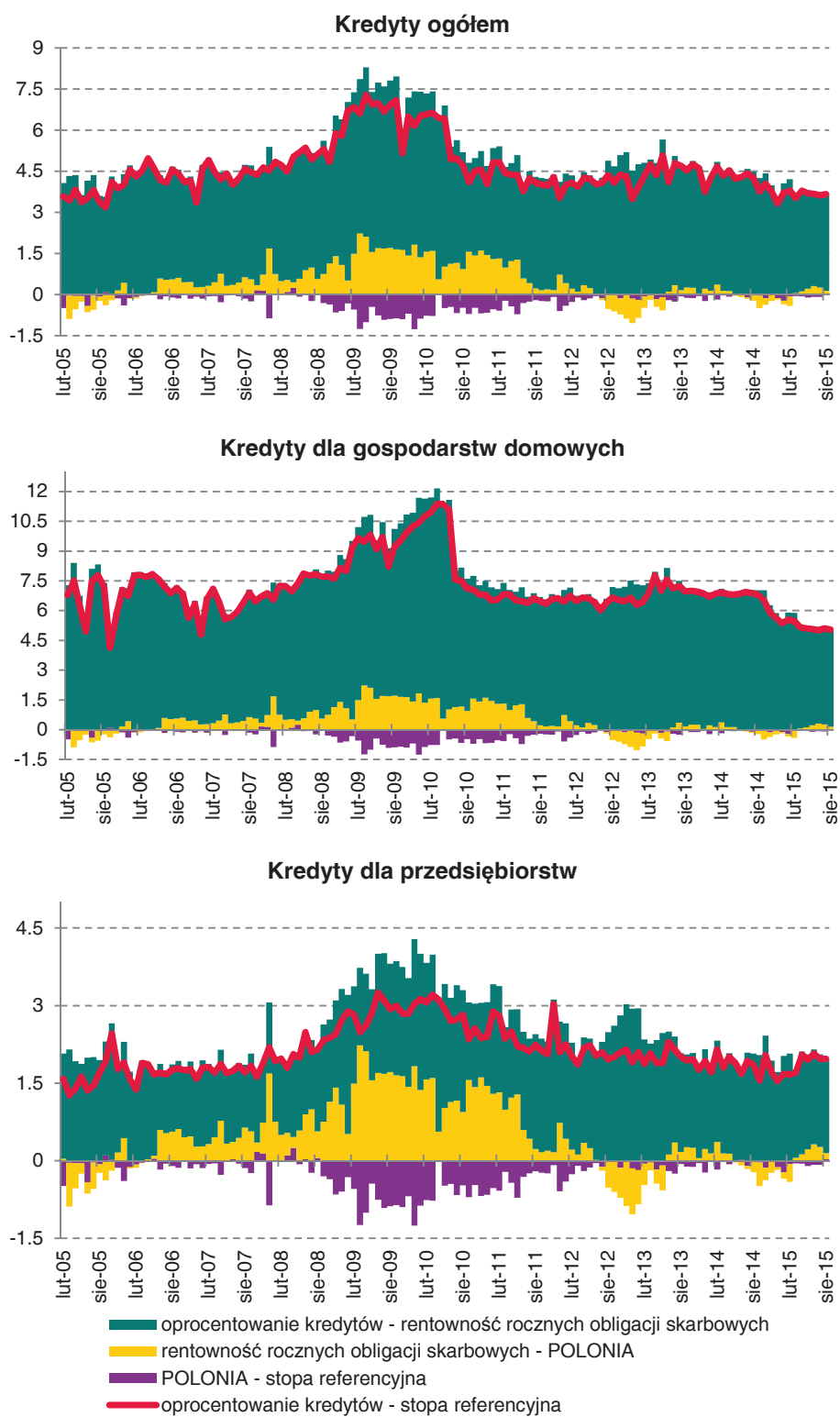
Rysunek 34. *Spread* między stopą WIBOR 3M a (i) średnim ważonym oprocentowaniem nowych kredytów i depozytów (stopa detaliczna-WIBOR 3M), panel lewy górny, (ii) średnim ważonym oprocentowaniem nowych depozytów terminowych, panel prawy górny, (iii) średnim ważonym oprocentowaniem rodzajów nowych kredytów, panel lewy dolny. (iv) różnica średniego „cennikowego” oprocentowania kredytów konsumpcyjnych i średniego „rzeczywistego” oprocentowania kredytów konsumpcyjnych, panel prawy dolny.



Uwagi: Na szaro zaznaczono okres, w którym statystyki oprocentowania detalicznego nie są w pełni porównywalne z okresem poprzednim.

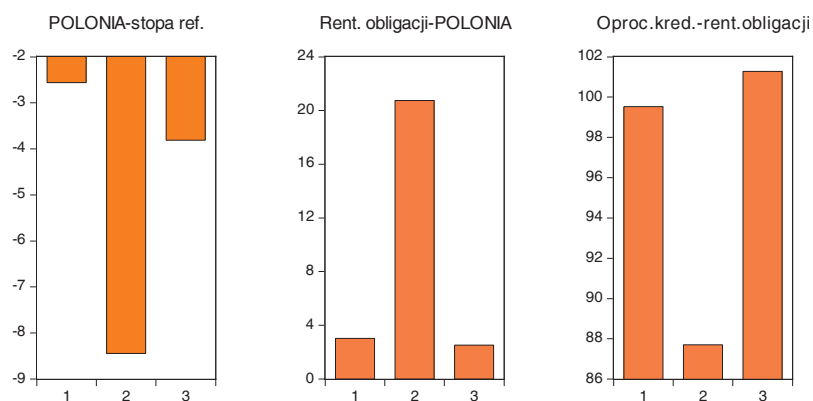
Źródło: dane NBP.

Rysunek 35. Dekompozycja spreadów stóp kredytowych



Źródło: dane NBP.

Rysunek 36. Średnie wagi (w procentach) *spreadów* w trzech podokresach – (1) 2005.01-2007.06, (2) 2007.07-2010.12, (3) 2011.01-2015.08



Źródło: obliczenia własne.

Analiza dostosowania długookresowego detalicznych stóp procentowych

W analizie modelowej przeprowadzonej na danych zagregowanych, z uwagi na zakłócenia w transmisji stóp procentowych rynku pieniężnego do oprocentowania detalicznego po upadku banku Lehman Brothers (szerzej na ten temat w Demchuk *et al.*, 2012), do wektora kointegrującego wprowadzamy zmienną zero-jedynkową, przyjmującą wartość zero w okresie do sierpnia 2008 r. i jeden od września 2008 r. do końca próby. Pokazuje ona systematyczny wpływ kryzysu na sposób ustalania stóp detalicznych w sektorze bankowym, na przykład trwałą zmianę podejścia do ryzyka. Drugą zmienną, którą wprowadziliśmy do wektora kointegrującego, podobnie jak Frisanchó-Mariscal i Howells (2010), jest *spread* między stopą WIBOR 3M a kwotowaniami transakcji OIS 3M (Rysunek 31, panel 5). Z uwagi na to, że stopa WIBOR dotyczy transakcji na rynku niezabezpieczonych lokat międzybankowych i zawiera w sobie oczekiwania przyszłych stóp oraz premię za ryzyko leżące po drugiej stronie transakcji, to różnica między stopą rynku pieniężnego a niemalże pozbawionym ryzyka OIS pokazuje ryzyko płynności oraz ryzyko kredytowe leżące po drugiej stronie umowy (ryzyko niewypłacalności pożyczkobiorcy) i może być traktowana jako miernik kondycji banków. Jeśli zmiennej tej nie ma w wektorze kointegrującym, szczególnie w okresach, gdy ryzyko jest na stosunkowo wysokim poziomie i zmienne, może to wpływać na oszacowania stałej lub mnożnika długookresowego.

Wyniki estymacji pokazuje Tabela 11. Zmiany stóp rynkowych przenoszą się w pełni na średnie oprocentowanie depozytów gospodarstw domowych (nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że w długim okresie skala dostosowania stopy depozytowej odpowiada zmianie stopy rynku pieniężnego). Dzieje się tak przede wszystkim za sprawą depozytów o terminie wymagalności powyżej 3 do 12 miesięcy. Słabiej w stosunku do nich (i również słabiej niż w przeszłości) dostosowuje się oprocentowanie depozytów najkrótszych, do 1 m-ca. Z kolei otrzymany mnożnik dostosowania długookresowego dla oprocentowania depozytów o wymagalności powyżej 1 m-ca do 3 m-cy w analizowanej przez nas próbie jest większy od jedności. Na taki wynik wpłynął zapewne kryzys finansowy – po jego wybuchu banki poszukiwały płynności o tym właśnie terminie i w związku z tym gwałtownie podnosiły oprocentowanie (por. Rysunek 34). Należy oczekiwać, że mnożnik ten będzie w przyszłości spadał wraz ze stopniowym wchłanianiem się

zaburzeń kryzysowych (w stosunku do przedstawionego w poprzednim raporcie jest on niższy o ok. 0,2 pkt. proc.). Zmienna zero-jedynkowa pokazuje, że z powodu kryzysu finansowego i zmian podejścia banków do kształtowania oprocentowania, średnie ważone oprocentowanie depozytów gospodarstw domowych było wyższe o ok. 0,7 pkt proc., najbardziej dotyczyło to tych o terminie wymagalności powyżej 1 do 3 m-cy. Ten sam czynnik obniżał oprocentowanie depozytów do 1 m-ca o ok. 0,26 pkt proc. *Spread* między stopą WIBOR 3M a OIS 3M okazał się statystycznie istotny w wypadku oprocentowania depozytów o terminie wymagalności powyżej 3 do 6 miesięcy.

Oprocentowanie depozytów przedsiębiorstw (pokazujemy tylko te o wymagalnym okresie do 1 miesiąca, ponieważ stanowią one *gros* depozytów przedsiębiorstw, por. Tabela 9), nie dostosowuje się w pełni do zmian stopy rynku pieniężnego. Mnożnik długookresowy spadł w porównaniu z tym, który otrzymaliśmy w poprzednim raporcie (1,0).

Oprocentowanie kredytów ogółem zarówno dla gospodarstw domowych, jak i przedsiębiorstw dostosowuje się w pełni do zmian stopy rynkowej. Punktowe oszacowania mnożników długookresowego dostosowania poszczególnych rodzajów kredytów dla przedsiębiorstw są bardzo bliskie jedności, te dla gospodarstw domowych są niższe, lecz formalne testy pokazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że w długim okresie skala dostosowania stopy depozytowej odpowiada zmianie stopy rynku pieniężnego. Spośród analizowanych przez nas rodzajów kredytów dla gospodarstw domowych wyróżniają się słabo zabezpieczone kredyty na cele konsumpcyjne – w tym wypadku brak jest długookresowego związku ze stopą rynku pieniężnego. Związek ten natomiast istnieje dla kredytu mieszkaniowego, czy kredytu dla przedsiębiorców indywidualnych. Widoczna jest jednak znaczna rola zmiennej przybliżającej ryzyko i zmiennej zero-jedynkowej, pokazującej systematyczny wpływ kryzysu finansowego: obie silnie podnosiły stawki oprocentowania. Ich wpływ na oprocentowanie kredytów dla przedsiębiorstw jest statystycznie istotny, ale znacznie mniejszy. Banki wyraźnie przypisywały mniejsze ryzyko kredytom dla przedsiębiorstw niż dla gospodarstw domowych.

Analiza stabilności wszystkich oszacowanych relacji długookresowych (estymacje rekursywne) wykazują poważne zakłócenia w okresie najostrzejszej fazy kryzysu finansowego.

Analiza danych indywidualnych banków potwierdza wnioski wyciągnięte na podstawie danych zagregowanych. Rysunek 37 przedstawia oszacowania mnożników długookresowych w okresie przed wrześniem 2008 r. oraz późniejszych: od września 2008 r. do lipca 2013 r. (próbę analizowaną w poprzednim raporcie) oraz do marca 2015 r. Wykorzystaliśmy estymator *pooled mean group* (Pesaran *et al.*, 1997), który zakłada jednakową reakcję długookresową wszystkich banków na zmiany stopy procentowej, a jednocześnie umożliwia zróżnicowanie ich reakcji krótkoterminowej²⁴.

²⁴ Błędne założenie homogeniczności parametrów w badanych jednostkach prowadzi do utraty zgodności alternatywnych estymatorów (np. *fixed effect*). Badania przeprowadzone dla Polski oraz dla innych krajów sugerują, że o ile banki w zbliżony sposób dostosowują oprocentowania stóp detalicznych do stóp rynku pieniężnego w długim okresie, o tyle dostosowanie krótkoterminowe w poszczególnych bankach może się różnić (por. np. Stanisławska, 2015). W przedstawionej analizie założenie o homogeniczności dostosowania długookresowego podlega testowaniu.

Tabela 11. Oszacowania mnożników długookresowych transmisji stóp rynku pieniężnego do stóp depozytowych i kredytowych, 2005:01-2015:08, dane zagregowane

Stopa procentowa	Mnożnik długookresowy	Czy mnożnik długookresowy=1?	Parametr korekty błędem	Inne elementy kointegracji ^{(1)/(2)}
Depozyty gospodarstw domowych				
Ogółem	0,95	tak	-0,22	0,74 ⁽¹⁾
Do 1 m-ca	0,73	nie	-0,25	-0,264 ⁽¹⁾
Od 1 do 3 m-cy	1,185	nie	-0,11	1,55 ⁽¹⁾
Od 3 do 6 m-cy	0,99	tak	-0,39	1,18 ⁽¹⁾ 0,6 ⁽²⁾
Od 6 do 12 m-cy	1,05	tak	-0,24	1,23 ⁽¹⁾
Depozyty przedsiębiorstw				
Do 1 m-ca	0,81	nie	-0,48	-0,2 ⁽¹⁾
Kredyty dla gospodarstw domowych				
Ogółem	0,84	tak	-0,36	3,2 ⁽²⁾
Konsumpcyjne		Brak relacji długookresowej		
Mieszkaniowe	0,65	tak	-0,14	0,91 ⁽²⁾
Dla przedsiębiorstw indywidualnych	1,00	tak	-0,24	1,4 ⁽¹⁾ 1,2 ⁽²⁾
Kredyty dla przedsiębiorstw				
Ogółem	0,96	tak	-0,45	0,58 ⁽²⁾
Do 4 mln PLN	0,99	tak	-0,32	0,005 ⁽²⁾
Pow. 4 mln	1,00	tak	-0,52	0,4 ⁽²⁾

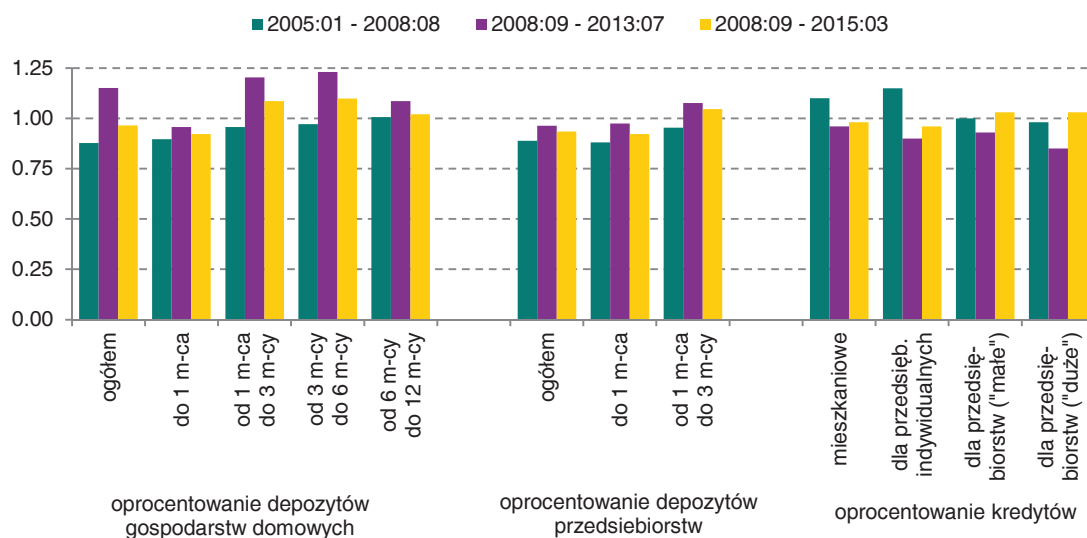
Uwagi: ⁽¹⁾ zmienna zero-jedynkowa pokazująca systematyczny wpływ kryzysu finansowego na oprocentowanie depozytów lub kredytów w bankach; ⁽²⁾ Spread między stopą WIBOR 3M a stopą OIS 3M przybliżający ryzyko płynności i ryzyko leżące po stronie klientów

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Wyniki wskazują, że od połowy 2013 r. mnożniki długookresowe dla oprocentowania depozytów obniżyły się, zwłaszcza w przypadku depozytów gospodarstw domowych od 1 do 3 m-cy i od 3 do 6 m-cy, tj. tych kategorii, do których transmisja była najbardziej zaburzona. Obecnie wartości te są bliższe jedności, choć nadal ją przekraczają. Transmisja do oprocentowania depozytów do 1 m-ca, zarówno w przypadku depozytów gospodarstw domowych, jak i przedsiębiorstw, również jest słabsza i nie jest pełna.

Mnożniki długookresowe dla stóp kredytów mieszkaniowych nie uległy większym zmianom w ciągu ostatnich dwóch lat, wzrosło natomiast nieco dostosowanie oprocentowania kredytów dla przedsiębiorców indywidualnych oraz, silniej, dla przedsiębiorstw. W przypadku stóp kredytów dla przedsiębiorstw obecne współczynniki dostosowania długookresowego są bardzo zbliżone do tych sprzed kryzysu. Na próbie 2008:09-2015:03 dla wszystkich rodzajów kredytów nie można odrzucić hipotezy o pełnym długookresowym dostosowaniu oprocentowania.

Rysunek 37. Współczynniki dostosowania długookresowych stóp depozytowych i kredytowych w trzech podokresach: 2005:01-2008:08, 2008:09-2013:07, 2008:09-2015:03.



Uwagi: estymator *pooled mean group*.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP.

Transmisja do stóp kredytowych: stopy rynku pieniężnego a koszt finansowania banków

Badania dla krajów strefy euro, w których w latach 2008-2009 doszło do silnych zaburzeń w transmisji stóp banku centralnego do stóp kredytowych, wskazują przede wszystkim na dwie przyczyny tej sytuacji: wzrost ryzyka kredytowego i jego percepcji przez banki oraz wzrost kosztów finansowania banków (np. ECB, 2013; Illes *et al.*, 2015). Poniżej przedstawiamy wyniki weryfikacji roli tego drugiego czynnika w transmisji stóp kredytowych w Polsce (na danych mikro). W tym celu zbadaliśmy, jak w tym okresie kształtowały się koszty finansowania banków oraz jaki miały wpływ na oprocentowanie kredytów detalicznych. Po pierwsze, wyznaczyliśmy przybliżony koszt finansowania banków uwzględniając strukturę rodzajową i terminową ich zobowiązań. Po drugie, oszacowaliśmy modele transmisji od stóp rynku międzybankowego do stóp kredytowych i od kosztu finansowania do stóp kredytowych. Badanie przeprowadziliśmy na grupie indywidualnych banków biorących udział w statystyce stóp procentowych.

Koszt finansowania banków wyznaczyliśmy podstawie struktury zobowiązań banków (uwzględniając ich strukturę terminową), przez przypisanie poszczególnym kategoriom zobowiązań odpowiednich stóp procentowych. Podsumowanie składowych wykorzystanych do wyznaczenia kosztu finansowania oraz przeciętne wagi zawiera Tabela 12. Wyznaczone przez nas wartości stanowią jedynie przybliżenie kosztu finansowania banków, gdyż nie wzięliśmy pod uwagę zobowiązań w obcych walutach i nie znaleźliśmy oprocentowania wszystkich składników zobowiązań uwzględnionych w badaniu (w takim przypadku staraliśmy się dobrać inną, najbardziej zbliżoną, stopę, np. koszt emisji własnych papierów wartościowych

przez banki przybliżyliśmy rentownością rządowych obligacji benchmarkowych)²⁵. Zmiany w wyznaczonym w ten sposób ważonym koszcie finansowania wynikają zarówno ze zmiany stóp procentowych, jak i zmiany struktury zobowiązań banków. Trzeba zaznaczyć, że nasza miara nie odzwierciedla w pełni kosztów krańcowych finansowania banków (wagi poszczególnych stóp procentowych przyjęte w obliczeniach pochodzą ze stanów zobowiązań banków, a nie ze struktury nowych środków banków). Tym niemniej może stanowić lepsze przybliżenie kosztu finansowania banków niż zazwyczaj stosowana w modelach transmisji stopa rynku pieniężnego lub stopa banku centralnego.

Tabela 12. Składowe ważonego kosztu finansowania

Kategoria zobowiązań	Waga	Przypisana stopa procentowa
Zobowiązania wobec sektora niefinansowego	0,73	
▪ depozyty gospodarstw domowych	0,53	oprocentowanie nowych depozytów gospodarstw domowych ⁽¹⁾
▪ depozyty przedsiębiorstw	0,20	oprocentowanie nowych depozytów przedsiębiorstw ⁽¹⁾
Zobowiązania wobec sektora instytucji rządowych i samorządowych	0,08	
▪ depozyty sektora instytucji rządowych i samorządowych	0,08	oprocentowanie nowych depozytów przedsiębiorstw ⁽¹⁾⁽²⁾
Zobowiązania wobec sektora finansowego	0,18	
▪ depozyty o różnych terminach wymagalności	0,08	WIBID
▪ kredyty od pozostałych monetarnych instytucji finansowych	0,004	WIBOR 1Y
▪ zobowiązania z tytułu repo/SBB	0,04	WIBOR O/N dla operacji do 1 tygodnia, oprocentowanie kontraktów OIS dla dłuższych terminów
▪ zobowiązania z tytułu emisji własnych	0,05	WIBOR 6M dla emisji do 1 roku, rentowność polskich obligacji benchmarkowych dla dłuższych terminów
Zobowiązania wobec banku centralnego	0,01	
▪ zobowiązania z tytułu operacji otwartego rynku		stopa referencyjna
▪ kredyt lombardowy		stopa lombardowa
▪ kredyt refinansowy		stopa kredytu refinansowego

Uwagi: ⁽¹⁾ Z wyjątkiem depozytów bieżących, dla których oprocentowanie dotyczy przeciętnych stanów. ⁽²⁾ Ze względu na brak informacji o oprocentowaniu depozytów sektora instytucji rządowych i samorządowych, traktujemy tak jak przedsiębiorstwa.

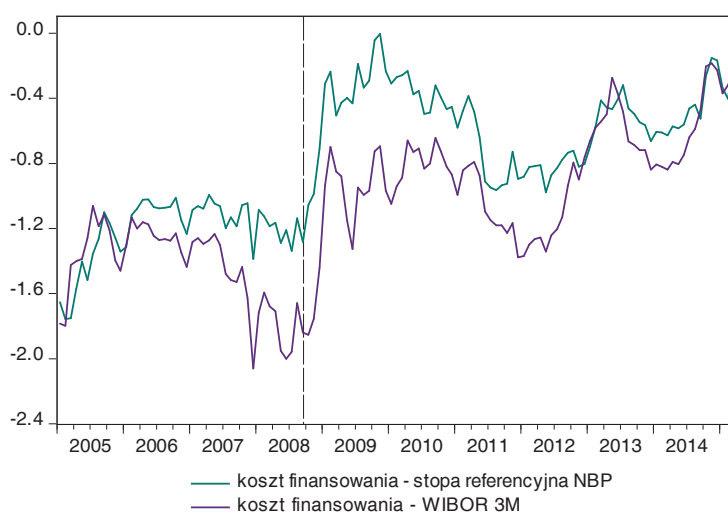
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Rysunek 38 przedstawia różnicę między wyznaczonym kosztem finansowania banków a stopą referencyjną NBP oraz stopą rynku międzybankowego (jest to mediana w grupie analizowanych banków). *Spread* między kosztem finansowania a stopą banku centralnego był stabilny w okresie do wybuchu kryzysu finansowego, co wskazuje na stałą relację między tymi dwoma stopami. Na przełomie 2008 i 2009 r. *spread* znacznie wzrósł, a następnie stopniowo obniżał się, pozostając jednak powyżej poziomu sprzed kryzysu finansowego.

²⁵ Poprawne uwzględnienie zagranicznych źródeł finansowania nie jest możliwe m.in. ze względu na brak informacji o kosztach zabezpieczania otwartych pozycji walutowych (w przypadku, gdy bank pozyskuje zagraniczne środki, by udzielać kredytów w złotych). Tym niemniej, przeprowadziliśmy badanie również dla kosztu finansowania zawierającego zagraniczne źródła finansowania i wyniki były zbliżone.

Podobnie kształtował się *spread* wyznaczony dla stopy WIBOR. Wynika z tego, że w analizowanym okresie stopa referencyjna oraz stopa WIBOR 3M nie stanowiły dobrego przybliżenia zmian kosztu finansowania banków, tak jak to zakłada się w modelach transmisji stóp procentowych (w modelu teoretycznym banki wyznaczają oprocentowanie kredytów w stosunku do krańcowego kosztu kapitału; w pracach empirycznych zakłada się, że koszt ten jest dobrze opisywany przez stopę banku centralnego lub stopę rynku międzybankowego). Stąd przyczyną zaobserwowanych zaburzeń między stopą WIBOR a stopami kredytowymi mogła być zmiana relacji między tą stopą a kosztem finansowania banków (wzrost premii finansowania zewnętrznego)²⁶.

Rysunek 38. *Spread* między kosztem finansowania banków a stopą referencyjną i stopą WIBOR 3M



Uwaga: Linie przedstawiają medianę w grupie banków uwzględnionych w badaniu. Pionową linią przerywaną zaznaczono wrzesień 2008 r.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP, Thomson Reuters.

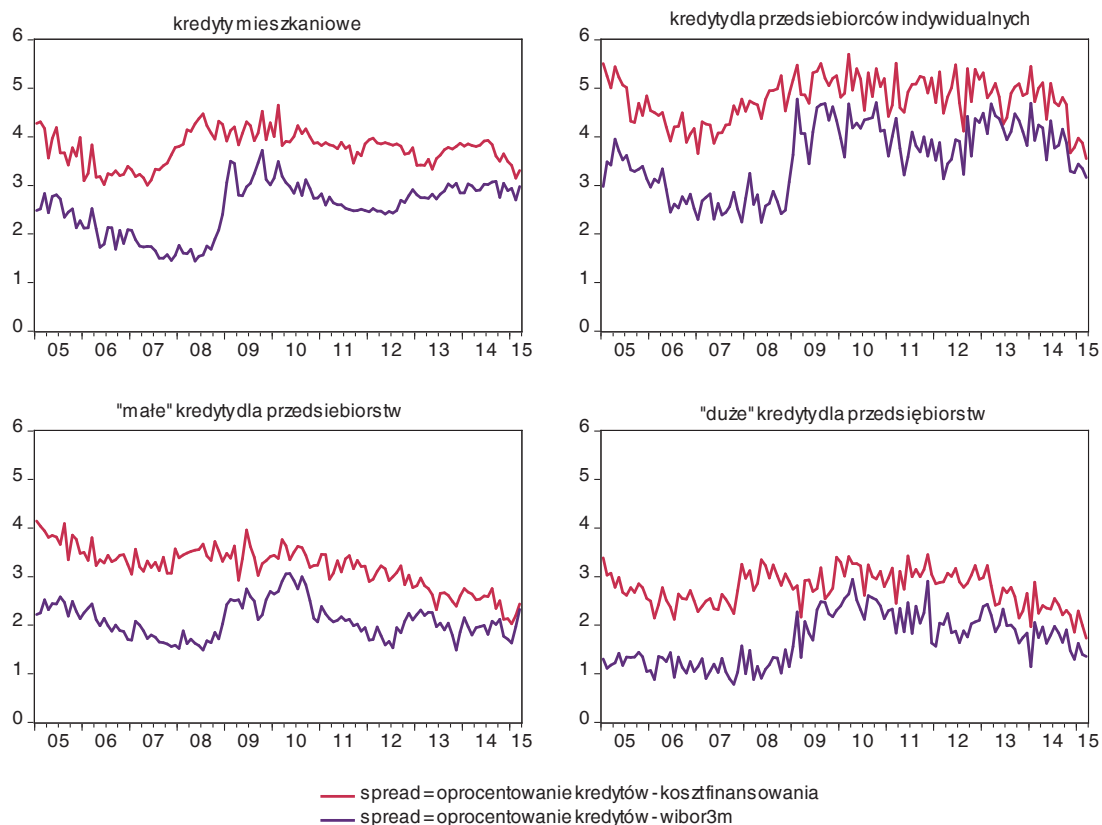
Wniosek ten potwierdza porównanie *spreadów* między oprocentowaniem kredytów detalicznych a WIBOR-em ze *spreadami* tego oprocentowania do kosztu finansowania (Rysunek 39). Trwały wzrost *spreadu* do stopy rynku międzybankowego nie jest widoczny w przypadku *spreadu* do kosztu finansowania.

Formalną analizę transmisji stóp procentowych przeprowadziliśmy na danych indywidualnych banków z wykorzystaniem modeli heterogenicznych paneli (estymator *pooled mean group*). Oszacowaliśmy dwie wersje modeli: jeden opisujący przeniesienie stopy rynku międzybankowego (WIBOR 3M) na oprocentowanie kredytów detalicznych, drugi opisujący przeniesienie kosztu finansowania²⁷.

²⁶ Na przenoszenie premii finansowania zewnętrznego banków na oprocentowanie kredytów wskazuje np. Disyatat (2010).

²⁷ Testy potwierdziły, że oprocentowanie kredytów detalicznych (z wyjątkiem kredytów konsumpcyjnych) kointegruje się zarówno ze stopą WIBOR 3M, jak i z kosztem finansowania.

Rysunek 39. Spread między oprocentowaniem kredytów detalicznych a kosztem finansowania banków lub stopą rynku międzybankowego.



Uwaga: Linie przedstawiają medianę w grupie banków uwzględnionych w badaniu.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP, Thomson Reuters.

Oprocentowanie kredytów mieszkaniowych, dla przedsiębiorców indywidualnych oraz dużych kredytów dla przedsiębiorstw nie dostosowuje się w pełni do stopy rynku pieniężnego – współczynnik dostosowania długookresowego wynosi od 0,89 do 0,92 i jest statystycznie istotnie różny od jedności (Tabela 13). Jedynie w przypadku oprocentowania małych kredytów (do 4 mln zł) dla przedsiębiorstw można mówić o pełnym przeniesieniu (współczynnik dostosowania długookresowego wynosi 1,01). W modelach opisujących transmisję kosztu finansowania do oprocentowania kredytów detalicznych oszacowania współczynników dostosowania długookresowego są wyższe niż w przypadku modeli ze stopą WIBOR – wynoszą one od 1,04 do 1,25. W przypadku kredytów mieszkaniowych dostosowanie długookresowe do kosztu finansowania jest pełne, a dla pozostałych stóp procentowych jest ono istotnie wyższe od jedności. Silniejsze od jedności dostosowanie długookresowe jest niezgodne z intuicją, gdyż oznaczałoby, że w okresie spadających stóp procentowych banki zmniejszały oprocentowanie udzielanych kredytów silniej niż spadał ich koszt finansowania. Tak wysokie oszacowania mnożnika długookresowego może wynikać jednak z niedoskonałości wyznaczonego przez nas kosztu finansowania banków, który nie w pełni odzwierciedla krajowy koszt pozyskania kapitału przez banki.

Tabela 13 przedstawia również dwa kryteria porównania modeli: dopasowanie do danych w próbie (logarytm wiarygodności) oraz pierwiastek średniego kwadratowego błędu (RMSE) prognozy poziomu detalicznych stóp procentowych w okresie od września 2008 r. (na podstawie oszacowań modelu z wcześniejszego okresu). Modele z kosztem finansowania wydają się gorzej dopasowane do danych. Tym niemniej, lepiej prognozują (w kategoriach RMSE) w okresie po wybuchu kryzysu finansowego oprocentowanie kredytów mieszkaniowych i dla przedsiębiorców indywidualnych, a więc tych kategorii kredytów, dla których zmiany *spreadów* względem WIBOR-a były największe. W przypadku „dużych” kredytów dla przedsiębiorstw statystyki błędów są bardzo do siebie zbliżone, zaś w przypadku oprocentowania „małych” kredytów dla przedsiębiorstw, lepsze prognozy daje model ze stopą WIBOR, lecz ma na to wpływ jeden bank²⁸ (por. Rysunek 40).

Podsumowując, powyższe wyniki sugerują, że wzrost *spreadów* między oprocentowaniem kredytów detalicznych a stopą rynku pieniężnego wynika, przynajmniej częściowo, ze wzrostu premii finansowania zewnętrznego banków. Zaburzenie to wynikało przede wszystkim ze wzrostu oprocentowania depozytów detalicznych, które stanowią najważniejsze źródło finansowania banków.

Tabela 13. Oszacowania modeli korekty błędem transmisji stopy WIBOR 3M i kosztu finansowania banków do stóp kredytowych, 2005:01-2015:03 (dane indywidualne)

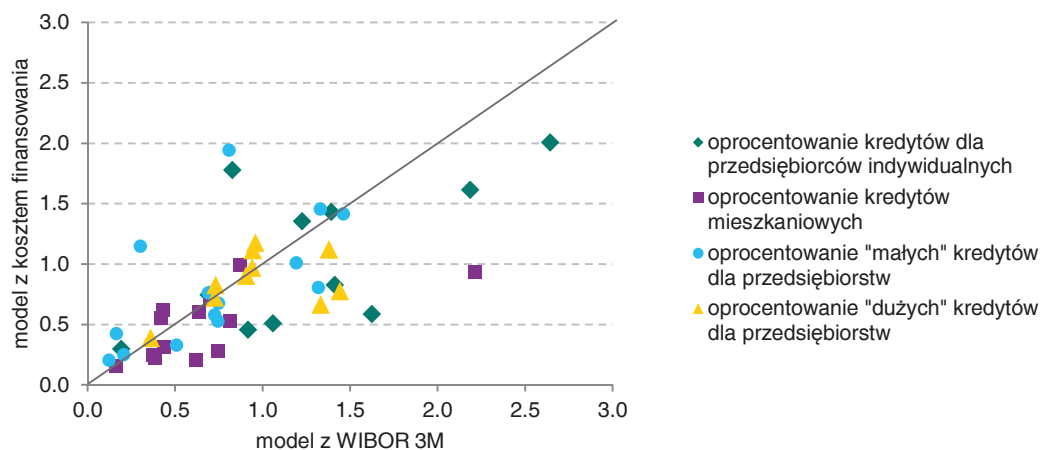
Stopa procentowa	Mnożnik długookresowy	Czy mnożnik długookresowy=1?	Reakcja natychmiastowa	Parametr korekty błędem	Logarytm wiarygodności	RMSE ⁽¹⁾
Oprocentowanie kredytów mieszkaniowych						
▪ WIBOR 3M	0,92 (0,03)	nie	0,33 (0,15)	-0,30 (0,08)	-72,01	0,88
▪ koszt finansowania	1,04 (0,06)	tak	0,28 (0,11)	-0,23 (0,06)	-152,89	0,53
Oprocentowanie kredytów dla przedsiębiorców indywidualnych						
▪ WIBOR 3M	0,89 (0,03)	nie	-0,22 (0,19) ⁽³⁾	-0,45 (0,07)	-1265,12	1,50
▪ koszt finansowania	1,25 (0,04)	nie	-0,11 (0,23) ⁽³⁾	-0,43 (0,07)	-1305,38	1,21
Oprocentowanie małych kredytów dla przedsiębiorstw (o wartości do 4 mln zł)⁽²⁾						
▪ WIBOR 3M	1,01 (0,02)	tak	0,11 (0,14)	-0,42 (0,07)	-391,09	0,85
▪ koszt finansowania	1,16 (0,04)	nie	0,17 (0,12)	-0,37 (0,06)	-600,90	0,98
Oprocentowanie dużych kredytów dla przedsiębiorstw (o wartości pow. 4 mln zł)						
▪ WIBOR 3M	0,92 (0,02)	nie	0,21 (0,25)	-0,66 (0,07)	-1043,19	1,01
▪ koszt finansowania	1,18 (0,03)	nie	0,33 (0,22)	-0,62 (0,06)	-1089,74	0,96

Uwagi: W nawiasach obok oszacowań parametrów podano wartość błędu standardowego. W kolumnie „reakcja natychmiastowa” i „szybkość powrotu do równowagi” podano średnie oszacowane tych parametrów w grupie analizowanych banków. ⁽¹⁾ RMSE prognoz jednookresowych od 2008:09 do 2015:03 na podstawie oszacowań modelu na próbie 2005:01 – 2008:08. ⁽²⁾ W przypadku oprocentowania tych kredytów wątpliwość budzi prawdziwość założenia o takim samym dostosowaniu długookresowym we wszystkich bankach (wartość p dla tej hipotezy wynosi 0,05 w modelu z WIBOR-em i 0,04 w modelu z kosztem finansowania). Alternatywny estymator grupowy (*mean group*) reakcji długookresowej, opisujący średnią reakcję w grupie banków, sugeruje, że dostosowanie do stopy WIBOR jest równe 0,85 (błąd standardowy =0,07), a dostosowanie do kosztu finansowania – 0,90 (błąd standardowy =0,13). W pierwszym przypadku hipoteza o kompletności dostosowania długookresowego jest na granicy odrzucenia (wartość p równa 0,04), a w drugim można uznać ją za prawdziwą. ⁽³⁾ Oszacowanie przeciętnej reakcji natychmiastowej ma niepoprawny znak, ale jest też statystycznie nieistotne.

Źródło: obliczenia własne.

²⁸ Jeżeli pominiemy ten bank, to nieco niższym RMSE charakteryzują się prognozy z modelu z kosztem finansowania (RMSE wynosi 0,84 dla modelu ze stopą WIBOR i 0,78 dla modelu z kosztem finansowania).

Rysunek 40. Statystyki RMSE prognoz oprocentowania kredytów detalicznych (dla indywidualnych banków) z modeli ze stopą rynku pieniężnego i kosztem finansowania na okres 2008:09-2015:03.



Uwaga: Punkty przedstawiają RMSE prognoz dla poszczególnych banków. Na szaro zaznaczono linię 45°.

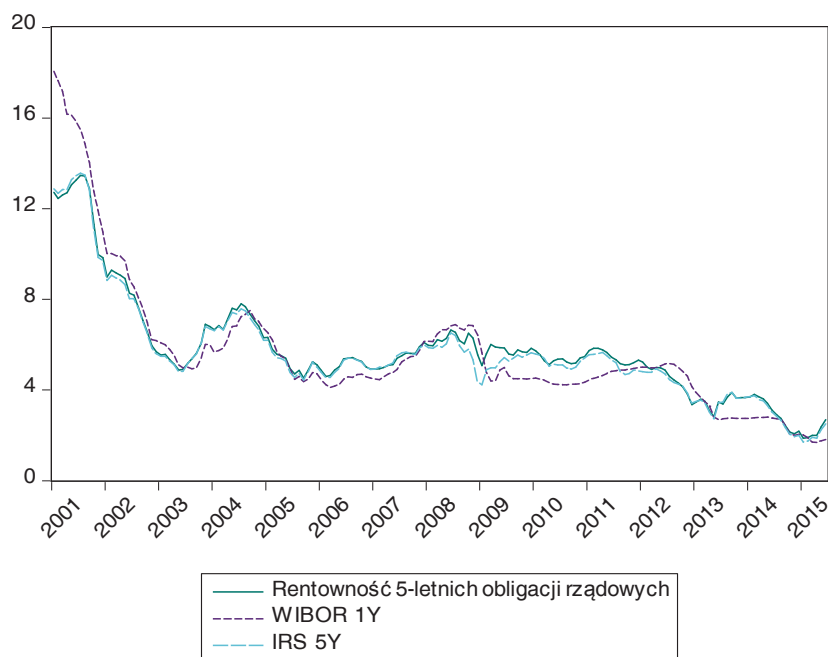
Źródło: obliczenia własne.

3.1.3. Transmisja do rentowności obligacji rządowych

Jednym z podstawowych czynników wpływającym na rentowności obligacji rządowych jest ryzyko kredytowe. Istotnie, porównując rentowności na przykład niemieckich i greckich obligacji rządowych przez ostatnich kilka lat ryzyko niewypłacalności wyjaśnia prawie całą różnicę. Jednak porównując rentowności pomiędzy krajami mającymi różne waluty, lub w ramach jednego kraju dla pewnego okresu, należy wziąć pod uwagę również stopy procentowe na rynku międzybankowym. Jest tak dlatego, że jednym ze sposobów finansowania na przykład 5-letniej obligacji rządowej jest wzięcie 3-miesięcznej pożyczki na rynku międzybankowym i refinansowanie jej do sprzedaży lub odkupu obligacji. Dlatego też wzrost stopy procentowej, powodujący wzrost kosztu finansowania, obniża ceny i podwyższa rentowności obligacji. Arbitraż powinien utrzymywać rentowności blisko średnich stóp procentowych oczekiwanych do zapadalności obligacji. Rysunek 41 pokazujący WIBOR 1Y, IRS 5Y (*interest rate swap*, stopa obrazująca średni WIBOR 6M oczekiwany przez następne 5 lat) i rentowność 5-letnich obligacji rządowych, wydaje się potwierdzać to dla Polski.

W tej części raportu testujemy, czy pomiędzy stopami procentowymi na rynku międzybankowym a rentownościami obligacji rządowych istnieje długookresowa zależność. Sprawdzamy występowanie kointegracji pomiędzy stopą WIBOR 1Y, obrazującą bieżącą politykę pieniężną i komunikację RPP, oraz rentownościami 2-, 5- i 10-letnich obligacji rządowych, wykorzystując procedurę Engle'a-Grangera (zobacz na przykład Welfe, 2013). Wykorzystujemy również stopy IRS z korespondującymi okresami do zapadalności (1Y, 2Y lub 5Y) zamiast stopy WIBOR. Nasze obliczenia bazują na danych miesięcznych zaczynających się w styczniu 2001 r. i kończących się w czerwcu 2015 r.

Rysunek 41. Rentowność 5-letnich obligacji rządowych, WIBOR 1Y i IRS 5Y



Źródło: Thomson Reuters.

Wykorzystując test ADF nie znajdujemy podstaw do odrzucenia pierwiastka jednostkowego w przypadku wszystkich analizowanych zmiennych z wyjątkiem trzech, tj. rentowności 2-letnich obligacji rządowych oraz stóp WIBOR 1Y i IRS 2Y. Z drugiej strony, odrzucamy stacjonarność wykorzystując test KPSS. Dlatego też traktujemy wszystkie zmienne jako $I(1)$. W związku z tym szacujemy regresje kointegracyjne (wykorzystując estymator *dynamic OLS*), z poziomami rentowności obligacji rządowych jako zmiennymi objaśnianymi oraz stopami WIBOR i IRS jako zmiennymi objaśniającymi. Wyniki przedstawia Tabela 14, wiersze 4-5.

Następnie testujemy hipotezę o występowaniu pierwiastka jednostkowego w resztach, odrzucając ją we wszystkich przypadkach, chociaż dla zależności pomiędzy stopą IRS a rentownością 10-letnich obligacji jedynie na 10-proc. poziomie istotności. Dlatego też wnioskujemy, że pomiędzy stopami procentowymi na rynku międzybankowym a rentownościami obligacji rządowych jest zależność długookresowa.

Wykorzystując test Walda, sprawdziliśmy czy mnożniki długookresowe są równe 1, co oznaczałoby pełną transmisję. Jednak ponieważ okresy do zapadalności stopy WIBOR 1Y i analizowanych obligacji nie pokrywają się, transmisja niekoniecznie musi być pełna. Na przykład WIBOR 1Y pokrywa 20 proc. okresu do zapadalności 5-letniej obligacji, stąd współczynnik powinien być równy co najmniej 0,2. Dlatego też dodatkowo testujemy czy współczynniki są równe 0,5, 0,2 i 0,1 dla odpowiednio 2-, 5- i 10-letnich obligacji. W każdym przypadku odrzucamy hipotezę zerową (wartości p w teście Walda wynoszą 0,00). Mnożniki długookresowe w modelach ze stopą WIBOR są tym niższe, im dłuższy okres do zapadalności obligacji. W modelach ze stopami IRS oszacowane współczynniki są bliższe 1. Na 5-proc. poziomie istotności test Walda odrzuca pełną transmisję we wszystkich przypadkach oprócz jednego – dla zależności pomiędzy stopą IRS

5Y a rentownością 5-letnich obligacji. Na 1-proc. poziomie istotności nie można odrzucić pełnej transmisji również dla modeli z rentownością obligacji 2-letnich.

Na koniec estymujemy regresje z pierwszymi różnicami rentowności obligacji rządowych jako zmiennymi objaśnianymi oraz pierwszymi różnicami stóp WIBOR i IRS i opóźnionymi poziomami składników korekty błędem (ECT – *error corection terms*, są to reszty z korespondujących regresji kointegracyjnych) jako zmiennymi objaśniającymi. Wyniki zawiera Tabela 14 (wiersze 5-7)²⁹.

Tabela 14. Wyniki estymacji - modele korekty błędem dla rentowności obligacji rządowych

Model ze stopą:	Rentowność 2-letnich obligacji rządowych		Rentowność 5-letnich obligacji rządowych		Rentowność 10-letnich obligacji rządowych	
	WIBOR 1Y	IRS 2Y	WIBOR 1Y	IRS 5Y	WIBOR 1Y	IRS 10Y
Stała	0,28** (0,12)	-0,06 (0,06)	1,33*** (0,23)	0,22*** (0,07)	2,40*** (0,27)	0,62*** (0,11)
Mnożnik długookresowy	0,95*** (0,02)	1,02*** (0,01)	0,80*** (0,04)	0,98*** (0,01)	0,63*** (0,05)	0,94*** (0,02)
Reakcja natychmiastowa	0,86*** (0,09)	0,96*** (0,03)	0,67*** (0,11)	0,94*** (0,03)	0,52*** (0,09)	0,93*** (0,02)
Parametr korekty błędem	-0,10** (0,04)	-0,09 (0,05)	-0,12** (0,05)	-0,10* (0,06)	-0,09* (0,05)	-0,05** (0,03)
Czy jest relacja kointegrująca? [wartość p testu ADF]	tak** [0,04]	tak** [0,04]	tak*** [0,00]	tak** [0,02]	tak*** [0,00]	tak* [0,10]
Czy mnożnik długookresowy=1? [wartość p testu Walda]	tak* [0,02]	tak* [0,02]	nie [0,00]	tak*** [0,15]	nie [0,00]	nie [0,00]
R² – regresja kointegrująca	0,98	0,99	0,94	0,99	0,89	0,98
Niescentrowany R² – model korekty błędem	0,68	0,91	0,47	0,92	0,38	0,90

Uwagi: W nawiasach zwykłych podano błędy standardowe odporne na heteroskedastyczność i autokorelację, a w nawiasach kwadratowych wartość p w teście ADF (w przypadku testowania kointegracji) lub Walda (przy testowaniu kompletności dostosowania długookresowego). *, ** i *** oznaczają: przy oszacowaniach parametrów statystyczną istotność, przy decyzjach w teście ADF odrzucenie hipotezy o braku relacji kointegrującej odpowiednio na 10-, 5- i 1-proc. poziomie istotności, przy decyzjach w teście Walda brak podstaw do odrzucenia hipotezy, że mnożnik długookresowy=1, odpowiednio na 1-, 5- i 10-proc. poziomie istotności.

Źródło: obliczenia własne.

Co interesujące, składniki korekty błędem są wysoko skorelowane z udziałem nierezydentów w krajowym rynku obligacji rządowych (-0,53 dla obligacji 5-letnich) oraz, co bardziej przewidywalne, ze *spreadami* CDS (0,17). Składniki korekty błędem z regresji ze stopami IRS są wyżej skorelowane ze *spreadami* CDS – 0,67 wobec -0,44. Prawdopodobnie oznacza to, że czynniki związane z popytem i podażą odgrywają istotną rolę na rynku obligacji rządowych w Polsce (wsparcie dla takiej hipotezy stanowi niedawne badanie MFW, 2014). Napływy kapitału kompresują *spready*, co przenosi się na stopy IRS. Duża część pozostałych odchyień od

²⁹ Dla porównywalności z literaturą obliczyliśmy szybkość transmisji, która wynosi dla modeli 1-6 odpowiednio 0,91, 0,64, 1,15, 0,41, 1,23 i 0,17 miesiąca, jednak podobnie jak w przypadku podobnych obliczeń dla rynku międzybankowego ma ona ograniczoną interpretowalność. Półokresy wygasania wynoszą odpowiednio: 6,55, 7,51, 5,66, 6,78, 7,50 i 13,32 miesięcy.

zależności długookresowej ze stopami procentowymi na rynku międzybankowym może być wyjaśniona zmianami ryzyka kredytowego.

3.1.4. Transmisja do cen aktywów finansowych – analiza zdarzeń

W tej sekcji, opartej na pracy Kapuściński (2015), pokazujemy wpływ bieżącej polityki pieniężnej i komunikacji RPP (*forward guidance* lub sygnalizowanie przyszłej polityki pieniężnej *implicite*) na ceny aktywów finansowych. Wzięliśmy pod uwagę ceny akcji, rentowności obligacji rządowych i kurs walutowy. Obliczenia bazują na próbie zaczynającej się w styczniu 2001 r. i kończącej się w marcu 2015 r.

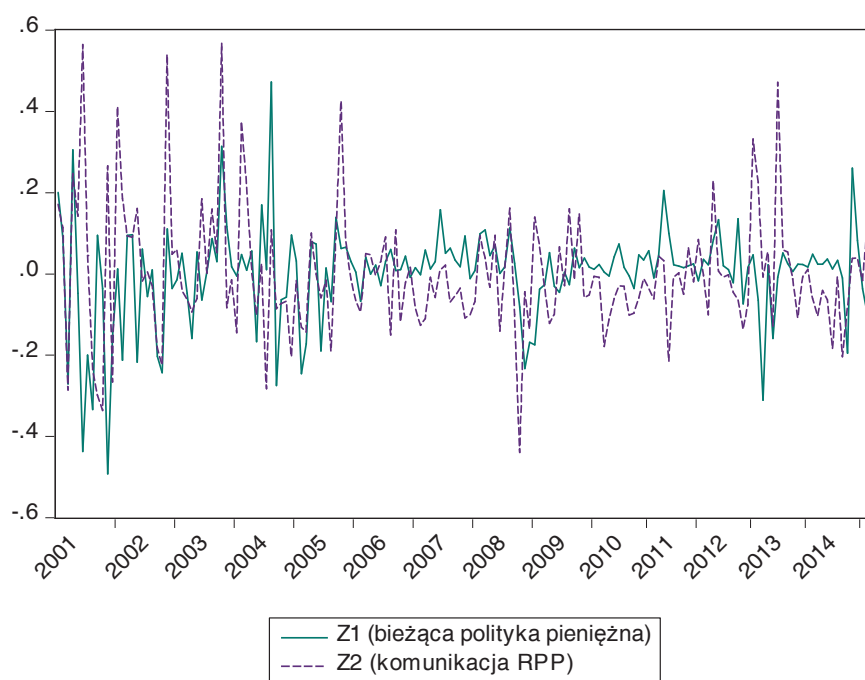
Zgodnie z metodą zaproponowaną przez Gurkaynaka, Sacka i Swansona (2005), dalej GSS, po pierwsze, obliczyliśmy pierwsze różnice zmiennych obrazujących ścieżkę stóp procentowych oczekiwaną przez następny rok, w 2-dniowych oknach. Wykorzystaliśmy zmiany stóp WIBOR 1M, FRA 1x2, 2x3, 3x6, 6x9 i 9x12 pomiędzy dniami przed a dniami po decyzjach RPP odnośnie poziomu stopy referencyjnej. Następnie zostały one „skompresowane” za pomocą analizy głównych składowych. Wykorzystując metodę minimalnej średniej korelacji cząstkowej (*minimum average partial*) ustaliliśmy, że odpowiednia liczba czynników to dwa.

Po drugie, przeprowadziliśmy rotację czynników tak, że pierwszy z nich (dalej oznaczony Z_1) koresponduje z bieżącą polityką pieniężną, a drugi (Z_2) – z komunikacją RPP. Pierwszy czynnik po rotacji znormalizowano tak, że zmienia się proporcjonalnie do stopy WIBOR 1M, dzięki czemu można go interpretować jako nieoczekiwany komponent zmiany bieżącej stopy procentowej. Natomiast po zmianie skali drugiego czynnika, jego jednostkowa zmiana ma taki sam wpływ na stopy oczekiwane za 9-12 miesięcy jak jednostkowa zmiana pierwszego, czyli 0,68 pkt. proc. Obydwa czynniki przedstawia Rysunek 42

Po trzecie, czynniki wykorzystaliśmy jako zmienne objaśniające w analizie regresyjnej. W jednej grupie modeli dodatkowo wprowadzono zagraniczne stopy procentowe (OIS 1Y dla dolara amerykańskiego i dla euro) oraz miarę globalnej awersji do ryzyka (VIX^{30}) jako zmienne kontrolne. Ponieważ dane o OIS 1Y dla dolara były dostępne dopiero od stycznia 2004 r., modele ze zmiennymi kontrolnymi oszacowano na krótszej próbie. Zbiór zmiennych objaśnianych obejmował pierwsze różnice lub zmiany procentowej w 2-dniowych oknach dla indeksu cen akcji (WIG 20), rentowności 2-, 5- i 10-letnich obligacji rządowych oraz kurs walutowy (EUR/PLN od przystąpienia Polski do Unii Europejskiej, EUR/USD wcześniej; wzrost oznacza deprecjację złotego). Wyniki przedstawia Tabela 15.

³⁰ Indeks zmienności implikowanej w cenach opcji na indeks S&P 500.

Rysunek 42. Czynniki po rotacji



Źródło: obliczenia własne.

Zgodnie z oszacowaniami, zarówno bieżąca polityka pieniężna jak i komunikacja RPP ma znaczenie dla rentowności obligacji rządowych. Wzrastają one po bieżącym lub sygnalizowanym przyszłym zacieśnieniu polityki pieniężnej (lub spadają po poluzowaniu – modele są liniowe). Potwierdza to wyniki z Sekcji 3.1.3, uzyskane z wykorzystaniem danych o niższej częstotliwości i bez dekomponowania polityki pieniężnej na bieżące działania i komunikację RPP.

Komunikacja RPP jest bardziej istotna niż bieżąca polityka pieniężna dla rynku akcji, prawdopodobnie głównie dlatego, że jej wpływ pojawia się wcześniej, jak wskazują GSS. Ceny akcji spadają, kiedy RPP sygnalizuje wyższe przyszłe stopy procentowe. Odpowiedź na wzrost bieżącej stopy procentowej jest nierozróżnialna od zera.

Komunikacja RPP wpływa również na kurs walutowy, jednak w sposób nieoczekiwany lub niezgodnie z niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych i podejściem uwzględniającym *carry trade*. Kurs osłabia się po komunikatach RPP sygnalizujących bardziej restrykcyjną przyszłą politykę pieniężną. Jednym ze sposobów na wyjaśnienie tego wyniku jest występowanie *carry trade* na akcjach, nie na instrumentach rynku pieniężnego (Cenedese *et al.*, 2015). Po wzroście bieżącej stopy procentowej kurs nie zmienia się w sposób statystycznie istotny.

Tabela 15. Wyniki estymacji – modele regresji liniowej dla cen aktywów finansowych

	Indeks cen akcji		Ren. 2-let. obl. rządowych		Ren. 5-let. obl. rządowych		Ren. 10-let. obl. rządowych		Kurs walutowy	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Stała	0,20 (0,17)	0,11 (0,18)	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	-0,02*** (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	-0,13** (0,06)	0,04 (0,07)
Z₁ (bieżąca pol. pien.)	0,45 (0,95)	-0,50 (1,35)	0,44*** (0,05)	0,52*** (0,05)	0,38*** (0,06)	0,40*** (0,05)	0,26*** (0,07)	0,20*** (0,07)	0,35 (0,46)	0,23 (0,76)
Z₂ (kom. RPP)	-3,91*** (1,33)	-5,11*** (1,87)	0,41*** (0,07)	0,49*** (0,05)	0,60*** (0,10)	0,70*** (0,13)	0,38*** (0,06)	0,42*** (0,06)	1,61*** (0,34)	1,81*** (0,51)
OIS 1Y USD		0,17 (3,03)		-0,02 (0,09)		0,06 (0,14)		0,04 (0,08)		1,74 (1,25)
OIS 1Y EUR		-3,89 (4,17)		0,12 (0,11)		0,27 (0,26)		0,08 (0,12)		-1,71 (1,79)
VIX		-0,39*** (0,13)		0,00 (0,00)		0,01 (0,01)		0,00 (0,00)		0,19*** (0,04)
R²	0,07	0,21	0,51	0,68	0,54	0,59	0,48	0,48	0,09	0,25

Uwagi: W nawiasach podano błędy standardowe odporne na heteroskedastyczność. *, ** i *** oznaczają statystyczną istotność odpowiednio na 10-, 5- i 1-proc. poziomie istotności.

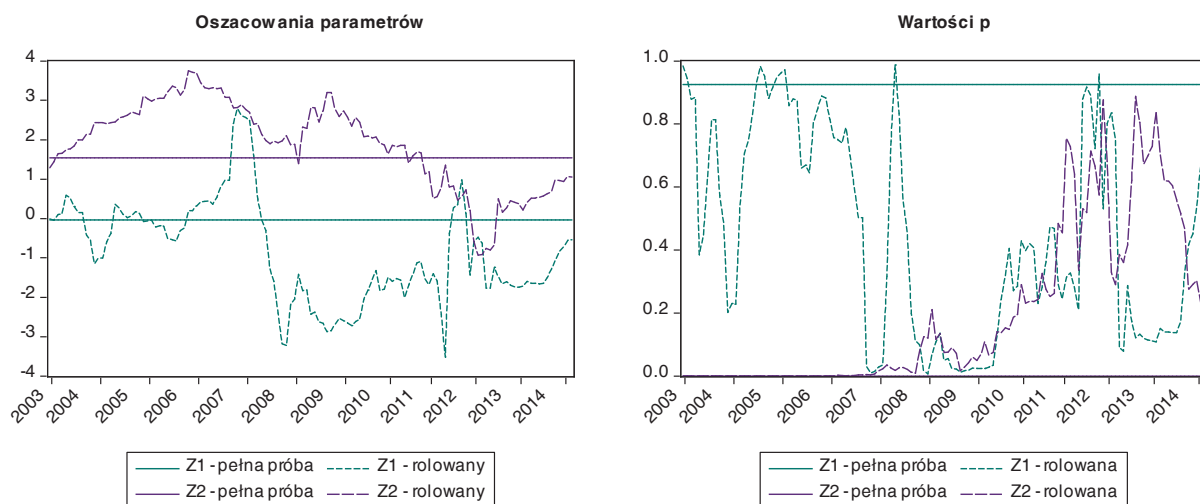
Źródło: obliczenia własne.

Dodatkowo, regresje rolowane (Rysunek 43) wskazują, że od połowy 2006 r. dodatnia zależność między kursem walutowym a miarą komunikacji RPP zanika. Od globalnego kryzysu finansowego nie jest ona statystycznie istotna. Przez większość próby kurs umacniał się lub nie zmieniał się w sposób statystycznie istotny po wzroście bieżącej stopy procentowej. Pozostałe współczynniki były podobne na początku i na końcu próby, przy czym w czasie globalnego kryzysu finansowego i kryzysu w strefie euro miała miejsce duża niestabilność oszacowań.

Wyniki wskazują, że jeżeli stopa procentowa znajdowałaby się na poziomie bliskim zera, a konieczne byłoby dodatkowe poluzowanie polityki pieniężnej, RPP mogłaby wykorzystać w tym celu *forward guidance*³¹.

³¹ Należy jednak podkreślić, że uderzenie w zerowe ograniczenie dla nominalnych stóp procentowych pozostaje dla Polski wydarzeniem o niskim prawdopodobieństwie (Brzoza-Brzezina *et al.*, 2015).

Rysunek 43. Rolowane oszacowania parametrów i wartości p (test t Studenta) z modelu dla kursu walutowego



Źródło: obliczenia własne.

Ramka 3. Wpływ *forward guidance* na rynki finansowe

W sekcji 3.1.4 opisano badanie wpływu bieżącej polityki pieniężnej i komunikacji RPP (w tym *forward guidance*) na ceny aktywów finansowych. W tej ramce opisujemy reakcję rynków finansowych na *forward guidance* – bezpośrednie sygnalizowanie przyszłej polityki pieniężnej przez RPP.

RPP stosowała *forward guidance* w okresie od września 2013 r. do czerwca 2014 r.:

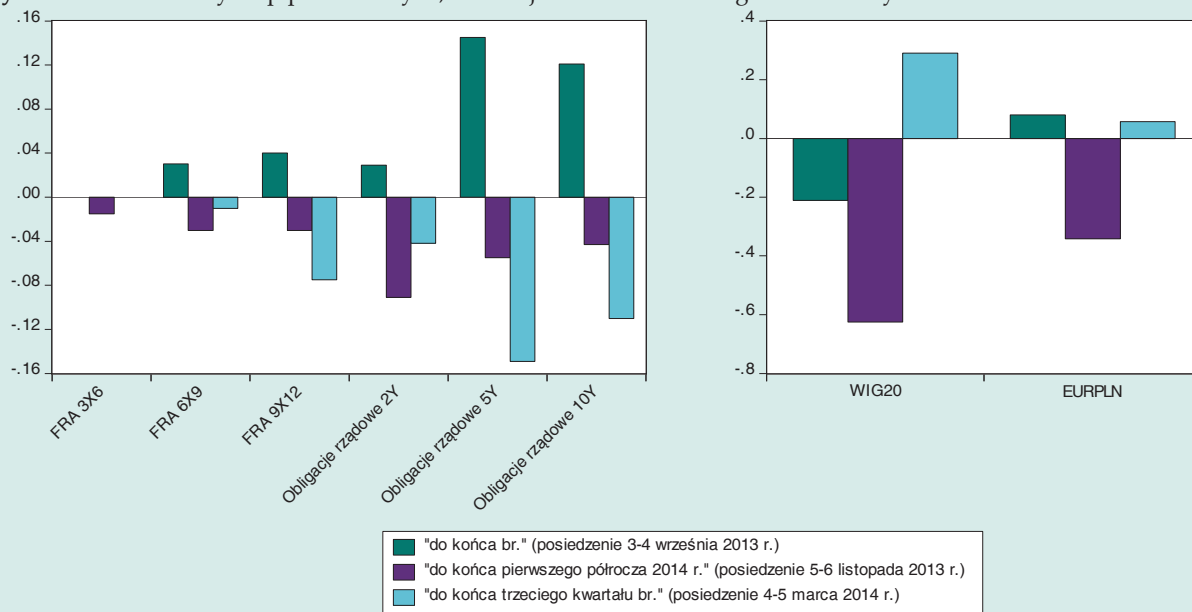
- W informacji po posiedzeniu 3-4 września 2013 r. napisano „Rada ocenia, że stopy procentowe NBP powinny zostać utrzymane na niezmiennym poziomie przynajmniej do końca br.”. Fragment ten znalazł się również w informacji po kolejnym posiedzeniu (październik 2012 r.).
- W informacji po posiedzeniu 5-6 listopada 2014 r. zastąpiono „do końca br.” przez „do końca pierwszego półrocza 2014 r.”. Pozostawiono ten fragment też w informacjach po posiedzeniach w styczniu i lutym 2014 r.
- W informacji po posiedzeniu 4-5 marca 2014 r. zamiast „do końca pierwszego półrocza 2014 r.” użyto sformułowania: „do końca trzeciego kwartału br.”. Fragment ten znalazł się również w informacjach po posiedzeniach pomiędzy kwietniem a czerwcem 2014 r. Następnie usunięto go, nie zastępując innym bezpośrednim odniesieniem do przyszłej polityki pieniężnej.

Oceniając wpływ *forward guidance* na rynki finansowe, po pierwsze, można wykorzystać oszacowania czynnika Z_2 z sekcji 3.1.4, będącego ilościową miarą komunikacji RPP. Wynosiło ono chronologicznie 0,05, -0,11 i -0,10, co oznacza, że wprowadzenie i zmiany *forward guidance* były ekwiwalentem odpowiednio: podwyżki stóp o 0,05 pkt. proc. i obniżek o 0,11 i 0,10 pkt. proc. (bardziej precyzyjnie: miało/miały taki wpływ na FRA 9x12 jak nieoczekiwana zmiana WIBOR-u 1M o takie wielkości). Interesująca jest dodatnia wartość dla posiedzenia z września 2013 r., prawdopodobnie wynikająca z krótkiego okresu, na jaki zapowiedziano brak zmian stóp (1 kwartał), co mogło zostać zinterpretowane jako zapowiedź szybszych podwyżek. Ponadto już na konferencji po poprzednim posiedzeniu Prezes NBP ocenił, że stopy procentowe powinny pozostać bez zmian co najmniej do końca 2014 r., dlatego też pojawienie się omawianego zdania nie poszerzyło znacznie zbioru informacji dla rynków finansowych (wartość czynnika jest niższa od odchylenia standardowego z ostatnich 5 lat próby).

Po drugie, można pokazać zmiany stawek FRA (3x6, 6x9 i 9x12), rentowności obligacji rządowych (2-, 5- i 10-letnich)

oraz cen akcji i kursu walutowego w 2-dniowych oknach wokół posiedzeń, na których wprowadzono i zmieniano *forward guidance* (Rysunek R3.1). Zmiany stawek FRA i rentowności obligacji potwierdzają, że wprowadzenie *forward guidance* działało w kierunku podwyższenia, a jego zmiany w kierunku obniżenia oczekiwanej ścieżki stóp. Reakcja cen akcji i kursu walutowego była niewielka (ponownie, poniżej odchylenia standardowego) i niesystematyczna. Prawdopodobnie oznacza to, że dla zmienności tych dwóch ostatnich zmiennych w okolicach badanych posiedzeń kluczowe były inne czynniki.

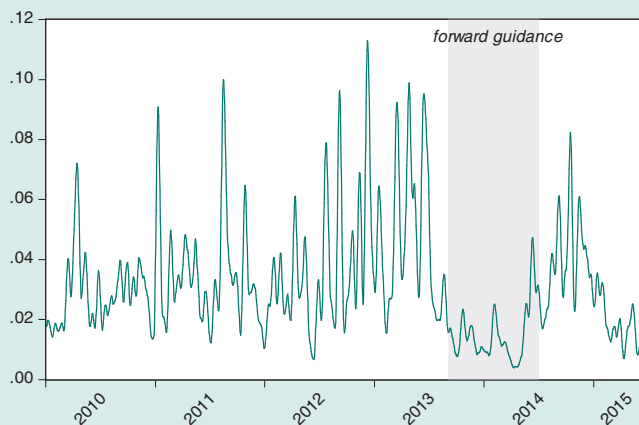
Rysunek R3.1. Zmiany stóp procentowych, cen akcji i kursu walutowego w 1-dniowych oknach



Po trzecie, w okresie *forward guidance* miał miejsce znaczny spadek zmienności stawki IRS 1Y, obrazującej oczekiwania co do ścieżki stóp procentowych przez kolejny rok (Rysunek R3.2). Wskazuje to, że bezpośrednie sygnalizowanie przyszłej polityki pieniężnej przyczyniło się do stabilizacji oczekiwań odnośnie stóp (efekt ten widoczny był też w ankietowych miarach oczekiwań – miał miejsce spadek dyspersji prognoz stóp procentowych analityków – zob. NBP, 2014).

Rysunek R3.2. Zmienność stawki IRS 1Y

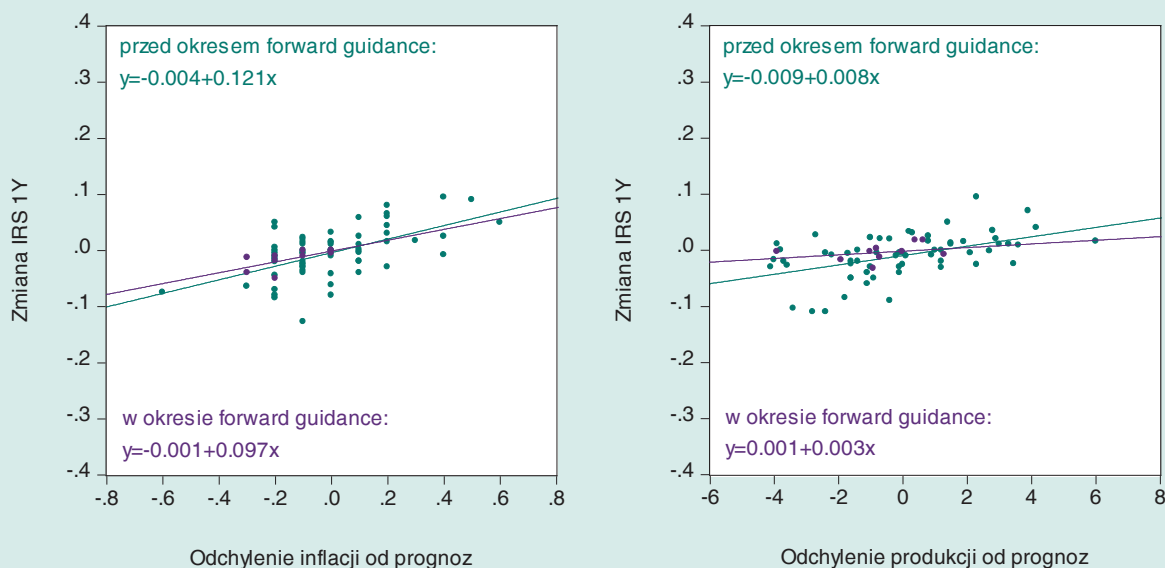
IRS 1Y - 10-dniowe odchylenie standardowe (scentrowana 10-dniowa średnia ruchoma)



Po czwarte, można porównać wrażliwość stawki IRS 1Y na odchylenia inflacji i produkcji przemysłowej od prognoz przed okresem *forward guidance* (ze względu na dostępność danych wybrano okres lipiec 2008 r. – sierpień 2013 r.) i w okresie jego działania (Rysunek R3.3). W obu przypadkach miało miejsce zmniejszenie wrażliwości, na co wskazuje

mniejsze nachylenie linii regresji. Potwierdza to, że *forward guidance* skutecznie ustabilizował oczekiwania co do stóp procentowych w przyszłości. Ponieważ polityka ta stosowana była krótko, ten ostatni wynik należy traktować z ostrożnością.

Rysunek R3.3. Wrażliwość stawki IRS 1Y na odchylenie danych od prognoz



3.1.5. Reakcja kredytu na impuls polityki pieniężnej

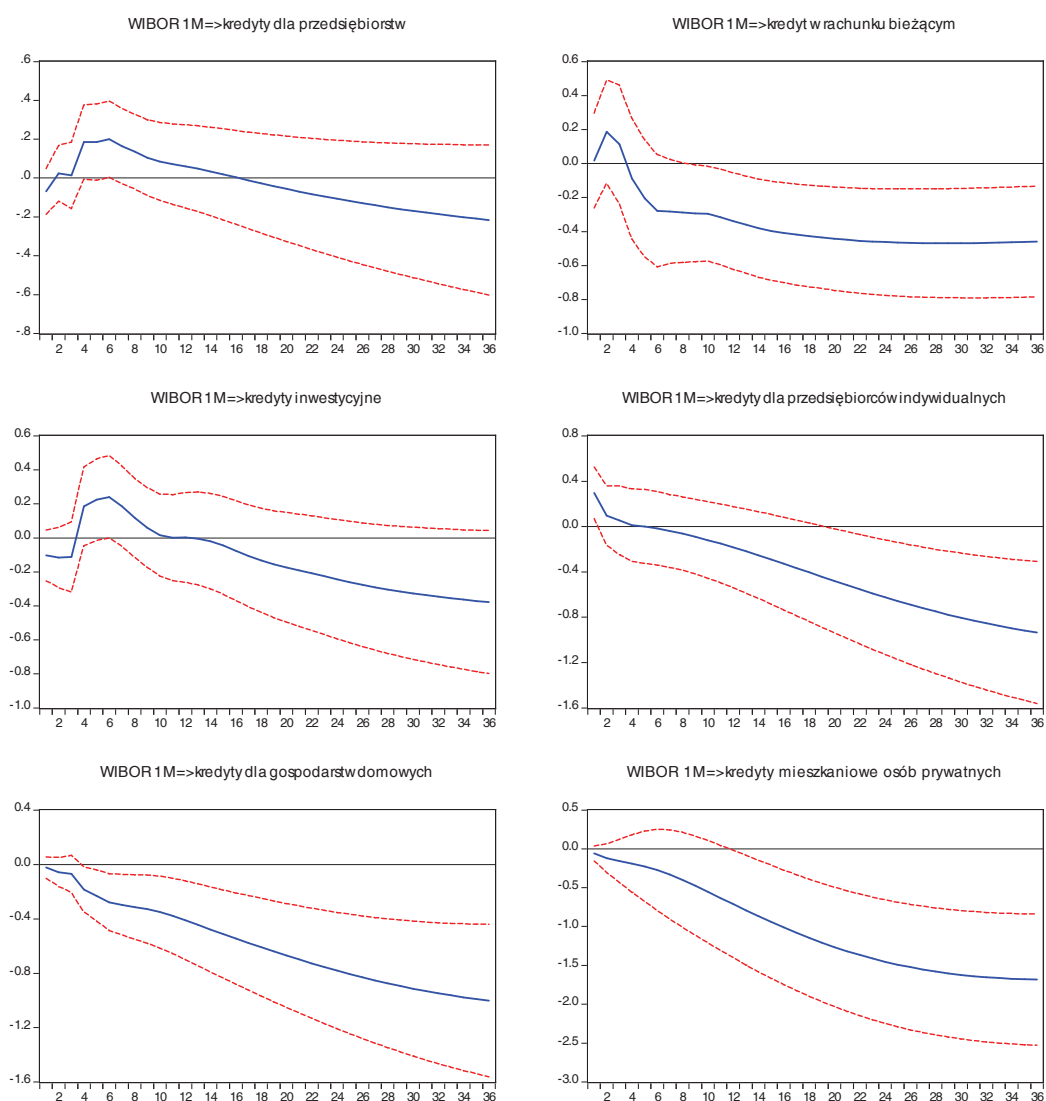
Reakcję kredytów złotych na szok stopy procentowej uzyskujemy z miesięcznych modeli (S)VAR, w których posługujemy się dekompozycją Choleskiego. Estymacje zostały wykonane na próbie od stycznia 2001 r. do czerwca 2015 r. Posługiwaliśmy się następującym zestawem zmiennych: produkcja sprzedana przemysłu (indeks jednopodstawowy), CPI, kredyt, stopa procentowa WIBOR 1M, nominalny efektywny kurs walutowy. Zmienne egzogeniczne to popyt zagraniczny, zagraniczna stopa procentowa, zmienne zero-jedynkowe eliminujące widoczne w danych obserwacje nietypowe (w większości przypadków były to gwałtowne, krótkookresowe zmiany poziomu kredytu związane z prywatyzacjami - zaciąganie kredytu w związku z zapisami na akcje i szybki zwrot kredytu po redukcji zamówień).

Z uwagi na to, że w dekompozycji Choleskiego wyniki mogą zależeć od kolejności usytuowania zmiennych, sprawdzano dwa warianty modeli: pierwszy, w którym kredyt występuje na 3. miejscu i drugi, w którym jest on przesunięty na miejsce ostatnie. Usytuowanie kredytu za produkcją i cenami, a przed stopą procentową oznacza, że reaguje on z opóźnieniem na szoki stopy procentowej, ale z drugiej strony oznacza to także, że kredyt staje się zmienną funkcji reakcji banku centralnego. W wariacie drugim kredyt jest traktowany jak zmienna szybko reagująca, na którą stopa procentowa i kurs walutowy mogą wpływać bez opóźnień. W większości wypadków różnice okazywały się nieznaczne. Rysunek 44 przedstawia wyniki dla drugiego wariantu.

W stosunku do wyników otrzymanych w poprzednim raporcie widać spowolnienie reakcji kredytów dla przedsiębiorstw; po wzroście stopy procentowej kredyty te mogą nawet przez pewien czas rosnąć, może być to wzrost zadłużenia umożliwiający spłatę pewnych zobowiązań, spadek i powolne dostosowanie do nowych warunków zaczyna się dopiero po kilku miesiącach. Może to także oznaczać działania kanału

kredytowego – banki mogą chcieć utrzymać część kredytów mimo wzrostu stopy procentowej. Reakcje kredytów dla gospodarstw domowych są natomiast zbliżone do tych, które obserwowaliśmy poprzednio. Widoczna jest silna reakcja kredytów dla przedsiębiorców indywidualnych, co także może świadczyć o działaniu kanału kredytowego. Z uwagi na to, że są to kredyty dla mikroprzedsiębiorstw, banki mogą przypisywać im większy poziom ryzyka.

Rysunek 44. Funkcje reakcji kredytów złotych dla przedsiębiorstw i gospodarstw domowych (w ujęciu nominalnym) na (dodatni) szok stopy procentowej

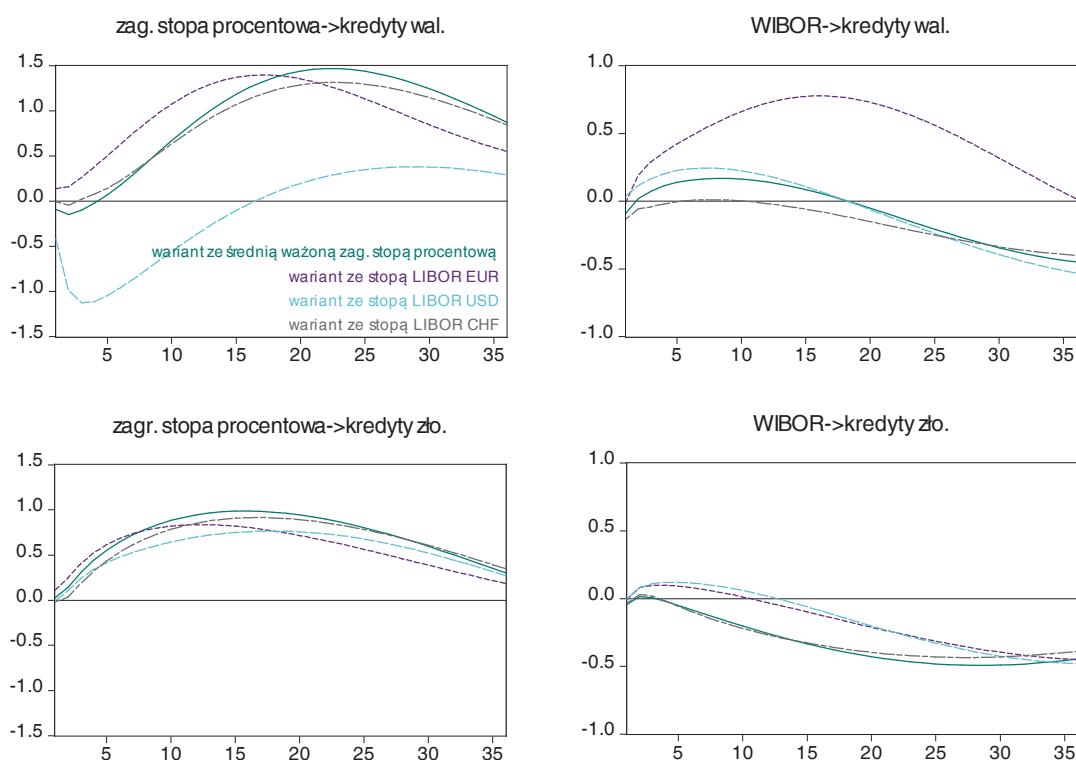


Źródło: obliczenia własne.

Dodatkowo zbadano wpływ polityki pieniężnej na kredyty walutowe dla przedsiębiorstw niefinansowych. Ponieważ po zmianach w Rekomendacji S dostęp do walutowych kredytów mieszkaniowych jest ograniczony, a przez to na stan tej zmiennej wpływają głównie zmiany kursu walutowego i spłaty kredytów, w tym raporcie nie przeprowadzono analogicznej analizy dla sektora gospodarstw domowych. W porównaniu z podstawową specyfikacją wprowadzono pewne zmiany. Jako pierwszą („najbardziej

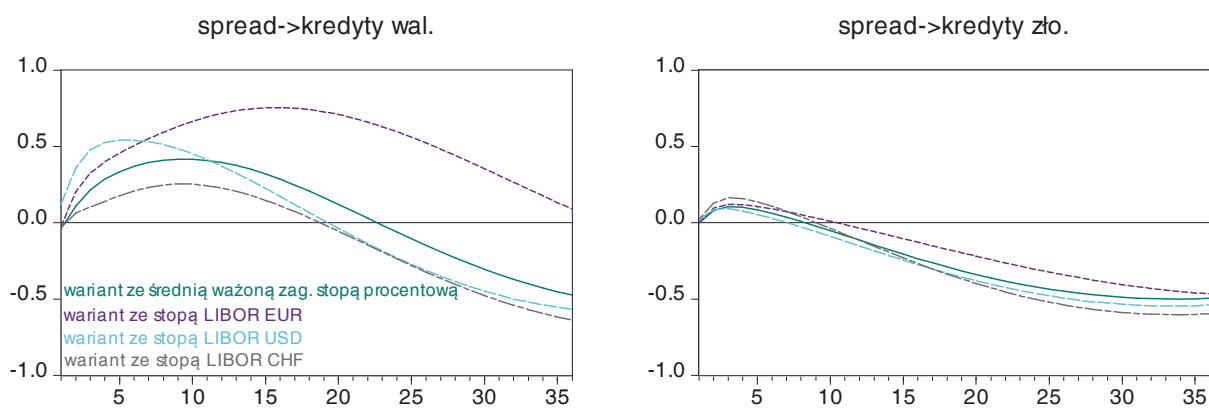
egzogeniczną”) zmienną w dekompozycji Choleskiego dodano zagraniczną stopę procentową. Z powodu braku danych o dokładnej strukturze walutowej kredytów dla przedsiębiorstw niefinansowych w czasie, dla odporności wyników sprawdzono cztery warianty. W pierwszym z nich stopę zagraniczną obliczono jako średnią ze stóp LIBOR dla euro, dolara amerykańskiego i franka szwajcarskiego, ważoną strukturą walutową należności od sektora niefinansowego. Ponieważ sektor ten obejmuje gospodarstwa domowe, wśród należności walutowych znaczną rolę odgrywają te we franku. Badania ankietowe (Puchalska, Tymoczko, 2013) wskazują, że przedsiębiorstwa obecnie preferują euro, podczas gdy wcześniej preferowały dolara. Dlatego też w kolejnych trzech wariantach wprowadzono oddzielnie LIBOR EUR, USD i CHF. REER zastąpiono odpowiednio efektywnym kursem walutowym z wagami jak przy obliczaniu średniej zagranicznej stopy procentowej i kursami EUR/PLN, USD/PLN oraz CHF/PLN. Te same kursy wykorzystano do oczyszczenia kredytów walutowych z wpływu zmian kursu walutowego. W celu lepszego uchwycenia ewentualnej substytucyjności, obok kredytów walutowych w modelach wykorzystano kredyty złotowe. W alternatywnej specyfikacji (również w czterech wariantach) stopy procentowe (krajową i zagraniczną) zastąpiono *spreadem* pomiędzy nimi. Rysunek 45 i Rysunek 46 pokazują reakcje kredytów na impulsy odpowiednio stóp procentowych i *spreadu*.

Rysunek 45. Funkcje reakcji kredytów na impulsy zagranicznej stopy procentowej i stopy WIBOR



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 46. Funkcje reakcji kredytów na impuls *spreadu* pomiędzy stopą WIBOR a zagraniczną stopą procentową



Źródło: obliczenia własne.

Reakcja kredytów walutowych na impuls krajowej stopy procentowej jest istotna i dodatnia jedynie w wariantcie ze stopą LIBOR dla euro (oraz kursem i oczyszczonymi nim kredytami). Reakcja kredytów złotych jest podobna jak w modelach opisanych wcześniej. Po wzroście zagranicznej stopy procentowej ma miejsce wzrost kredytów walutowych i złotych, z wyjątkiem wariantu ze stopą LIBOR dla dolara amerykańskiego, wskazującego na spadek kredytów walutowych. Ich wzrost w pozostałych przypadkach jest niezgodny z intuicją, jednak można go wyjaśnić aprecjacją kursu po impulsach średniej ważonej zagranicznej stopy procentowej oraz stóp LIBOR EUR i CHF, ale nie LIBOR USD. Bruno i Shin (2014) wskazują, że aprecjacja kursu powoduje napływ kapitału z zagranicy do sektora bankowego, co prawdopodobnie sprzyja wzrostowi kredytów w walutach obcych³².

Natomiast po impulsie *spreadu* kredyty walutowe wzrastają w wariantach ze średnią stopą zagraniczną i ze stopą LIBOR dla euro, a kredyty złote spadają w każdym przypadku. Innymi słowy, wyniki sugerują pewną substytucyjność pomiędzy kredytami walutowymi i złotowymi, ograniczającą skuteczność polityki pieniężnej, a kluczową zagraniczną stopą procentową jest ta dla strefy euro.

3.2. Kanał kursu walutowego

3.2.1. Wpływ dysparytetu stóp procentowych na kurs walutowy

W standardowych modelach kursu walutowego, zakorzenionych w koncepcji niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych ze zmienną w czasie lub podlegającą zaburzeniom losowym premią za ryzyko, przyjmuje się istnienie bezpośredniej zależności między polityką pieniężną a kursem *spotowym*, natomiast nie ma możliwości uwzględniania sprzężeń zwrotnych między kursem walutowym, sferą realną i stopą procentową. Dopiero Wadhvani (1999) zasugerował wprowadzenie zamiast premii za ryzyko zależnej od

³² Na dodatnią zależność pomiędzy zagraniczną stopą procentową a akcją kredytową wskazują też Denderski i Paczos (2015) w badaniu dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej na poziomie banków.

czasu, premię zależną od odchylenia zmiennych fundamentalnych od swoich stanów ustalonych. Wprowadził, tym samym, bezpośrednie sprzężenie zwrotne kursu walutowego ze sferą realną.

Model niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych ze zmienną premią za ryzyko dla Polski jest szacowany od 2001 r. dla nominalnego i realnego efektywnego kursu złotego (NEER/REER) w modelach opracowanych w NBP (Nowy Schemat Analityczny – NSA, kolejne wersje modelu MMT i modelu QMOTR). W okresie estymacji obejmującym dane od I kwartału 1998 r. do II kwartału 2015 r. kategorie reprezentujące premię za ryzyko ulegały zmianom. Oczekiwana luka popytowa, będąca aproksymacją premii za ryzyko i jednocześnie oceną fundamentów gospodarki, była istotna statystycznie od 2005 r. do 2013 r., zaś od 2013 r. wykorzystywane są bieżące wartości luki popytowej. Na tę zmianę mogły wpłynąć dwa różne czynniki: z jednej strony stabilizacja fundamentów gospodarki, z drugiej – częste, chociaż niewielkie, zmiany prognoz gospodarczych. Wcześniej inwestorzy przykładali większą wagę do danych cząstkowych, pokazujących te zmienne makroekonomiczne, które w sposób istotny odbiegały od swoich średnich długookresowych. W latach 2000-2003 premię za ryzyko dobrze odzwierciedlał udział bilansu handlowego w PKB lub udział bilansu obrotów bieżących w PKB – wpływ tych zmiennych na kurs charakteryzował się jednak dużą zmiennością z kwartału na kwartał. Dla lat 2001-2004 w charakterze premii za ryzyko stosowana była struktura terminowa stóp procentowych, odzwierciedlająca oczekiwane zmiany stopy referencyjnej³³ – jej wpływ na kurs był jednak również mało stabilny w czasie. W latach 2002-2004 premię za ryzyko dobrze wyrażał udział finansowania zewnętrznego lub krajowego budżetu państwa w całkowitym finansowaniu budżetu – szacowany wpływ tych zmiennych na kurs był dość stabilny w rozpatrywanym okresie. Z kolei estymacja dla lat 1998-2011 wskazywała na wyraźną zależność siły reakcji kursu na zmiany dysparytetu stóp procentowych od fazy cyklu koniunkturalnego: w okresie dobrej koniunktury (nieujemna luka popytowa) reakcja była słabsza niż podczas złej koniunktury (ujemna luka popytowa). Podobnie wpływ premii za ryzyko (wyrażanej luką popytową) na kurs walutowy był mniejszy podczas dobrej koniunktury i rósł w miarę pogarszania się sytuacji gospodarczej. W okresie kryzysu finansowego oceny te były pod wyraźnym wpływem pesymizmu inwestorów, przeliczających krótkookresowe ryzyko inwestowania w złotego.

Bieżące wyniki otrzymane z estymacji modelu QMOTR 2 (próba: I kw. 2000 r. – II kw. 2015 r.) tylko częściowo potwierdzają poprzednie spostrzeżenia. W modelu nominalnego efektywnego kursu złotego zmiany bieżącego kursu są pod dużym wpływem oczekiwań co do przyszłych jego zmian. Współczynnik stojący przy kursie oczekiwanym wynosi 0,87 i nie zmienia się w istotny sposób w poszczególnych fazach cyklu – może to świadczyć o dostrzeganiu przez inwestorów stabilności polskiej gospodarki po kryzysie finansowym. Dysparytet, będący różnicą między stopami WIBOR 3M i EURIBOR 3M, w równaniu kursu, w którym premia za ryzyko jest określana przez lukę popytową, jest istotny i stabilny we wszystkich fazach cyklu koniunkturalnego. Wartość współczynnika przy dysparytecie nie jest istotnie różna od jedności i wynosi 0,97 dla całego okresu estymacji, zmieniając się w różnych fazach cyklu od 0,96 do 0,99. Waga zmiany krajowej stopy procentowej jest ponad dwa razy większa niż stopy zagranicznej i nie zmienia się istotnie w cyklu koniunkturalnym (Tabela 16), co przekłada się na siłę reakcji kursu na zmianę stopy procentowej: wzrost krajowej stopy procentowej o 1 pkt proc. powoduje w drugim kwartale po szoku aprecjacji kursu o 1,03%, podczas gdy taki sam wzrost zagranicznej stopy procentowej działa w kierunku deprecjacji złotego,

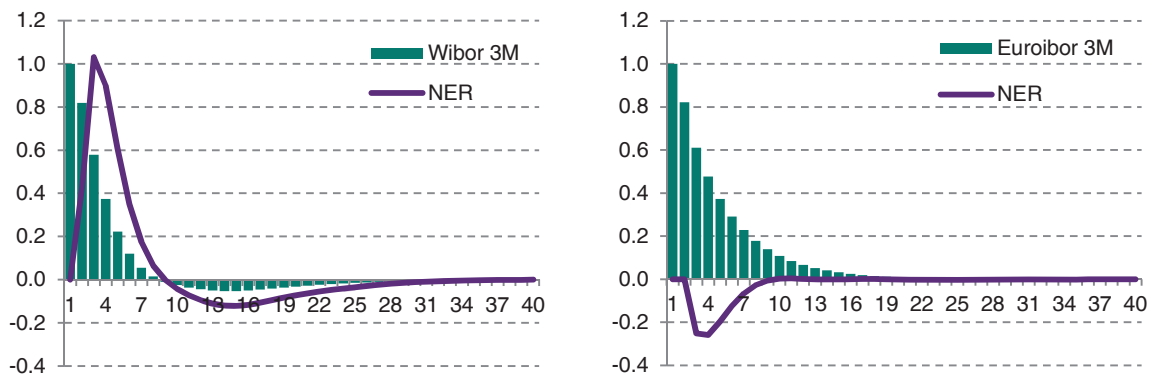
³³ Strukturę terminową stóp procentowych reprezentowała różnica między stopami WIBOR 3M i WIBOR 1M. Rosnąca różnica zwiększała oczekiwania na kolejną obniżkę stopy procentowej (od 2001 r. do końca 2003 r. stopa referencyjna spadła z 18% do 5,25%). Rosnące prawdopodobieństwo obniżenia stopy referencyjnej zwiększało popyt na złotego powodując jego aprecjację, mimo zmniejszania się dysparytetu stóp procentowych.

maksymalnie o 0,26% (Rysunek 47). Różnica w sile oddziaływania wynika z dwóch czynników: płytkiego rynku kapitałowego i, przy stałym poziomie premii za ryzyko, z mniejszego prawdopodobieństwa deprecjacji niż aprecjacji, związanego ze stałym napływem waluty z funduszy UE. Jeżeli przyjmiemy, że w tym samym czasie krajowa i zagraniczna stopa procentowa wzrośnie o 1 pkt proc., to wypadkową różnie rozłożonych w czasie reakcji stopy procentowej krajowej i zagranicznej, przy ustalonej sile ich oddziaływania, są ujemne wartości dysparytetu powodujące deprecjację kursu, maksymalną w drugim kwartale po szoku i równą 0,77% (Rysunek 48). Warto również zwrócić uwagę na fakt, że wysoka antycypacyjność kursu powoduje wyprzedzającą reakcję kursu w oczekiwaniu zmian dysparytetu. Reakcja kursu na zmiany dysparytetu ma charakter cykliczny. Jest ona najslabsza w okresach, kiedy wartości luki popytowej są poniżej progu szacowanego na 0,2% potencjalnego PKB – wynosi wówczas 0,8%. W okresie rozkwitu (luka popytowa powyżej 0,2%) i w fazie ożywienia (rosnąca luka popytowa) reakcja jest szacowana na 1,12%. Takie rozłożenie siły reakcji sugeruje, że obecnie inwestorzy są bardziej optymistyczni, co do oceny ryzyka niż bezpośrednio po kryzysie finansowym (szerzej na temat cyklicznych cech mechanizmu transmisji piszemy w rozdziale 2.3 raportu).

Zaburzenie premii za ryzyko, przybliżanej wartością luki popytowej, o 1 pkt proc. powoduje średnią aprecjację kursu o 1,34%, zróżnicowaną w poszczególnych fazach cyklu koniunkturalnego. Należy przy tym podkreślić, że obecnie dla zachowania kursu zdecydowanie ważniejsza jest bieżąca koniunktura gospodarcza niż oczekiwania co do jej przyszłego przebiegu. W fazie ożywienia i w okresie rozkwitu zaburzenie prowadzące do zwiększenia luki popytowej o 1 pkt proc. powoduje aprecjację kursu odpowiednio o 0,96% i 4% (Rysunek 49). Spadek luki popytowej w okresie recesji i kryzysu o 1 pkt proc. pociąga natomiast za sobą deprecjację złotego o 2,7% (faza recesji) i 0,91% (okres kryzysu) – Rysunek 50. Relatywnie niewielka aprecjacja w fazie ożywienia wiąże się z faktem, że pierwsza faza ożywienia przebiega przy niskich lub ujemnych przyrostach PKB do momentu osiągnięcia przez lukę popytową poziomu równego progowi (0,2% potencjalnego PKB). Oczekiwana jest wówczas raczej deprecjacja niż aprecjacja złotego, lecz inwestorzy w oczekiwaniu poprawy koniunktury i związanych z tym większych zysków w przyszłości dokonują pierwszych inwestycji już w tej fazie. Wraz z poprawą koniunktury rośnie optymizm inwestorów, co przekłada się na ciągły wzrost tempa aprecjacji (do 4%). Spadek przyrostów PKB pociąga za sobą zmniejszenie inwestycji, osłabiając tempo aprecjacji do 0,96%. Po przekroczeniu progu luki popytowej (tj. poziom progu <0,2% potencjalnego PKB) rozpoczyna się proces wycofywania się inwestorów z rynku, prowadząc do wzrostu tempa deprecjacji, maksymalnie do 2,7%. Stabilizacja PKB w okresie kryzysu wyhamowuje proces deprecjacji do 0,91% i od tego czasu rozpoczyna się pierwsza faza ożywienia.

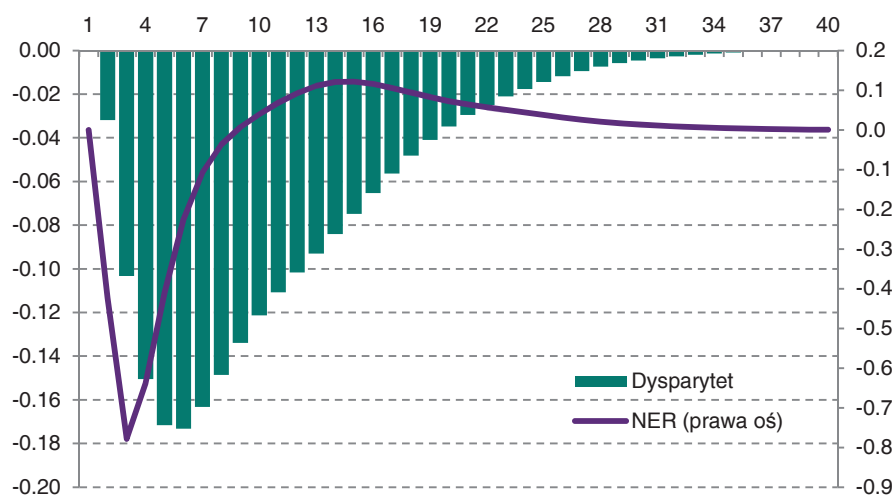
Waga luki popytowej w wyjaśnianiu zmian kursu walutowego waha się od 33% w fazie recesji do 41% w fazie ożywienia (Tabela 16). W cyklu koniunkturalnym zmienia się również waga czynników umownie nazwanych „pozostałe”. W skład tej grupy wchodzi przede wszystkim zaburzenia popytu zewnętrznego, które działają przeciwstawnie do opisanych wyżej szoków luki popytowej, zwiększając zainteresowanie inwestorów zagranicznych polskim rynkiem w okresach złej koniunktury w krajach strefy euro i zmniejszając w okresach dobrej koniunktury. Waga tych czynników jest porównywalna z wagą luki popytowej i zmienia się od 26% podczas dobrej koniunktury w strefie euro do 33% przy złej koniunkturze.

Rysunek 47. Wpływ wzrostu krajowej i zewnętrznej stopy procentowej o 1 pkt proc. na nominalny efektywny kurs złotego (NER); aprecjacja = wzrost



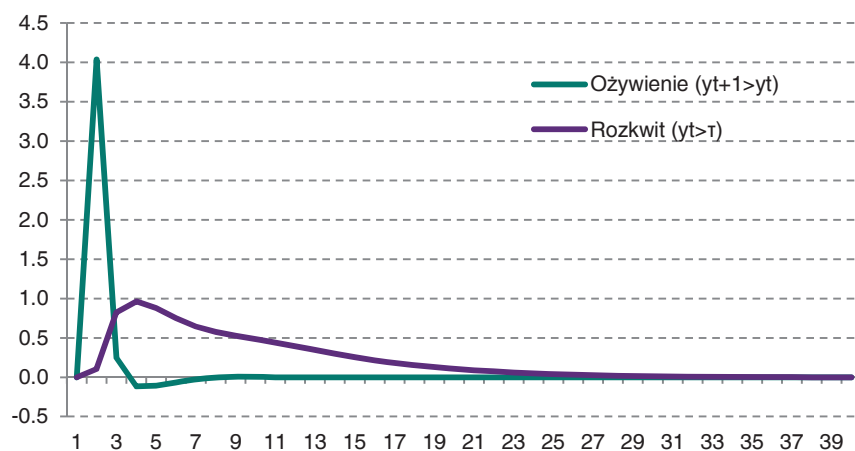
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 48. Reakcja nominalnego efektywnego kursu złotego (NER) na zmiany dysparytetu stóp procentowych



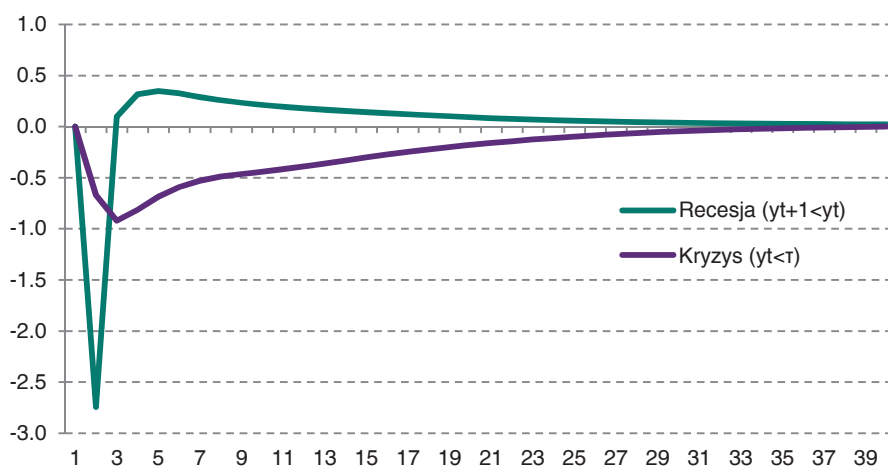
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 49. Reakcja nominalnego efektywnego kursu złotego (NER) na wzrost luki popytowej o 1 pkt. proc. w fazie ożywienia i okresie rozkwitu (aprecjacja= wzrost; $\tau \geq 0,2$)



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 50. Reakcja nominalnego efektywnego kursu złotego (NER) na spadek luki popytowej o 1 pkt. proc. w fazie recesji i okresie kryzysu (aprecjacja= wzrost; $\tau < 0,2$)



Źródło: obliczenia własne.

Tabela 16. Dekompozycja wariancji nominalnego efektywnego kursu złotego (NER), w %

Dekompozycja NER w:	WIBOR 3M	EURIBOR 3M	Luka popytowa	Eksport netto	Pozostałe
Okresie 2000 – kw. 2015	9,5	4,2	36,3	18,8	31,2
Fazie recesji	8,7	4	33,1	20,4	33,8
Fazie ożywienia	9,8	4,5	41,1	18	26,6
Okresie kryzysu	8,5	4,2	34,8	19,8	32,7
Okresie rozkwitu	9,7	4,4	41,3	18,5	26,1

Źródło: obliczenia własne.

3.2.2. Wpływ kursu walutowego na zagregowany popyt

Zmiany kursu walutowego, wpływając na relatywne ceny, zmieniają konkurencyjność polskich towarów na rynkach zagranicznych i towarów importowanych na polskim rynku, co prowadzi do zmian wolumenu eksportu i importu, a w konsekwencji, do zmian zagregowanego popytu. Do oszacowania wpływu zmian kursu walutowego na zagregowany popyt wykorzystano zmodyfikowany i dostosowany do zależności występujących w polskiej gospodarce kwartalny model QMOTR, przedstawiony w Aneksie 1. Oszacowana z tego modelu reakcja luki popytowej na aprecjację nominalnego efektywnego kursu złotego o 1% zmienia się od -0,04 pkt. proc. w pierwszym kwartale po zaburzeniu kursu do 0,03 pkt. proc. w czwartym kwartale (Rysunek 51). Oscylacje wygasają po 12 kwartałach, dając skumulowany efekt bliski zeru. Oscylacje wokół zera wynikają bezpośrednio z różnego rozłożenia w czasie reakcji wolumenu eksportu i importu na zmianę kursu walutowego. Podczas pierwszych dwóch kwartałów przeważają efekty cenowe, tj. po aprecjacji kursu spadają ceny krajowe dóbr importowanych³⁴ i pogarsza się konkurencyjność cenowa polskich towarów za granicą. Powoduje to zwiększenie przyrostów wolumenu importu i spadek dynamiki wolumenu eksportu. Przy zachowaniu warunku Marshalla-Lernera³⁵ pogorszeniu ulega eksport netto, zmniejszając lukę popytową i tempo wzrostu PKB. W kolejnych dwóch kwartałach malejące tempo wzrostu wolumenu eksportu redukuje przyrosty wolumenu importu (w związku z wysoką elastycznością importową eksportu), co przekłada się na poprawę eksportu netto, prowadząc do wzrostu luki popytowej i dynamiki PKB. Ponadto, pozytywny efekt eksportu netto jest wzmacniany przez reakcję nominalnej stopy procentowej na zmiany kursu: półelastyczność kursowa stopy procentowej jest ujemna i wynosi -0,03³⁶, co w przypadku aprecjacji waluty powoduje spadek stopy procentowej, a następnie wzrost dynamiki PKB. Opisane reakcje odpowiadają: spadkowi tempa wzrostu PKB o 0,04 pkt. proc. w pierwszym kwartale po zaburzeniu i wzrostowi tego tempa w trzecim kwartale o 0,02 pkt. proc. (Rysunek 52).

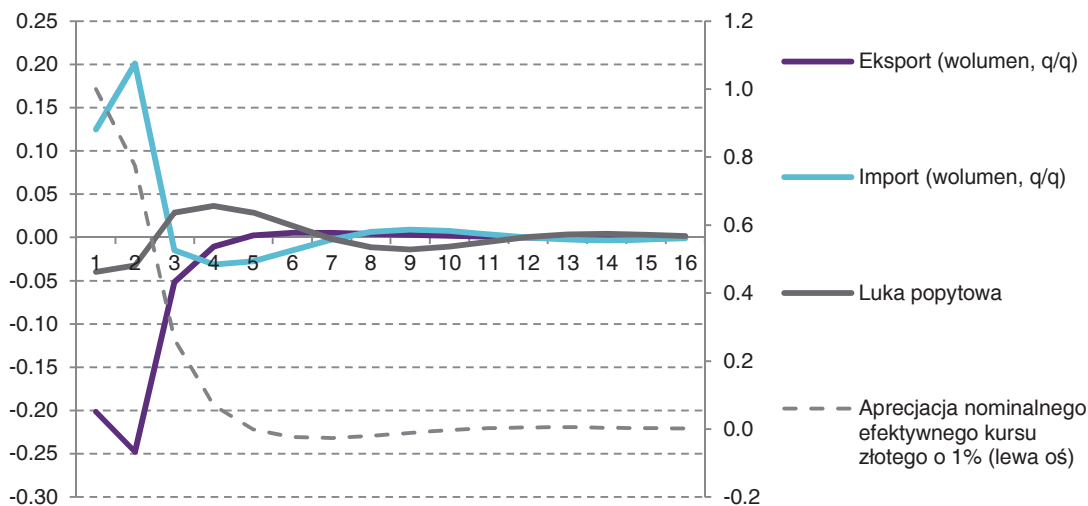
Dekompozycja wariancji luki popytowej, wolumenu eksportu oraz wolumenu importu (Tabela 17) również wskazuje na niewielką wagę kursu walutowego w wyjaśnianiu zmian tych kategorii, wynoszącą odpowiednio: 0,8%, 7,8% i 6%.

³⁴ W ciągu dwóch pierwszych kwartałów jest wchłaniane 91% efektu zmiany kursu.

³⁵ Warunek Marshalla-Lernera: jeżeli suma cenowych elastyczności krajowego popytu na import (e_m) i popytu zagranicznego na eksport (e_x) jest większa od jedności, to deprecjacja waluty krajowej prowadzi do poprawy bilansu handlowego.

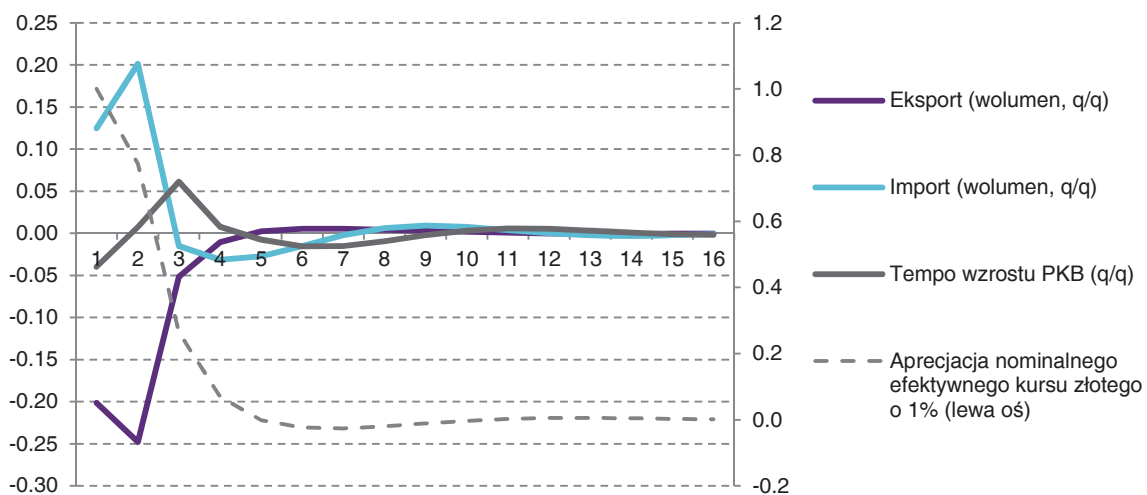
³⁶ Półelastyczność jest równa -0,03 dla całego okresu estymacji (I kw. 2000 r. – II kw. 2015 r.). W poszczególnych fazach cyklu koniunkturalnego zmienia się od -0,01 w fazie recesji do -0,11 w okresie rozkwitu.

Rysunek 51. Wpływ 1% aprecjacji nominalnego efektywnego kursu złotego na lukę popytową, tempo wzrostu wolumenu eksportu i importu (q/q = kwartał bieżący do poprzedniego kwartału, annualizowany)



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 52. Wpływ 1% aprecjacji nominalnego efektywnego kursu złotego na tempo wzrostu PKB, wolumenu eksportu i importu (q/q = kwartał bieżący do poprzedniego kwartału, annualizowany)



Źródło: obliczenia własne.

Tabela 17. Dekompozycja wariacji luki popytowej, wolumenu eksportu oraz wolumenu importu (w %)

Wariancja	Podaż	Popyt krajowy	Ekspert netto	Czynniki zewnętrzne	Kurs walutowy
Luki popytowej	31,5	20,5	7,9	39,3	0,8
Wolumenu eksportu	5,5	5,0	13,6	68,1	7,8
Wolumenu importu	21,0	26,1	18,7	28,2	6,0

Źródło: obliczenia własne.

Wśród czynników determinujących przyrosty wolumenu eksportu zwraca uwagę niewielka rola kursu walutowego (7,8%) w porównaniu z prawie 30% wagą z okresu przedakcesyjnego³⁷. Można to wyjaśnić zmianami powiązań wewnątrz korporacyjnych i handlu w ramach globalnych łańcuchów produkcji (GVC, *global value chains*). Przedsiębiorstwa międzynarodowe dokonują rozliczeń w ramach grupy kapitałowej, traktując produkcję w spółce-córce jako część produkcji własnej grupy. Zmiany kursu kompensują albo zmianą cen importu, albo wielkości wkładu importowego. Wytworzone produkty są eksportowane w ramach GVC. Jednocześnie, pod wpływem bezpośrednich inwestycji zagranicznych dokonuje się unowocześnienie oferty eksportowej przede wszystkim w handlu towarami przetworzonymi, przyczyniając się do spadku znaczenia konkurencyjności cenowej eksportu (np. Marczewski *et al.*, 2014). Podane wyjaśnienie niewielkiej roli kursu sugeruje jednocześnie niezmiernie dużą wagę czynników zewnętrznych³⁸ (68%) w generowaniu przyrostów eksportu.

Niewielkie znaczeniu kursu w wyjaśnianiu przyrostów wolumenu importu jest tłumaczone podobnie, jak w przypadku eksportu.³⁹ Dla dynamiki importu decydujące znaczenie mają czynniki krajowe (46,1%), z tego: 26,1% to popyt krajowy (zmiana luki popytowej o 1 pkt proc. pociąga za sobą przyrost wolumenu importu o 1,13%) i 21% to czynniki związane z podażą (w tym z jakością) produktów i z ich ceną. Jednocześnie relatywnie wysoka waga czynników zewnętrznych (28,2%) jest powiązana z tą częścią importu zaopatrzeniowego i dóbr pośrednich, która jest niezbędna do produkcji wytwarzanej przez korporacje międzynarodowe ulokowane w Polsce i sprzedawanej za granicę, w tym w ramach globalnych łańcuchów produkcji.⁴⁰

3.2.3. Efekt *pass-through*

W poprzednim raporcie (Kapuściński *et al.*, 2014) pokazano znaczący spadek efektu przeniesienia zmian kursu na ceny konsumpcyjne – z 0,21 w 2008 r. do 0,18 w 2010 r. i 0,06 w 2013 r. Pytaniem kluczowym z punktu widzenia mechanizmu transmisji była kwestia, czy gwałtowny spadek tego efektu ma charakter strukturalny (stała zmiana), czy cykliczny (zmiana przejściowa). Bieżące szacunki efektu przeniesienia zmian

³⁷ Przywołane 30% jest skorygowaną o zmianę metody liczenia wagą kursu w wyjaśnianiu przyrostów wolumenu eksportu równą 39,9% w 1998 r. i cytowaną w Kapuściński *et al.* (2014). Stosując poprzednią metodę liczenia, aktualna waga kursu wyniosłaby ok. 20%.

³⁸ Czynniki zewnętrzne to: potencjalny PKB, luka popytowa, ceny i realna stopa procentowa w strefie euro.

³⁹ Wpływ kursu walutowego na sferę realną w cyklu koniunkturalnym jest przedstawiony w rozdziale 2.3.4.

⁴⁰ Powyższe tłumaczenie znajduje potwierdzenie empiryczne w badaniu Kelma (2016). Pokazuje ono, że w Polsce eksport i import w ramach globalnych łańcuchów produkcji praktycznie w ogóle nie reaguje na zmiany kursu walutowego.

kursu⁴¹ na ceny konsumpcyjne (*pass-through*, P-T), obejmujące lata 2000(2002)-2015 (II kw.), wykonane przy zastosowaniu różnych metod i modeli pokazują utrzymywanie się niskiego poziomu *pass-through*: 0,07 z modeli VAR i SVAR, 0,076 z modelu QMOTR (Tabela 18). Należy zatem podtrzymać tezę o strukturalnym charakterze zmian *pass-through*, związanym ze zmianami w procesie produkcji spowodowanymi internacjonalizacją produkcji, wyrażaną rosnącym udziałem przedsiębiorstw międzynarodowych w produkcji przemysłowej i usługach. Inną przyczyną trwałego obniżenia *pass-through* jest stabilizująca polityka NBP, realizującego bezpośredni cel inflacyjny.

Na trwałe obniżenie efektu przeniesienia zmian kursu na ceny konsumpcyjne nakłada się zmienność tego efektu związana z cyklem koniunkturalnym, o której pisaliśmy już w rozdziale 2.3.4. W okresie dobrej koniunktury (rozkwitu), rozumianej jako okres, w którym luka popytowa jest większa niż 0,2% potencjalnego PKB, krzywa Philipsa staje się wypukła, co oznacza, że firmy są bardziej skłonne podwyższać niż obniżać ceny, efekt *pass-through* jest największy i wynosi 0,135. W okresie złej koniunktury (kryzysu; próg $\leq 0,2$) krzywa Philipsa staje się wklęsła i firmy powstrzymują się od podnoszenia cen, a raczej są skłonne je obniżać, efekt *pass-through* jest równy 0,023. Różnica w wielkości efektu *pass-through* między fazą ożywienia a fazą recesji jest znacznie mniejsza, odpowiednie wskaźniki to 0,084 i 0,059 (Tabela 19). Lekkie podniesienie efektu *pass-through* dla cen konsumpcyjnych, w stosunku do wyników prezentowanych w poprzednim raporcie (Kapuściński *et al.*, 2014), związane jest z dominacją fazy ożywienia w ostatnich dwóch latach, a od początku 2015 r. również ze zbliżaniem się do prognozy definiującej okres dobrej koniunktury z podwyższonym *pass-through*.

Tabela 18. Efekt *pass-through*

Efekt <i>pass-through</i>	po 2 kwartałach		po 4 kwartałach		po 8 kwartałach	
	estymacja 2000-2013	estymacja 2002-2015	estymacja 2000-2013	estymacja 2002-2015	estymacja 2000-2013	estymacja 2002-2015
Ceny transakcyjne w imporcie (PM)	0,67	0,78	0,70	0,86	0,74	0,86
Ceny produkcji sprzedanej przemysłu (PPI)	0,21	0,32	0,23	0,36	0,25	0,36
Ceny konsumpcyjne (CPI)	0,02	0,05	0,04	0,07	0,06	0,07

Źródło: obliczenia własne.

⁴¹ Podręcznikowa definicja określa efekt przeniesienia zmian kursu na poziom cen krajowych jako reakcję cen importu wyrażonych w walucie krajowej na zmianę relacji kursowych między krajem eksportującym a importującym. W warunkach doskonałej konkurencji wskaźnik ten powinien być równy jedności. Gagnon i Ihrig (2004) wykazali, że jeżeli producenci mają zaufanie do polityki monetarnej aktywnie stabilizującej inflację, to są mniej skłonni do zmian cen konsumpcyjnych w odpowiedzi na zmianę kursu waluty. Analizując efekt *pass-through* w krajach uprzemysłowionych w latach 1971-2004 oszacowali, że ustabilizowanie inflacji w połowie lat 80-tych ubiegłego wieku spowodowało obniżenie efektu przeniesienia z 0,16 w latach 1971-1983 do 0,05 w okresie 1984-2004. W krajach, które w latach 90-tych wprowadziły strategię bezpośredniego celu inflacyjnego, spadek był jeszcze większy: z 0,18 do 0,03. Wielkość efektu przeniesienia otrzymana dla krajów rozwiniętych w latach 1971-1983 jest zbliżona do aktualnego poziomu *pass-through* w Polsce i w innych krajach Europy Środkowo-Wschodniej.

Tabela 19. Asymetria efektu *pass-through* w cyklu koniunkturalnym, przybliżanym przez lukę popytową (y)

Efekt <i>pass-through</i> w:	Okres 1998-2008 (Model jednorównaniowy, Przystupa, Wróbel (2011))	Okres 2000-II kw. 2015 (QMOTR)
Pełnym cyklu koniunkturalnym	0,210	0,076
Fazie recesji ($y_{t+1} \leq y_t$)	0,091	0,059
Fazie ożywienia ($y_{t+1} > y_t$)	0,274	0,084
Okresie kryzysu ($y_t \leq \tau$), próg = $\tau = 0,2$	($\tau = 0,24$) 0,179	0,023
Okresie rozkwitu ($y_t > \tau$), próg = $\tau = 0,2$	($\tau = 0,24$) 0,192	0,135

Źródło: obliczenia własne.

Jednocześnie reakcja cen na zmiany kursu stała się wyraźnie szybsza. Dla cen konsumpcyjnych 39% zmiany ceny jest realizowane w ciągu pierwszego kwartału po zaburzeniu kursu (Tabela 20). Dla cen produkcji sprzedanej przemysłu 74%, a dla cen transakcyjnych w imporcie 77%. Praktycznie całość efektu jest konsumowana w ciągu czterech kwartałów. Wydaje się, że, szczególnie w przypadku cen produkcji i importu przyspieszenie jest wyraźnie skorelowane ze spadkiem cen surowców na rynku światowym, co oznacza realizację większych zysków z tytułu spadku cen niż strat z tytułu zmian kursu. Efektem ubocznym tego typu działań jest bardziej niż proporcjonalny (w relacji do efektów koniunkturalnych) wzrost efektu *pass-through*⁴². Dodatkowym czynnikiem przyspieszającym reakcję cen są wspomniane wyżej zmiany w procesach produkcyjnych, w tym wypadku związane z minimalizacją kosztów produkcji przez ograniczanie ilości utrzymywanych zapasów.

Tabela 20. Czasowa dekompozycja efektu *pass-through*

Czasowa dekompozycja efektu <i>pass-through</i> (całkowity P-T=100) dla ↓	Kwartał(y) po szoku kursu walutowego				
	1	2	3	4	5-8
Ceny transakcyjne w imporcie (PM)	77 (48)	14 (41)	7 (5)	2 (3)	0 (3)
Ceny produkcji sprzedanej przemysłu (PPI)	74 (55)	16 (27)	6 (7)	3 (6)	1 (5)
Ceny konsumpcyjne (CPI)	39 (10)	36 (38)	21 (29)	3 (11)	1 (12)

Uwaga: w nawiasach podano wartości zgodne z oszacowaniami z 2013 r.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki oszacowań efektu *pass-through* i zaproponowana ich interpretacja pokazują, że nie można zakładać stałości w czasie tego efektu ani spójności na wszystkich etapach przenoszenia cen, czy w różnych okresach cyklu koniunkturalnego. Ponadto warto zauważyć, że przy analizie wpływu kursu na ceny nie mniej istotne od zmian cyklicznych jest poznanie przyczyn zarówno zmian kursu, jak i cen na rynku światowym (Forbes *et al.*, 2015).

⁴² Od stycznia 2014 r. do września 2015 r. nominalny efektywny kurs złotego zdeprecjonował się o 0,3%, podczas gdy ceny produkcji sprzedanej przemysłu spadły o 4%, głównie z powodu spadku cen surowców na rynku światowym (zmiana niezależna ani od krajowych czynników strukturalnych, ani od cyklu koniunkturalnego), zwiększając w tym okresie efekt przeniesienia zamian kursu na ceny produkcji do prawie 0,4.

3.3. Kanał kredytowy

Niniejszy rozdział zawiera kompleksową analizę funkcjonowania kanału kredytowego. Składa się on z trzech sekcji. W dwóch pierwszych posługujemy się danymi zagregowanymi, w trzeciej zaś indywidualnymi. W pierwszej części rozdziału (3.3.1) wykorzystujemy modele wektorowej autoregresji z restrykcjami na znak i identyfikujemy 3 ortogonalne szoki: (i) popytu na kredyt, (ii) podaży kredytu oraz (iii) polityki pieniężnej (stopy procentowej). Analizujemy makroekonomiczne skutki oddziaływania szoków popytu i podaży kredytu, porównujemy je z szokiem polityki pieniężnej, a także, niejako przy okazji, weryfikujemy wcześniejsze wyniki dotyczące wpływu polityki pieniężnej na sferę realną, inflację i kredyty złotowe. Uzyskane w tej części szoki podaży kredytu można zakwalifikować jako te, które powstają w wyniku zmiany preferencji banków do udzielania kredytów, na przykład w związku ze zmianą podejścia do ryzyka lub percepcji ryzyka (*risk-taking channel*).

W następnej sekcji (3.3.2) prezentujemy oszacowania długookresowej funkcji popytu i podaży kredytów złotych ogółem, kredytów dla przedsiębiorstw i dla gospodarstw domowych za pomocą wektorowych modeli z korektą błędem. O ile wcześniej staramy się potwierdzić działanie kanału kredytowego identyfikując na podstawie teorii szoki popytu i podaży, to w sekcji drugiej na podstawie teorii wybieramy czynniki, które wpływają na kształtowanie się popytu na kredyt i podaży kredytu w długim okresie. Sprawdzamy, czy funkcje popytu i podaży po zaburzeniach powracają do równowagi długookresowej. Wyodrębnienie z danych o kredycie nieobserwowalnych funkcji podaży i popytu może świadczyć o tym, że kanał kredytowy rzeczywiście funkcjonuje.

Wreszcie, w sekcji ostatniej (3.3.3), analizujemy kanał kredytów bankowych – pokazujemy, jak polityka pieniężna wpływa na bilanse banków, a te z kolei – na podaż kredytów bankowych. Jest to podejście zgodne z zaproponowanym przez Disyata (2010). W tym wypadku analiza dotyczy kredytów złotych i walutowych. Pokazujemy, że bilanse banków mają znaczny wpływ na podaż kredytów. Szoki polityki pieniężnej mają statystycznie istotny wpływ na bilanse, jednak ich udział w wariancji zmiennych przybliżających stan bilansów banków nie jest duży.

3.3.1. Szoki popytu i podaży kredytu (model SVAR z restrykcjami na znak)

W kontekście dynamiki kredytu w ciągu ostatnich lat, interesująca jest próba wyodrębnienia efektów działania mechanizmu popytu i podaży na kredyt. Funkcje popytu na kredyt i podaży kredytu są nieobserwowalne. Obserwowana wielkość kredytu jest wypadkową działania popytu i podaży, a zatem nie wiemy, czy po szoku stopy procentowej działa przede wszystkim kanał stopy procentowej czy kanał kredytowy lub czy działały one wspólnie. Do wybuchu kryzysu finansowego badania empiryczne dla niektórych krajów potwierdzały, a dla innych zaprzeczały funkcjonowanie kanału kredytowego, bądź uznawały go za mało istotny w mechanizmie transmisji monetarnej.

Wzorując się na pracy Peersmana (2012) analizujemy funkcje popytu i podaży kredytu identyfikując trzy strukturalne szoki: szok polityki pieniężnej, szok popytu na kredyt oraz szok podaży kredytu. W tym celu wprowadziliśmy następujące restrykcje. Szok polityki pieniężnej (zacieśnienie) powinien charakteryzować się natychmiastowym wzrostem stopy procentowej WIBOR 1M oraz oprocentowania kredytów, spadkiem kredytu oraz cen w trzecim, czwartym oraz piątym miesiącu od chwili pojawienia się szoku (to ostatnie

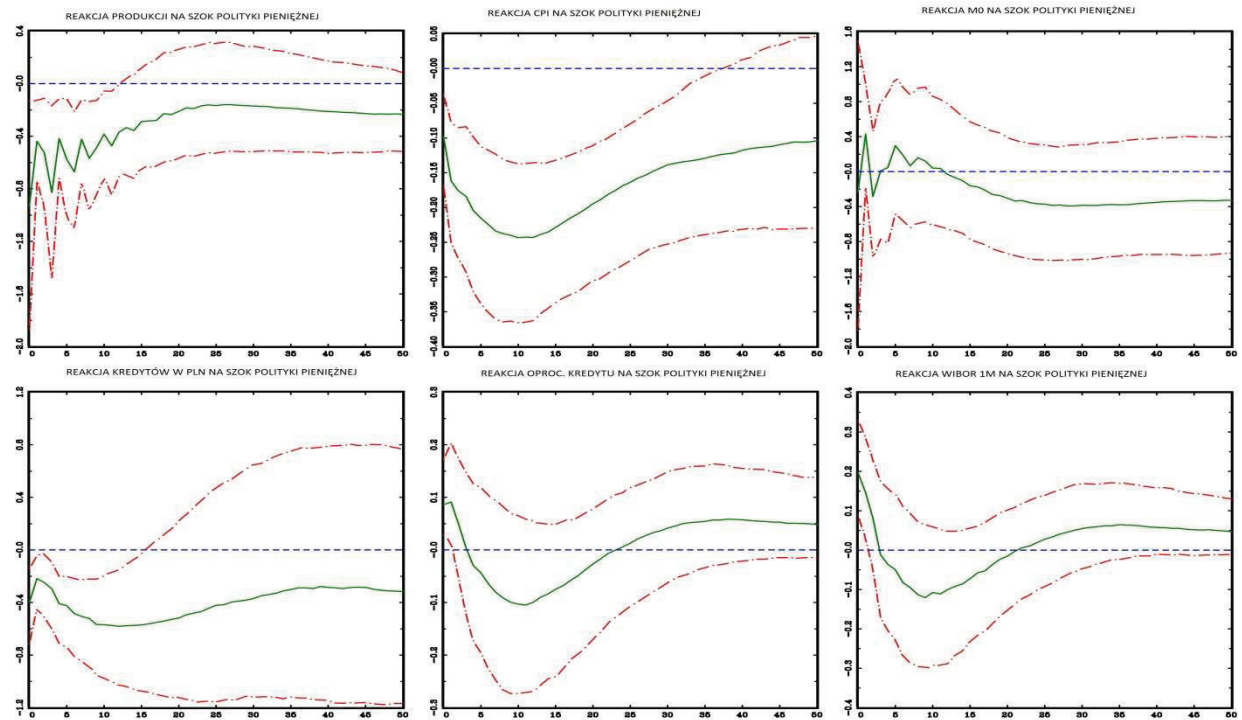
założenie w celu zachowania koherencji z modelami zawierającymi restrykcje na znaki z sekcji 2.1). Szok popytu na kredyt jest identyfikowany poprzez odwołanie się do przesunięcia linii popytu na kredyt w prawo, a więc jest związany z równoczesnym wzrostem kredytu oraz jego oprocentowania. Może on być spowodowany np. zmianą preferencji pożyczkobiorców. Szok podaży kredytu jest związany zarówno z przesunięciem linii podaży kredytu w prawo, jak również z natychmiastowym wzrostem mnożnika kredytowego (zdefiniowanego jako stosunek kredytu do pieniądza $M0$). Pierwsza składowa pociąga za sobą założenie, że szok podaży kredytu prowadzi do wzrostu kredytu oraz spadku jego oprocentowania. Założenie dodatniego mnożnika kredytowego oznacza, że w sytuacji wystąpienia szoku podażowego kredytu banki zwiększają akcję kredytową abstrahując od nastawienia polityki pieniężnej. Może to być następstwem akceptacji przez banki zwiększonego ryzyka, wystąpienia możliwości lepszej sekurytyzacji aktywów itd. Ponadto założyliśmy, że stopa procentowa WIBOR 1M reaguje natychmiastowym wzrostem na szok podaży kredytu. Dodatkowo wprowadziliśmy do modelu kilka restrykcji zerowych: zarówno produkcja sprzedana, jak i ceny nie reagują natychmiastowo na pojawienie się szoków popytu na kredyt oraz podaży kredytu. Wreszcie, mając na względzie porównywalność z wynikami pokazanymi w sekcji 2.1, założyliśmy restrykcje na znaki współczynników w regule polityki pieniężnej (tj. współczynnik przy luce produkcyjnej oraz inflacji nie może być ujemny). Rysunek 53, Rysunek 54 oraz Rysunek 55 przedstawiają uzyskane funkcje odpowiedzi wszystkich zmiennych na trzy szoki, zidentyfikowane wg powyższych założeń.

Jeśli chodzi o reakcje na szok polityki pieniężnej to otrzymaliśmy bardzo zbliżone rezultaty do tych zaprezentowanych w sekcji 2.1. Jest to wynik satysfakcjonujący, zważywszy, że obecny model zawiera o jedną zmienną więcej niż poprzednio, nie uwzględnia kursu walutowego oraz odtwarzamy jednocześnie trzy różne szoki. Potwierdza to uniwersalność wyników otrzymanych w sekcji 2.1 dla modelu z restrykcjami na znaki. Szok popytu na kredyt nie wpływa na produkcję sprzedaną. Ceny co prawda rosną (biorąc pod uwagę medianę odpowiedzi), jednak nie jest to efekt statystycznie istotny. Stopa procentowa wzrasta, jednak jest to wzrost na granicy istotności statystycznej. Jednoznaczny obraz przedstawia jedynie zachowanie się oprocentowania kredytów oraz samego kredytu: obie kategorie wzrastają wskutek wystąpienia szoku popytu na kredyt. Można więc podsumować, że szoki popytu na kredyt często charakteryzowały się neutralnością w odniesieniu do produkcji i cen, zaś ambiwalentne zachowanie się stopy WIBOR 1M było tego naturalnym następstwem.

Bardziej jednoznaczne są wyniki dotyczące szoku podażowego⁴³. Powoduje on wzrost produkcji, cen i stopy WIBOR. Ta ostatnia podnosi się dynamicznie, o 30 punktów bazowych po ok. 7 miesiącach (efekt wzmocniony narzuconymi restrykcjami na znak w regule pieniężnej). Ponieważ produkcja, ceny i kredyt zaczynają reagować spadkiem, następuje poluzowanie polityki pieniężnej. Jednak wcześniejszy silny wzrost stopy WIBOR 1M, a co za tym idzie wzrost oprocentowania kredytów, powoduje, że późniejsza obniżka stóp procentowych nie ustrzeże sfery realnej przed spowolnieniem po mniej więcej półtora roku od momentu wystąpienia pierwotnego szoku podaży na kredyt. Warto zwrócić uwagę, że ekspansja kredytowa ma miejsce mimo istotnego spadku pieniądza $M0$.

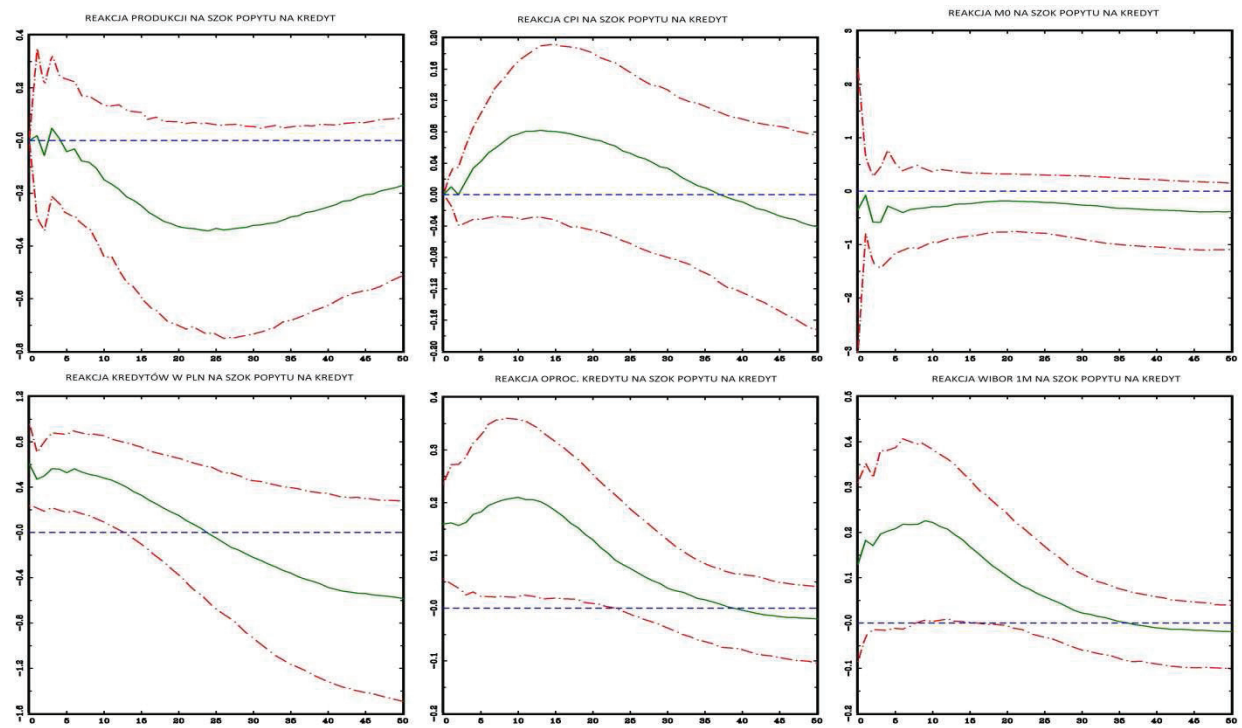
⁴³ Zidentyfikowany przez nas egzogeniczny szok podaży kredytu jest silnie skorelowany z miarą restrykcyjności kryteriów przyznawania kredytów (por. dane z ankiet NBP przeprowadzanych wśród przewodniczących komitetów kredytowych największych banków działających w Polsce; <http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/systemfinansowy/kredytowy.html>).

Rysunek 53. Funkcje odpowiedzi na szok polityki pieniężnej (zacieśnienie polityki)



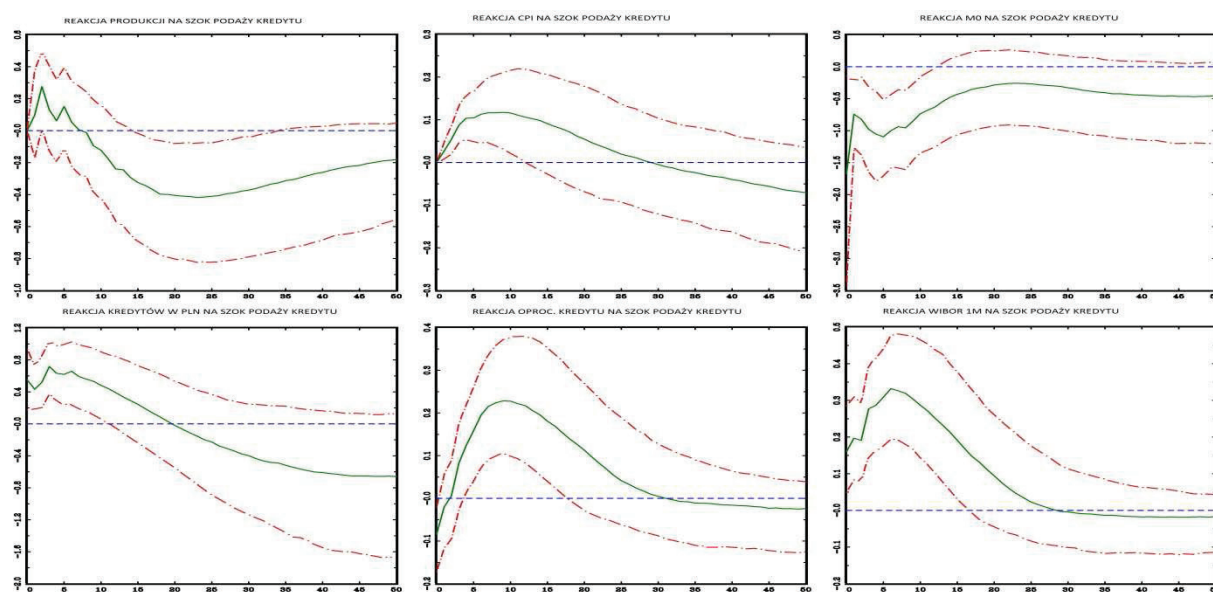
Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 54. Funkcje odpowiedzi na szok popytu na kredyt



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 55. Funkcje odpowiedzi na szok podaży kredytu



Źródło: obliczenia własne.

Wyniki dotyczące dekompozycji wariancji przedstawiają się następująco. W horyzoncie jednego roku największy udział w wyjaśnieniu błędu prognozy kredytu ma egzogeniczny szok podaży kredytu. Szacujemy go na 17%, przy 68-procentowym przedziale błędu zawierającym się między 3,5% a 43%. Co ciekawe, w horyzoncie czterech lat, udział tego szoku w wyjaśnianiu błędu prognozy kredytu spada aż o połowę, do 8% (68-procentowy przedział błędu dla tego oszacowania zawiera się między 2,5% a 18%). Wskazuje to na krótkotrwały efekt szoku podaży kredytu na wolumen kredytu, zgodny zresztą z konkluzjami otrzymanymi na podstawie funkcji odpowiedzi. Podobna sytuacja ma miejsce w przypadku egzogenicznego szoku popytu na kredyt, choć jego „moc wyjaśniająca” w stosunku do błędu prognozy kredytu jest nieco mniejsza. W szczególności, w horyzoncie jednego roku, szok ten wyjaśnia ok. 14,5% błędu prognozy kredytu (68-procentowy przedział błędu dla tego oszacowania zawiera się między 2,5% a 37%). Podobnie jak w przypadku szoku podażowego, w horyzoncie czterech lat udział szoku popytu na kredyt w wyjaśnianiu błędu prognozy kredytu spada o połowę, do 7,5% (68-procentowy przedział błędu to 2%-18%). Ponieważ równocześnie z szokami podaży i popytu na kredyt zidentyfikowaliśmy egzogeniczny szok polityki pieniężnej, naturalne jest zestawienie otrzymanych wyników z tymi prezentowanymi w sekcji 2.1. Otrzymaliśmy dość zbieżne rezultaty. W obecnym modelu udział egzogenicznego szoku polityki pieniężnej w wyjaśnianiu błędu prognozy produkcji sprzedanej wynosi: w horyzoncie jednego roku – 15% (68-procentowy przedział błędu: 3,5%-42%), zaś w horyzoncie czterech lat – 12,5% (68-procentowy przedział błędu: 3,7%-29%)⁴⁴. Wreszcie, na uwagę zasługuje znaczny udział szoku podaży kredytu w wyjaśnianiu błędu prognozy stopy WIBOR 1M. W horyzoncie jednego roku wynosi on 19%, spadając tylko nieznacznie w horyzoncie czterech lat do 16,5%. Potwierdza to wcześniejsze spostrzeżenie otrzymane na podstawie analizy funkcji odpowiedzi na impuls, że władze monetarne dość konsekwentnie reagowały na wystąpienie szoków po stronie podaży kredytu.

⁴⁴ Dla przypomnienia, analogiczne wyniki z sekcji 2.1 wskazywały na 10-procentowy udział szoku polityki pieniężnej w wyjaśnianiu błędu prognozy produkcji sprzedanej (zarówno w horyzoncie jednego roku, jak i czterech lat).

Pojawia się pytanie, czy powyższe wnioski mają równie mocne podstawy, jeśli ograniczymy się do okresu pokryzysowego. Wyniki dla próby obejmującej okres po wybuchu globalnego kryzysu finansowego są jednoznaczne: jeśli chodzi o zachowanie wolumenu kredytu, szoki popytu i podaży kredytu przestały pełnić dominującą rolę, zaś znaczenie szoków polityki pieniężnej wyraźnie wzrosło. W horyzoncie jednego roku, udział szoku podaży kredytu w wyjaśnianiu błędu prognozy kredytu spadł ponad trzykrotnie do 5,5% (68 procentowy przedział błędu zawiera się między 2% a 13,5%). Jest to zmiana znacząca, zważywszy, że udział tego szoku obliczony przy użyciu pełnej próby wskazywał na 17%, tj. wartość spoza obecnego przedziału błędu. W przypadku szoku popytu na kredyt mamy do czynienia z dwukrotnym spadkiem udziału w wyjaśnianiu wariacji błędu prognozy kredytu w horyzoncie jednego roku (w porównaniu z obliczeniami na podstawie pełnej próby). Obecnie udział ten szacujemy na 7% (68-procentowy przedział błędu: 2%-22%). Jednak, jak już wspomnieliśmy, największe różnice dotyczą szoku polityki pieniężnej, który stał się główną determinantą kredytu. W horyzoncie jednego roku udział egzogenicznego szoku polityki pieniężnej w wyjaśnianiu błędu prognozy kredytu wynosi obecnie 28% (68-procentowy przedział błędu zawiera się między 8,5% a 54%), podczas gdy analogiczne oszacowanie na podstawie całej próby wynosiło zaledwie 11%. W horyzoncie czterech lat udział szoku polityki pieniężnej wynosi obecnie 17% (68-procentowy przedział błędu: 3%-45%), podczas gdy dla całej próby udział ten szacowaliśmy na 7%. Co ciekawe, udział szoku podaży kredytu w wyjaśnianiu błędu prognozy stopy WIBOR 1M w horyzoncie jednego roku, spadł z 19% (dla całej próby) do 11% (dla próby kryzysowej). Daje to spójny obraz, sugerujący, że od czasu kryzysu, polityka pieniężna w większym stopniu wpływała na wolumen kredytu niż sama reagowała na zmiany kredytu.

Mimo że udział szoków podaży i popytu na kredyt w wyjaśnianiu wariacji prognozy produkcji sprzedanej nie jest dominujący, warto odnotować, że o ile w horyzoncie czterech lat udział tych szoków w wyjaśnianiu wariacji prognozy produkcji nie zmienił się w okresie po wybuchu kryzysu finansowego (porównując oszacowania na podstawie całej próby i tej od września 2008 r.), to w horyzoncie jednego roku wzrósł on ponad trzykrotnie. Biorąc pod uwagę całą próbę, udział zarówno szoków podaży jak i popytu kredytu w wyjaśnianiu błędu wariacji rocznej prognozy produkcji sprzedanej wynosił ok. 2,5% (68-procentowa, górna granica błędu oszacowania nie przekraczała 6%). Ograniczając się do okresu po upadku Lehman Brothers, udział szoku podaży kredytu wzrósł do 8,5% (68-procentowy przedział błędu: 3,5%-18%), zaś udział szoku popytu na kredyt wzrósł do 9% (68-procentowy przedział błędu: 3,5%-19%). Należy przy tym podkreślić, że oszacowania otrzymane na podstawie próby kryzysowej nie mieszczą się w 68% przedziale błędu dla oszacowań z całej próby⁴⁵.

⁴⁵ W podobnym badaniu dla strefy euro Peersman (2012) otrzymał dość rozbieżne wyniki w porównaniu z naszymi. Wg Peersmana zagregowany udział szoków podaży i popytu kredytu w wyjaśnianiu wariacji błędu prognozy produkcji sprzedanej i cen sięga często powyżej 50%. Co prawda nasze badanie potwierdza, że po wybuchu kryzysu udział ten wzrósł znacząco, jednak skumulowany udział tych dwóch szoków nie przekracza 20% (w odniesieniu zarówno do cen jak i produkcji). Na to składają się dwa czynniki: różnice dotyczące roli kredytu między gospodarkami rozwiniętymi (np. strefy euro) a Polską, jak również błąd metodologiczny. Naszym zdaniem ten ostatni czynnik odgrywa dość dużą rolę. Metoda stosowana przez Peersmana (i wielu innych, którzy bazują na pracy Uhlig, 2005) nie ma fundamentalnego uzasadnienia. Dość przekonująco pokazali to Arias *et al.* (2014). W szczególności, porównując wyniki z pracy Beaudry *et al.* (2011), stosujących tę samą metodologię co Peersman (2012), z wynikami otrzymanymi na podstawie swojej metodologii stwierdzili, że udział oszacowań udziału szoków w dekompozycji wariacji regularnie spada dwu- a nawet trzykrotnie. Należy przy tym podkreślić, że nasze oszacowania są oparte na metodologii bazującej na Arias *et al.* (2014), jednak z licznymi różnicami. Okazuje się, że metodologia przedstawiona w pracy Arias *et al.* (2014) jest także obciążona poważnym błędem, który został wskazany i poprawiony w pracy jednego z współautorów tego raportu, por. Kocięcki (2016).

3.3.2. Funkcja popytu i podaży kredytów złotych (modele korekty błędem)

W celu oszacowania *długookresowej* funkcji podaży kredytu na danych dotyczących jego wolumenu zastosowano model, w którym na podstawie teorii działania kanału kredytowego pewnym zmiennym przypisano rolę w kształtowaniu podaży kredytu, a innym – popytu na kredyt.

Zmienne modelu to: złote kredyty dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw w ujęciu realnym⁴⁶, poziom aktywności gospodarczej (PKB), stopa procentowa, po której refinansują się banki (przybliża ją stopa WIBOR 3M), oprocentowanie kredytów, inflacja w ujęciu r/r ⁴⁷ oraz bufor kapitałowy. Przyjmujemy, że podaż kredytów zależy dodatnio od stopy kredytowej i ujemnie od stopy WIBOR. Oczekujemy, że współczynnik otrzymany przy obu stopach będzie równy co do wartości bezwzględnej. A zatem, podaż kredytu powinna dodatnio zależeć od *spreadu* między oprocentowaniem kredytu a stopą refinansowania się banków (banki są bardziej skłonne do udzielania kredytu, gdy rośnie jego oprocentowanie, a mniej, gdy rośnie stopa procentowa, po której pożyczają środki na rynku międzybankowym i/lub od banku centralnego). W modelu bufor kapitałowy, rozumiane jako różnica między współczynnikiem wypłacalności⁴⁸ i minimalnym wymaganym poziomem kapitału umożliwiającym wypłacanie dywidendy, są czynnikiem determinującym podaż kredytów. Wymogi kapitałowe są podnoszone, gdy w aktywach banków rośnie udział kredytów zagrożonych. Wyniki badań dla Wielkiej Brytanii uzyskane na danych indywidualnych pokazują, że wzrost wymogów kapitałowych rzeczywiście wpływa na kapitał utrzymywany przez banki: po wzroście wymogów kapitałowych banki stopniowo zwiększają bufor, czyli kapitał utrzymywany powyżej wymaganego poziomu minimalnego. Zwiększanie buforów powoduje obniżenie tempa wzrostu kredytów przeznaczonych na finansowanie nieruchomości w handlu i usługach, kredytów dla przedsiębiorstw i zabezpieczonych kredytów dla gospodarstw domowych. Efekt ten może być stosunkowo długi – w Wielkiej Brytanii wygasa dopiero po ok. 3 latach (Bridges *et al.*, 2014). Nasze wyniki pokazują negatywny wpływ wzrostu buforów na podaż kredytu, przy czym kredyty dla gospodarstw domowych reagują silniej niż kredyty dla przedsiębiorstw, prawdopodobnie ze względu na większe ryzyko przypisywane kredytom dla gospodarstw domowych.

Obok identyfikacji funkcji podaży kredytu przeprowadzamy też identyfikację funkcji popytu na kredyt. Oczekujemy, że popyt na kredyt zależy dodatnio od PKB (zmienna skali) i negatywnie od oprocentowania kredytu, nie zależy natomiast ani od stopy, po której refinansują się banki, ani od współczynnika wypłacalności. Zakładamy, że na zachowania kredytodawców i kredytobiorców – a zatem zarówno na funkcję popytu na kredyt, jak i podaży kredytu – może mieć wpływ stopa inflacji. Nie określamy jednak z góry, czy ma ona wpływ dodatni, czy ujemny, gdyż teoria nie daje w tym wypadku jednoznacznej

⁴⁶ Dla uzyskania wielkości realnych posłużono się średnią ważoną deflatora konsumpcji i inwestycji: wagi stanowiły zmienne w czasie udziały kredytów złotych dla osób prywatnych i dla przedsiębiorstw w kredycie ogółem.

⁴⁷ Test ADF sugeruje, że inflacja r/r jest szeregiem zawierającym pierwiastek jednostkowy – wartość testu ADF bez trendu: -1,8 (prob. 0,38); z trendem i stałą: -2,02, (prob. 0,58).

⁴⁸ Od początku 2014 r. obowiązuje pakiet CRD IV/CRR. Pakiet w całości zastąpił dotychczas obowiązujące przepisy: dyrektywę 2006/48/WE Parlamentu Europejskiego i Rady z dnia 14 czerwca 2006 r. w sprawie podejmowania i prowadzenia działalności przez instytucje kredytowe oraz dyrektywę 2006/49/WE Parlamentu Europejskiego i Rady z dnia 14 czerwca 2006 r. w sprawie adekwatności kapitałowej firm inwestycyjnych i instytucji kredytowych. Nowe regulacje mają na celu wzmocnienie regulacji sektora bankowego i firm inwestycyjnych i są kolejnym krokiem w kierunku stworzenia bezpieczniejszego i bardziej przejrzystego systemu finansowego. Uwzględniono w nich propozycje Komitetu Bazylejskiego ds. Nadzoru Bankowego, określone jako Bazylea III. Zmieniły się definicje niektórych wskaźników, nie jest już liczony wskaźnik wypłacalności, zastąpił go „łączny współczynnik kapitałowy”. Do II kw. 2015 r. posługujemy się wskaźnikiem wypłacalności, następnie łącznym wskaźnikiem kapitałowym.

odpowiedzi. Na przykład w modelu Cukiermana i Hercovitza (1989) popyt na kredyt zależy dodatnio od inflacji. W modelu tym przedsiębiorstwa finansują kapitał obrotowy za pomocą pieniądza lub kredytu. Wzrost inflacji sprawia, że utrzymywanie zasobów pieniądza przynosi straty. Spada zatem gotówka lub niskooprocentowane depozyty na rachunku bieżącym, rośnie natomiast kredyt. Inaczej jest w modelu De Gregorio i Sturzeneggera (1997) – tam inflacja oddziałuje negatywnie na popyt na kredyt. Wzrost inflacji powoduje bowiem spadek produktywności przedsiębiorstw, a spadek produktywności obniża popyt na pracę. Wyniki badań empirycznych również nie dają jednoznacznej odpowiedzi.

Analizie poddaliśmy złotowy kredyt ogółem, kredyty dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw. W celu uzyskania normalnego rozkładu reszt (lub przynajmniej rozkładu niewykazującego nadmiernej skośności) posługiwaliśmy się zmiennymi zero-jedynkowymi (m.in. do wyeliminowania z szeregów stóp procentowych problemu roku 2000 i wzrostu inflacji w 2004 r., związanego z wejściem Polski do UE). Poszukując relacji kointegrujących założyliśmy, że w danych występuje trend deterministyczny. Liczbę opóźnień ustaliliśmy za pomocą kryterium informacyjnego Schwarza, biorąc pod uwagę autokorelację składnika losowego oraz rozkład reszt.

Uzyskaliśmy po trzy relacje kointegrujące dla każdego rodzaju kredytu. Na relacje kointegrujące nałożyliśmy przedstawione wyżej restrykcje. Zostały one formalnie przetestowane i nieodrzucone. Najważniejsze wyniki przedstawia Tabela 21.

Popyt na kredyty ogółem bardzo silnie zależy od poziomu PKB, według naszych oszacowań współczynnik elastyczności wynosi ok. 2,6. W dojrzałych gospodarkach jest on z reguły niższy. Podobnie wysoki współczynnik elastyczności dochodowej popytu na kredyt otrzymali Fase (1995) i Kakes (2000) dla Holandii. W naszym przypadku wysoka elastyczność popytu na kredyt względem PKB wynika z bardzo wysokiej elastyczności dochodowej popytu ze strony gospodarstw domowych. Elastyczność popytu przedsiębiorstw na kredyt (ok. 1,3) jest zbliżona do wartości otrzymywanych w krajach strefy euro. Wysoka elastyczność dochodowa popytu gospodarstw domowych wynika zapewne z efektu doganiania. W Polsce gospodarstwa domowe w okresie próby zaczęły zwiększać zadłużenie ze stosunkowo niskiego poziomu (relacja kredytów złotych gospodarstw domowych do dochodów do dyspozycji wzrosła z ok. 46% pod koniec 2000 r. do ok. 157% w połowie 2015 r.).

Biorąc pod uwagę średnie oprocentowanie kredytu w próbie (8,98) i oszacowany współczynnik półelastyczności dla popytu na kredyty ogółem, otrzymujemy elastyczność popytu względem stopy procentowej rzędu -0,4⁴⁹. W funkcji podaży warto zwrócić uwagę na półelastyczność względem bufora, którego średnia wartość w próbie wynosi 4,58% – dla kredytu ogółem wynosi -0,78, przy czym w wypadku kredytów dla przedsiębiorstw jest o połowę niższa niż dla gospodarstw domowych. Potwierdza to nasze wcześniejsze spostrzeżenia, że banki przypisują znacznie większe ryzyko kredytom dla gospodarstw domowych niż przedsiębiorstw.

Wraz ze wzrostem inflacji zwiększa się popyt na kredyt, natomiast jego podaż spada, być może z uwagi na rosnącą niepewność dotyczącą przyszłej stopy procentowej. Biorąc pod uwagę średnią stopę inflacji rocznej

⁴⁹ W pracy Hülsewig *et. al.* (2005) dotyczącej gospodarki niemieckiej analogiczna elastyczność wyniosła ok. -0,7. Inne prace empiryczne sytuują ją w granicach od -0,2 do -1,1 (por. Kakes, 2000).

w próbie (ok. 3,2%), elastyczność popytu i podaży jest zbliżona co do wartości bezwzględnej i wynosi odpowiednio ok. 0,26 i -0,19.

W przypadku powstania zakłócenia funkcji popytu na kredyt ogółem proces powrotu do równowagi jest bardzo powolny – w ciągu kwartału jest eliminowane między 6 a 9% nierównowagi w funkcjach popytu i podaży, tempo to jest podobne dla wszystkich rodzajach kredytu.

Tabela 21. Oszacowania współczynników funkcji popytu i podaży kredytów złotych, 1999:Q2-2015:Q1

Funkcja	PKB	stopa oprocentowania kredytów	stopa WIBOR	inflacja	bufor	α
Kredyty złote ogółem						
popytu na kredyt	2,68 (22,12)	-0,05 (5,99)	x	0,08 (7,8)	x	-0,09 (3,95)
podaży kredytu	x	0,30 (13,07)	-0,30 (13,07)	-0,06 (5,98)	-0,17 (12,8)	-0,08 (5,01)
Kredyty złote dla przedsiębiorstw*						
popytu na kredyt	1,31 (7,78)	-0,074 (7,77)	x	0,07 (8,29)	x	-0,09 (3,23)
podaży kredytu	x	0,13 (8,38)	-0,13 (8,38)	-0,04 (6,0)	-0,12 (14,4)	-0,13 (4,21)
Kredyty złote dla gospodarstw domowych						
popytu na kredyt	3,48 (22,7)	-0,07 (5,74)	x	0,11 (7,91)	x	-0,07 (2,57)
podaży kredytu	x	0,39 (11,8)	-0,39 (11,8)	-0,07 (4,85)	-0,23 (12,32)	-0,06 (3,86)

Uwaga: w nawiasach wartość bezwzględna statystyki t ; parametr α pokazuje szybkość powrotu do równowagi po zaburzeniu funkcji popytu na kredyt lub podaży kredytu. W wypadku kredytów dla przedsiębiorstw posługiwano się próbą 1999:Q1-2015:Q1.

Źródło: obliczenia własne.

3.3.3. Kanał kredytów bankowych – analiza na danych indywidualnych

Zgodnie z tradycyjnym podejściem do kanału kredytów bankowych (Bernanke i Blinder, 1988), głównym ograniczeniem dla akcji kredytowej są rezerwy i „fundusze do odpożyczenia” (*loanable funds*), a zacieśnienie polityki pieniężnej je zmniejsza. Strategia empiryczna w badaniach opartych na tym podejściu (na przykład Ehrmann *et al.*, 2001) polega na sprawdzeniu nieliniowości w odpowiedziach kredytu na zmiany stopy procentowej ze względu na charakterystyki „uodporniające” na wpływ polityki pieniężnej (wielkość, pozycja płynnościowa, pozycja kapitałowa).

Jednak niedawne prace Disyatata (2010) oraz Jakaba i Kumhofa (2015) pokazują, że akcję kredytową ograniczają przede wszystkim raczej wymogi kapitałowe oraz oczekiwana rentowność i wypłacalność. Ponadto banki centralne dostarczają rezerwy zgodnie z popytem (niezależnie od poziomu stopy procentowej), a banki komercyjne nie są pośrednikami „funduszy do odpożyczenia”. Dlatego też pierwszy wymieniony autor sugeruje inny mechanizm kanału kredytów bankowych – transmisja polityki pieniężnej może być wzmocniona, jeżeli stopa procentowa wpływa na siłę bilansów banków (mierzoną przez udział kredytów z utratą wartości, rentowność i bufor kapitałowy). Działanie tego mechanizmu w Polsce zbadano

sprawdzając wpływ siły bilansów banków na akcję kredytową⁵⁰ (kredyty złotowe i walutowe), a następnie analizując wpływ polityki pieniężnej na bilanse (Kapuściński, *mimeo*).

W badaniu wykorzystaliśmy kwartalne dane panelowe, obejmujące okres pomiędzy pierwszym kwartałem 2001 r. a pierwszym kwartałem 2015 r. Z próby usunęliśmy banki spółdzielcze i oddziały instytucji kredytowych. Po fuzjach lub przejęciach w danych utworzyliśmy oddzielne banki. Dodatkowo, w próbie pozostawiliśmy jedynie banki z więcej niż połową obserwacji w wymiarze czasowym oraz przeprowadziliśmy *winsorizing* (zamianę obserwacji o wartościach skrajnych dla danych okresów na odpowiednie percentyle) w celu stłumienia obserwacji odstających. Po wszystkich dostosowaniach próba obejmuje średnio 2/3 rynku kredytowego.

Pierwszy etap badania polegał na oszacowaniu modeli panelowych w postaci zredukowanej dla wzrostu akcji kredytowej. Dane obejmowały 42 banki i 56 okresów. Ponieważ liczba banków była stosunkowo mała, a dodatkowo jako regresora użyliśmy opóźnionej zmiennej objaśnianej, żaden estymator nie był bez wad. Ostatecznie w bazowych regresjach wykorzystaliśmy estymator *fixed effects*, który jest obciążony w dynamicznych modelach panelowych, jednak obciążenie to wygasa z liczbą okresów (która u nas była "rozsądnie" duża). W celu sprawdzenia odporności wykorzystaliśmy estymator metody zmiennych instrumentalnych. W tym drugim przypadku efekty indywidualne usunięto odejmując średnie z przyszłych obserwacji (*forward orthogonal deviations*, por. Arellano i Bover, 1995), a nie przez prostą transformację wewnątrzgrupową; zmienne nieprzetransformowane wykorzystane zostały jako instrumenty dla przetransformowanych. W każdym równaniu znalazły się dwie zmienne makroekonomiczne – wskaźnik koniunktury ESI (*economic sentiment indicator*) i krajowa stopa procentowa (WIBOR 3M). Zmienne mierzące siłę bilansów banków – bufor kapitałowy (różnica pomiędzy współczynnikiem wypłacalności a jego poziomem przy którym Komisja Nadzoru Finansowego umożliwia wypłatę dywidendy), rentowność aktywów (ROA, *return on assets*), rentowność kapitału (ROE, *return on equity*) oraz udział kredytów z utratą wartości (NPL, *nonperforming loans*) – dodawano oddzielnie i łącznie. W celu uniknięcia endogeniczności jako regresory wykorzystano jedynie opóźnione zmienne. Liczbę opóźnień, 4 dla każdej zmiennej, wybrano używając kryterium informacyjne Schwarza. Wyniki pokazuje Tabela 22.

⁵⁰ O ujemnym wpływie obniżenia buforu kapitałowego i rentowności na podaż kredytów można przeczytać w raportach samych banków (PKO BP, 2015).

Tabela 22. Wyniki estymacji – modele *fixed effects* dla akcji kredytowej

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Kredyty (zmiana %)	0,70*** (0,04)	0,68*** (0,04)	0,69*** (0,04)	0,70*** (0,04)	0,68*** (0,04)	0,66*** (0,04)	0,66*** (0,04)
ESI	0,39*** (0,04)	0,36*** (0,04)	0,37*** (0,04)	0,38*** (0,04)	0,36*** (0,04)	0,32*** (0,04)	0,31*** (0,05)
Krajowa stopa proc. (zmiana)	-3,65*** (1,09)	-2,59** (1,14)	-3,59*** (1,11)	-3,61*** (1,10)	-4,24*** (1,09)	-2,95** (1,18)	-2,93** (1,17)
Bufor kapitałowy		0,42*** (0,11)				0,37*** (0,12)	0,38*** (0,12)
ROA			0,72 (0,54)			0,73* (0,40)	
ROE				0,06 (0,07)			0,09* (0,05)
NPL (zmiana)					-1,27*** (0,35)	-0,85** (0,34)	-0,85** (0,34)
R² (ogólny)	0,54	0,52	0,54	0,54	0,55	0,53	0,53

Uwaga: W nawiasach odporne błędy standardowe. *, ** i *** oznaczają statystyczną istotność odpowiednio na 10-, 5- i 1-proc. poziomie istotności.

Źródło: obliczenia własne.

Zgodnie z oszacowaniami, poprawa koniunktury wspiera akcję kredytową, a wzrost stopy procentowej ją zmniejsza. Większe bufony kapitałowe i niższe udziały kredytów z utratą wartości przekładają się na wyższy wzrost kredytów. Wynik ten jest odporny niezależnie od tego czy zmienne te uwzględną się w modelu oddzielnie czy łącznie. Mnożnik długookresowy dla buforu wydaje się być niski, jednak dodatkowa analiza pokazuje, że różni się on w zależności od warunków początkowych. Mnożnik jest tym większy, im niższy bufor (dla banków z niskim buforem 2,18, dla banków z wysokim – 0,29). Prowadzi to do wniosku, że zastosowanie antycyklicznego bufora kapitałowego, będącego instrumentem polityki makroostrożnościowej, mogłoby okazać się skuteczne. Rentowność mierzona przez ROA i ROE jest statystycznie istotna jedynie w modelach kontrolujących pozostałe charakterystyki i jedynie przy 10-proc. poziomie istotności.

Zastosowanie estymatora metody zmiennych instrumentalnych dało jakościowo podobne wyniki. Szacowany wpływ bufora kapitałowego i rentowności jest większy; ta druga zmienna jest istotna w każdej specyfikacji. Szacunek wpływu udziału kredytów z utratą wartości jest nieco mniejszy i nawet statystycznie nieistotny w modelach ze wszystkimi charakterystykami. Włączenie dodatkowych zmiennych kontrolnych – cen mieszkań, zagranicznej stopy procentowej i indeksu VIX – również nie zmieniło wyników. Sprawdziliśmy też deflator PKB i kurs walutowy, jednak okazały się one statystycznie nieistotne.

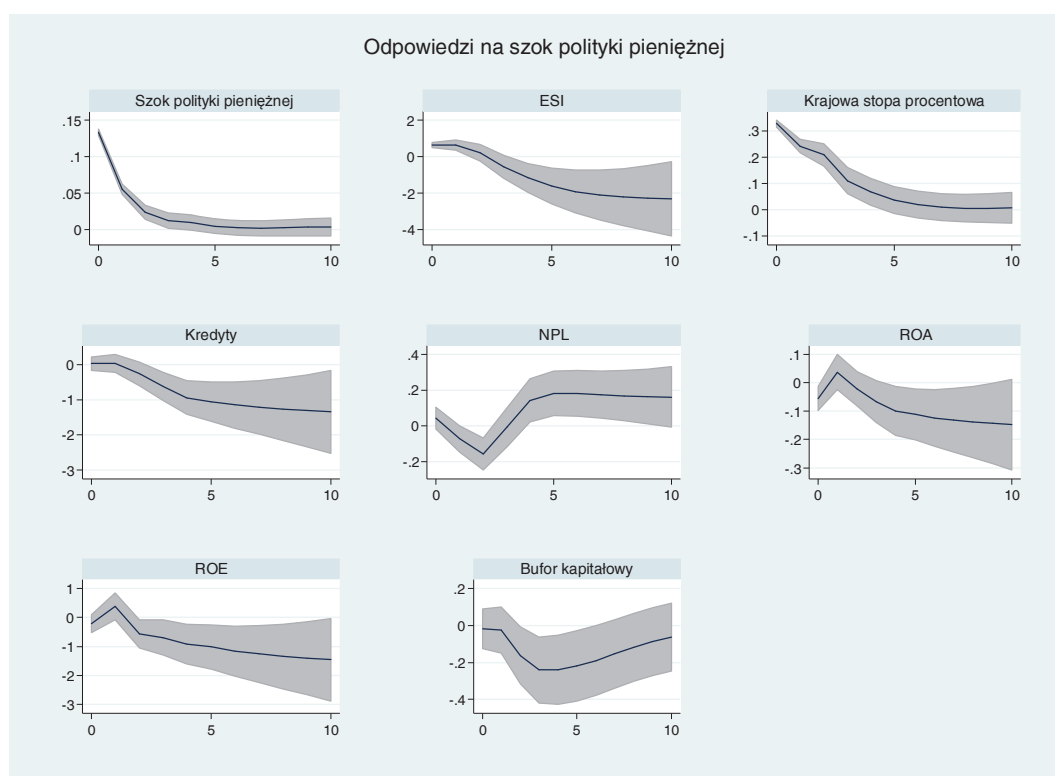
Drugi etap badania polegał natomiast na oszacowaniu panelowych modeli wektorowej autoregresji (PVAR) z wykorzystaniem prawie tego samego zestawu zmiennych co poprzednio. Skupiliśmy się na identyfikacji szoków polityki pieniężnej, wykorzystując do tego metodę *high frequency identification*⁵¹. Polega ona na użyciu nieoczekiwanego komponentu zmiany bieżącej stopy procentowej, obliczonego na zewnątrz modelu z wykorzystaniem danych o wysokiej częstotliwości, jako dodatkowej zmiennej (Bagliano i Favero, 1998), zamiast stopy procentowej (Barakchian i Crowe, 2010) lub jako instrumentu dla stopy procentowej (Gertler i Karadi, 2014). W bazowych specyfikacjach wykorzystaliśmy to pierwsze podejście, dodając do modeli

⁵¹ Wykorzystanie tej metody pozwoliło na nieuwzględnienie w bazowych specyfikacjach mniej interesujących w kontekście rozpatrywanego problemu zmiennych, jak inflacja czy kurs walutowy. Przy identyfikacji szoków polityki pieniężnej przez restrikcje krótkookresowe byłyby one niezbędne.

zmienną Z_1 z sekcji 3.1.4. Przyjęliśmy założenie, że ma ona jednoczesny wpływ na pozostałe zmienne.⁵² Ponownie zmienne bilansowe dodawaliśmy oddzielnie i łącznie, a efekty indywidualne usunęliśmy odejmując średnie z przyszłych obserwacji. Ponieważ tym razem łączna liczba parametrów do oszacowania jest znacznie większa, liczbę opóźnień ustaliliśmy na dwa. Wyniki nie zmieniły się jednak znacznie przy wykorzystaniu czterech opóźnień. Odpowiedzi na impuls polityki pieniężnej pokazuje Rysunek 56.⁵³

Wzrost stopy procentowej ma z pewnym opóźnieniem ujemny wpływ na koniunkturę gospodarczą i akcję kredytową. Bilanse banków również się pogarszają – bufor kapitałowy i rentowność spadają; z nieco większym opóźnieniem zaczyna wzrastać udział kredytów z utratą wartości. Reakcje zmiennych bilansowych są ze sobą powiązane – wyższy udział kredytów z utratą wartości obniża zyski i bufor kapitałowy. Zyski i bufor ogranicza też ujemny wpływ stopy procentowej na ceny aktywów finansowych.

Rysunek 56. Odpowiedzi na impuls polityki pieniężnej – modele PVAR



Źródło: obliczenia własne.

Modele ze wszystkimi zmiennymi bilansowymi wskazują na wolniejsze pogarszanie się jakości portfela kredytowego, a skumulowana odpowiedź nie jest statystycznie istotna po 10 kwartałach. Dla pozostałych

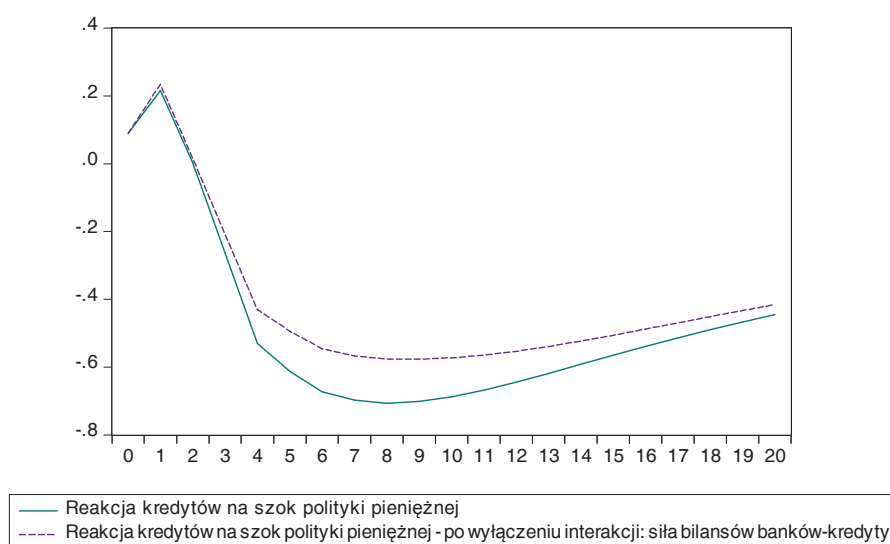
⁵² W ramach badania odporności sprawdzono też specyfikację nieuwzględniającą dodatkowo stopy procentowej (a jedynie zmienną obrazującą nieoczekiwany komponent zmiany bieżącej stopy procentowej). Nie przynosi to jakościowej zmiany prezentowanych niżej wyników.

⁵³ Odpowiedzi zmiennych bilansowych na impuls stopy procentowej przedstawione poniżej wygenerowano z modeli, w których NPL, ROA, ROE i bufor kapitałowy włączane były oddzielnie.

zmiennych wyniki są podobne dla różnych specyfikacji. Wyniki nie zmieniają się po wprowadzeniu dodatkowych zmiennych kontrolnych jako zmiennych egzogenicznych.

W celu oceny roli interakcji: siła bilansów banków-akcja kredytowa we wzmacnianiu efektów szoków polityki pieniężnej, porównaliśmy oryginalne funkcje reakcji z funkcjami reakcji po wyłączeniu tej interakcji. Zrobiono to zamieniając oszacowania parametrów przy NPL, ROA/ROE i buforze kapitałowym na zero w równaniu dla akcji kredytowej. Wyniki dla bazowej specyfikacji (2 opóźnienia, zmienne bilansowe łącznie) pokazuje Rysunek 59. Bez interakcji reakcja kredytów na szok polityki pieniężnej dla poszczególnych horyzontów byłaby o 0,01-0,13 pkt. proc. Skumulowana reakcja po 20 kwartałach byłaby mniejsza o ok. 15 proc. Tym samym, kanał kredytów bankowych wzmacnia efekty polityki pieniężnej w Polsce.

Rysunek 57. Reakcja kredytów na szok polityki pieniężnej



Źródło: obliczenia własne.

3.4. Znaczenie oczekiwań inflacyjnych w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej

Oczekiwanie inflacyjne sektora prywatnego są istotnym punktem odniesienia dla polityki pieniężnej. Ich poziom może istotnie wpływać na przebieg procesów inflacyjnych w gospodarce, a proces ich formułowania ma znaczenie dla mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej. Z tego względu banki centralne starają się oddziaływać na oczekiwania, dążąc do ich zakotwiczenia na poziomie odpowiadającym celowi inflacyjnemu.

W celu empirycznej weryfikacji cech oczekiwań inflacyjnych istotnych dla mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce odwołujemy się do bezpośrednich miar krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych konsumentów, przedsiębiorstw i analityków sektora finansowego. Ponadto w celu analizy zakotwiczenia oczekiwań inflacyjnych poddajemy analizie probabilistyczne prognozy ekspertów Ankiety

Makroekonomicznej NBP, wykraczające poza roczny horyzont czasowy. Próba zawiera obserwacje od początku 2001 r. do połowy 2015 r.

W kolejnych częściach tego rozdziału usiłujemy odpowiedzieć na następujące pytania: Czy ankietowe miary oczekiwań inflacyjnych są przydatne w analizach makroekonomicznych, w szczególności w modelowaniu i prognozowaniu inflacji? Jakie są cechy oczekiwań inflacyjnych różnych grup podmiotów i jakie czynniki na nie wpływają? Czy proces formułowania oczekiwań inflacyjnych w okresie kryzysu finansowego i niskiej inflacji zmienił się istotnie w porównaniu z okresem przedkryzysowym? Czy oczekiwania inflacyjne pozostają zakotwiczone? Próbę udzielenia odpowiedzi na powyższe pytania poprzedzamy uwagami na temat pomiaru oczekiwań inflacyjnych.

3.4.1. Uwagi na temat pomiaru oczekiwań inflacyjnych

Prognozy inflacyjne analityków sektora finansowego mierzone są na podstawie ankiet firmy Reuters. W naszych analizach wykorzystujemy też prognozy inflacyjne szerszej grupy profesjonalnych prognostów uzyskiwane z Ankiety Makroekonomicznej NBP – w tym jednak przypadku próba dostępnych obserwacji jest znacznie krótsza, bo obejmująca okres od końca 2011 r.

Oczekiwania inflacyjne konsumentów i przedsiębiorstw są kwantyfikowane na podstawie danych ankietowych uzyskanych z pytania jakościowego. Ze względu na metodykę badań (liczba respondentów, sposób sformułowania pytań ankietowych), za najwłaściwsze źródło danych odnośnie zmian cen przewidywanych przez konsumentów uznajemyankiety Głównego Urzędu Statystycznego, przeprowadzane co miesiąc od 2004 r. (por. Łyziak, 2012). Dla okresu wcześniejszego dokonujemy ekstrapolacji statystyki bilansowej potrzebnej przy kwantyfikacji oczekiwań inflacyjnych.⁵⁴ W metodzie probabilistycznej umożliwiającej wyznaczenie inflacji oczekiwanej przez konsumentów niezbędne jest przyjęcie założenia odnośnie bieżącej dynamiki cen postrzeganej przez respondentów. Jako przybliżenie percepcji inflacji wykorzystujemy tzw. *Consumer Perceived Price Index* (CPPI), zaproponowany w studium Hałka i Łyziak (2013). Zgodnie z wynikami tego badania, opinie polskich konsumentów odnośnie zmian cen zależą w większym stopniu od stosunkowo szerokiego koszyka dóbr i usług często kupowanych aniżeli od inflacji CPI. Ponadto konsumenci mają tendencję do niedostrzegania obniżek cen. Wskutek powyższego mechanizmu formułowania opinii na temat bieżącej dynamiki cen, postrzegana inflacja jest istotnie powyżej bieżącej inflacji – średnie wartości obu zmiennych dla lat 2001-2015 wynoszą, odpowiednio, 4,3 proc. i 2,3 proc. Skutkuje to relatywnie wysokim poziomem przewidywanych przez konsumentów zmian cen.

Oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw są mierzone na podstawie danych ankietowych z tzw. Szybkiego Monitoringu, przeprowadzanego co kwartał przez Narodowy Bank Polski. Od III kw. 2008 r. pytanie o przewidywane zmiany cen ma w tej ankiecie charakter jakościowy, podczas gdy wcześniej zadawane było pytanie ilościowe. Dla uzyskania jednolitego szeregu dla całego analizowanego okresu, jednostkowe odpowiedzi respondentów na pytanie ilościowe zadawane do II kw. 2008 r. są tłumaczone na język pytania jakościowego, spójnego z tym zadawanym obecnie w badaniach Szybkiego Monitoringu, a następnie agregowane i kwantyfikowane z wykorzystaniem probabilistycznej metody kwantyfikacji (por. Łyziak, 2013).

⁵⁴ Dokonujemy tego na podstawie danych ankietowych firmy Ipsos, dostępnych od 1992 r. do 2014 r.

Źródłem wiedzy o oczekiwaniach inflacyjnych analityków sektora finansowego jest ankieta firmy Reuters, a także Ankieta Makroekonomicznej NBP (AM NBP), w której analitycy stanowią najliczniejszą grupę. Pytania firmy Reuters dotyczą prognoz punktowych, a miarą oczekiwań jest mediana tych prognoz. Pytania AM NBP odwołują się do subiektywnych rozkładów prawdopodobieństwa. Uczestnicy AM NBP przedstawiają trzy centyle swoich rozkładów, tj. centyle 5-ty i 95-ty, które wyznaczają przedział o prawdopodobieństwie 0,9 oraz centyl 50-ty, nazywany prognozą centralną. Na potrzeby niniejszego raportu oczekiwania uczestników AM NBP reprezentowane są na dwa sposoby. Główną miarą oczekiwań jest mediana rozkładu otrzymanego w wyniku agregacji indywidualnych rozkładów prawdopodobieństwa. Dodatkową, przydatną ze względu na porównywalność z danymi Reutersa, jest mediana zbioru indywidualnych prognoz centralnych.

Szeregi czasowe prognoz z AM NBP są zbyt krótkie, by analizować je przez pryzmat modeli ekonometrycznych i testów statystycznych, jak to robimy w dwóch następnych sekcjach raportu. Analizując prognozy inflacyjne z Ankiety Makroekonomicznej skoncentrujemy się na problemie pomiaru zakotwiczenia oczekiwań i monitorowania zmian, które mogą być istotne dla mechanizmu transmisji w przyszłości.

Miary krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych wykorzystywane w niniejszym raporcie przedstawia Tabela 23 oraz Rysunek 58⁵⁵.

Tabela 23. Krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne w Polsce, 2001-2015

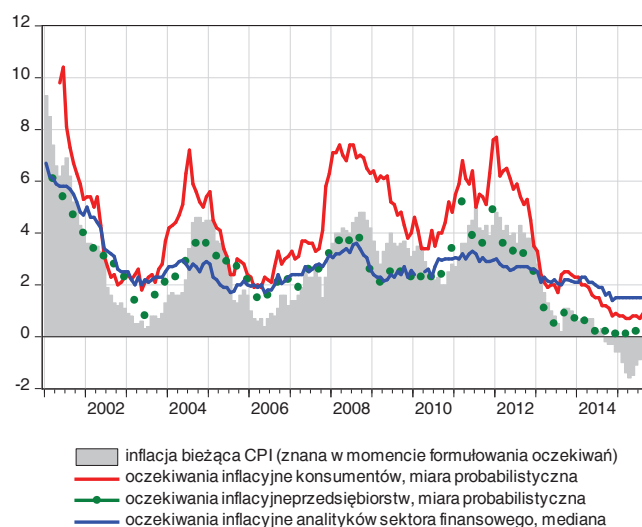
Kategoria	Źródło danych	Średnia (%)	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności
Oczekiwania inflacyjne konsumentów ⁽¹⁾	GUS	4,1	2,0	49,0
Oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw ⁽²⁾	NBP	2,5	1,4	56,0
Oczekiwania inflacyjne analityków sektora finansowego ⁽¹⁾	Reuters	2,7	0,9	32,3
Inflacja bieżąca (znana przy deklarowaniu oczekiwań)	GUS	2,4	1,7	70,5

Uwagi: ⁽¹⁾ – dane miesięczne, 2001:01-2015:08; ⁽²⁾ – dane kwartalne, 2001Q1-2015Q2.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS, NBP i Reuters.

⁵⁵ Dla sprawdzenia odporności wniosków na zastosowany sposób kwantyfikacji oczekiwań inflacyjnych konsumentów i przedsiębiorstw wykorzystano także inne miary. Alternatywna miara oczekiwań inflacyjnych konsumentów została skwantyfikowana z wykorzystaniem alternatywnej miary postrzeganej inflacji, kwantyfikowanej bezpośrednio na podstawie danych ankietowych zgodnie z metodą opisaną w pracy Łyziak i Mackiewicz-Łyziak (2014). Alternatywna miara oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw powstała poprzez bezpośrednie połączenie szeregów średniej z oczekiwań deklarowanych ilościowo (do II kw. 2008 r.) i probabilistycznej miary oczekiwań kwantyfikowanej na podstawie danych jakościowych (od III kw. 2008 r.).

Rysunek 58. Krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne w Polsce, 2001-2015



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS, NBP i Reuters.

3.4.2. Przydatność ankietowych miar oczekiwań inflacyjnych w analizach makroekonomicznych⁵⁶

Przed przystąpieniem do scharakteryzowania procesu formułowania oczekiwań inflacyjnych przez różne grupy podmiotów analizujemy użyteczność ankietowych miar oczekiwań inflacyjnych w analizach ekonomicznych. Czynimy to z wykorzystaniem estymowanych wersji nowokeynesistowskiego Małego Modelu Polityki Pieniężnej⁵⁷, w których uwzględniane są różne miary oczekiwań: oczekiwania racjonalne, tj. spójne z modelem (model MMPP-RE), oczekiwania inflacyjne konsumentów (model MMPP-C), oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw (model MMPP-E) oraz oczekiwania inflacyjne analityków sektora finansowego (MMPP-F).

W celu oceny własności prognostycznych różnych wersji modelu MMPP przeprowadzane są symulacje w próbie, w ramach których prognozowane są kontrfaktyczne ścieżki zmiennych makroekonomicznych⁵⁸. Na podstawie uzyskanych wartości kontrfaktycznych obliczane są standardowe miary błędów prognoz inflacji, m.in. przeciętny błąd absolutny (MAE), przeciętny absolutny błąd procentowy (MAPE) oraz pierwiastek błędu średniokwadratowego (RMSE) dla różnych horyzontów prognostycznych. Dodatkowo własności prognostyczne modeli są porównywane w sposób sformalizowany z wykorzystaniem testu Diebolda-Mariano (1995).

⁵⁶ Niniejszy rozdział powstał na podstawie pracy Łyziak (2016a).

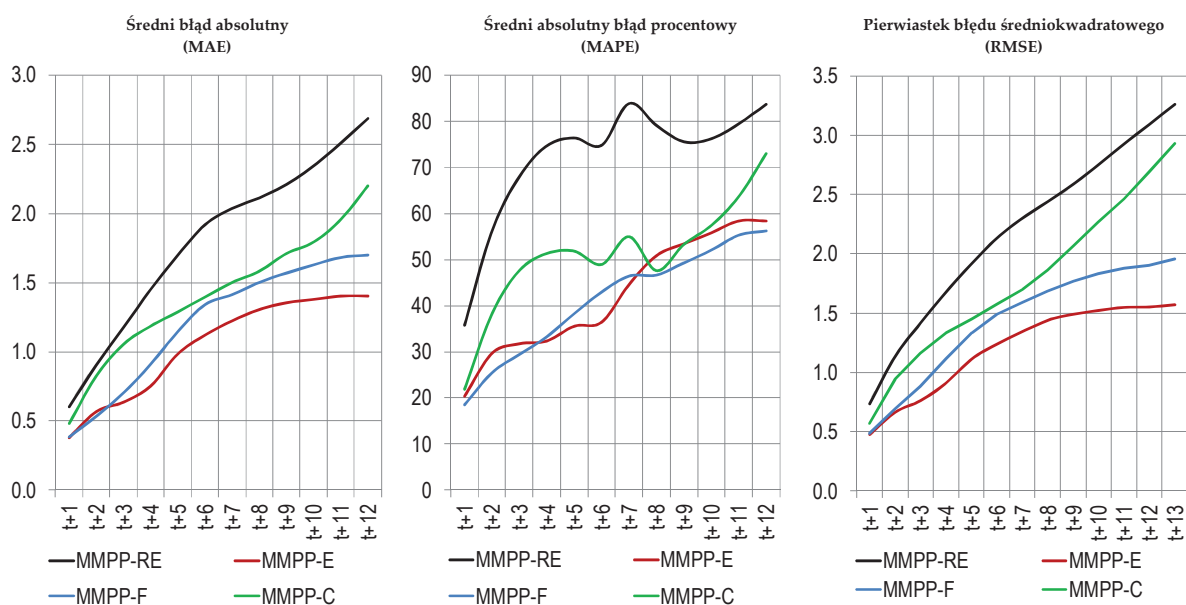
⁵⁷ Model MMPP jest standardowym nowokeynesistowskim modelem mechanizmu transmisji polityki pieniężnej. W porównaniu do wersji prezentowanej w Demchuk *et al.* (2012) obecna wersja modelu jest estymowana. Model zbudowany jest wokół czterech głównych zależności, na które składają się: krzywa IS, równanie kursu walutowego (zmodyfikowana wersja UIP, w której zakłada się hybrydowy model oczekiwań kursowych), hybrydowa nowokeynesistowska krzywa Phillipsa (HNKPC) oraz reguła polityki pieniężnej (reguła Taylora z wygładzaniem stóp procentowych). Wersje modelu wykorzystujące różne miary oczekiwań inflacyjnych były estymowane (łącznie) metodą GMM na próbie: I kw. 2001 r. – II kw. 2014 r.

⁵⁸ Pierwsza symulacja kontrfaktyczna rozpoczyna się w I kw. 2005 r., zaś ostatnia – w IV kw. 2011 r.

Wyniki tej analizy wskazują, że ankietowe miary oczekiwań inflacyjnych konsumentów, analityków sektora finansowego oraz, szczególnie, przedsiębiorstw, wyraźnie poprawiają własności prognostyczne modelu MMPP w stosunku do jego wersji wykorzystującej założenie oczekiwań racjonalnych (Rysunek 59). Oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw wydają się najbardziej istotne z makroekonomicznego punktu widzenia. Średni błąd absolutny (MAE) modelu wykorzystującego tę miarę oczekiwań jest mniejszy od błędów pozostałych modeli (wyjątkiem jest model z oczekiwaniami inflacyjnymi analityków sektora finansowego, który wykazuje porównywalne własności prognostyczne w krótkim horyzoncie, tj. na jeden i dwa kwartały od przodu). Z kolei w przypadku średniego absolutnego błędu procentowego (MAPE) model MMPP z oczekiwaniami inflacyjnymi przedsiębiorstw jest stosunkowo najlepiej dopasowany do danych w horyzoncie mechanizmu transmisji (4-6 kwartałów).

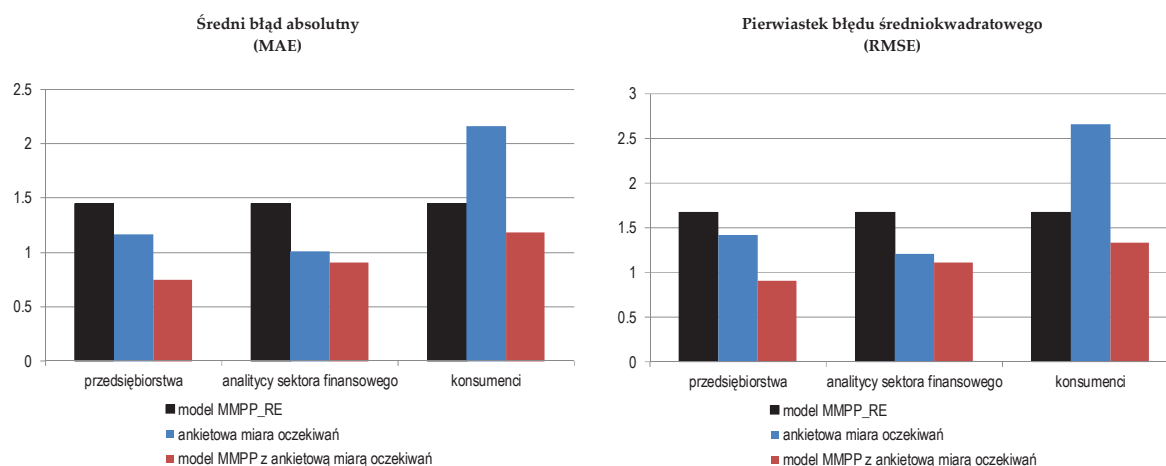
Celem rozszerzenia powyższej analizy porównano błędy modelu MMPP z oczekiwaniami racjonalnymi z błędami surowych miar oczekiwań inflacyjnych oraz z błędami modelu MMPP wykorzystującymi ankietowe miary oczekiwań inflacyjnych. Porównanie to dotyczy 4-kwartalnego horyzontu prognostycznego i zostało przeprowadzone na porównywalnej próbie obserwacji (2005Q1-2015Q2). Wyniki porównania (Rysunek 60) wskazują, że, w przeciwieństwie do oczekiwań inflacyjnych konsumentów, ankietowe miary oczekiwań inflacyjnych analityków sektora finansowego i przedsiębiorstw charakteryzują się mniejszymi błędami (MAE i RMSE) niż prognozy z modelu MMPP-RE. Jednakże w przypadku wszystkich grup podmiotów własności prognostyczne modeli MMPP uwzględniających ankietowe miary oczekiwań okazują się lepsze od własności predykcyjnych samych tych miar oraz modelu operującego przy założeniu oczekiwań racjonalnych. Prognozy z modelu wykorzystującego ankietową miarę oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw są najbardziej trafne.

Rysunek 59. Błędy prognoz kontrfaktycznych uzyskiwanych z różnych wersji modelu MMPP w różnych horyzontach prognostycznych



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS, NBP i Reuters.

Rysunek 60. Błędy prognoz kontrfaktycznych uzyskiwanych z różnych wersji modelu MMPP w różnych horyzontach progностycznych



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS, NBP i Reuters.

Można więc wnioskować, że ankietowe miary każdej z analizowanych grup podmiotów, a zwłaszcza przedsiębiorstw, powinny być traktowane jako ważny element zbioru informacji wykorzystywanych przy analizowaniu polityki pieniężnej i jej mechanizmu transmisji⁵⁹.

Ramka 4. Czy niskie oczekiwania inflacyjne zniechęcają konsumentów do dokonywania poważniejszych zakupów?⁶⁰

Oczekiwania inflacyjne konsumentów obniżały się od początku 2012 r.: w badaniu ankietowym nt. koniunktury konsumentek zmniejszał się odsetek respondentów spodziewających się w ciągu najbliższych 12 m-cy wzrostu cen oraz wzrastał odsetek konsumentów oczekujących stabilizacji cen. W czerwcu 2015 r. ok. 40% konsumentów spodziewało się stabilizacji cen, w porównaniu z jedynie ok. 5% spodziewających się przyspieszenia postrzeganego wzrostu cen. Odsetek konsumentów oczekujących spadku cen również zwiększył się, ale pozostał znikomy (poniżej 2%). W związku z tą tendencją oraz utrzymującą się ujemną dynamiką cen pojawiły się obawy, że konsumenci mogą odkładać zakupy w oczekiwaniu na spadki cen. Aby odpowiedzieć na pytanie czy istnieje takie ryzyko, przeanalizowano na poziomie mikro związek między oczekiwaniami inflacyjnymi konsumentów a ich gotowością do dokonywania poważniejszych zakupów.

Związek między oczekiwaniami inflacyjnymi a wydatkami gospodarstw domowych wynika z dwóch relacji ekonomicznych: równania konsumpcji, będącej funkcją m.in. stopy procentowej, oraz równania Fishera, które określa realną stopę procentową jako stopę nominalną pomniejszoną o oczekiwaną inflację. Zazwyczaj uważa się, że wzrostowi (spadkowi) oczekiwań inflacyjnych towarzyszy wzrost (spadek) poziomu konsumpcji w okresie

⁵⁹ Warto dodać, że symulacje z wykorzystaniem modelu MMPP, w którym stosuje się ankietowe miary oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw, pokazują, że wpływ zmian stopy proc. i kursu walutowego na inflację w Polsce jest silniejszy niż wynikałoby to z modelu, w którym nie używa się danych ankietowych. Współczynnik wyrzeczenia oszacowany w modelu MMPP zawierającym ankietowe miary oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw jest nieco niższy niż w modelu MMPP z oczekiwaniami inflacyjnymi spójnymi z modelem (więcej na ten temat w Łyziak, 2016a).

⁶⁰ W ramce wykorzystano wyniki badania przeprowadzonego przez F. Premika i E. Stanisławską (opis wyników w przygotowaniu).

bieżącym, przy czym silniejszy efekt jest spodziewany w przypadku dóbr trwałych niż nietrwałych (np. Bachmann *et al.*, 2015). Jednakże teoria nie daje jednoznacznej odpowiedzi na kierunek wpływu stopy procentowej (a przez to również oczekiwań inflacyjnych) na konsumpcję: końcowy wynik zależy m.in. od tego czy efekt substytucyjny i majątkowy wzrostu stopy procentowej przewyższy efekt dochodowy oraz czy uwzględni się wpływ niepewności na konsumpcję (Fernandez-Corugedo, 2004). Wpływ oczekiwań inflacyjnych na konsumpcję można zbadać jednak empirycznie.

Poniżej przedstawiamy wnioski płynące z badania związku między oczekiwaniami inflacyjnymi a gotowością konsumentów do dokonywania poważniejszych zakupów w Polsce. Wykorzystaliśmy dane z badania koniunktury konsumenckiej GUS, w którym respondenci deklarują oczekiwany kierunek i siłę zmian cen w ciągu najbliższego roku oraz oceniają bieżący okres jako odpowiedni lub nieodpowiedni do dokonywania poważniejszych zakupów (np. mebli, sprzętu elektrycznego, elektrotechnicznego). Związek między tymi zmiennymi ocenialiśmy na podstawie uporządkowanego modelu zmiennych jakościowych (z heteroskedastycznym składnikiem losowym), w którym gotowość do wydatków (tj. ocena bieżącego okresu jako odpowiedniego lub neutralnego lub nieodpowiedniego do dokonywania poważniejszych zakupów) była wyjaśniana oczekiwaniami inflacyjnymi respondenta oraz zbiorem zmiennych kontrolnych⁶¹. Wykorzystanie w analizie danych indywidualnych ogranicza potencjalne ryzyko endogeniczności w relacji między oczekiwaniami inflacyjnymi i gotowością do zakupów.

Wyniki badania potwierdzają, że oczekiwania inflacyjne statystycznie istotnie wpływają na gotowość konsumentów do ponoszenia większych wydatków, jednakże zależność między tymi zmiennymi nie jest liniowa, ani znacząca ilościowo⁶² (Tabela R4.1, kol. 2). Prawdopodobieństwo oceny bieżącego okresu jako odpowiedniego do dokonywania poważniejszych zakupów jest bardzo zbliżone dla konsumentów spodziewających się stabilizacji cen lub też ich wzrostu, natomiast większe dla konsumentów spodziewających się spadku cen (o ok. 4,5 pkt. proc.). Prawdopodobieństwo oceny, że bieżący okres jest nieodpowiedni do dokonywania poważniejszych zakupów jest najniższe dla konsumentów oczekujących braku zmian cen lub ich wzrostu w tempie zbliżonym do obecnego⁶³. Rośnie ono w przypadku oczekiwań spadku cen (o ok. 4,8 pkt. proc.), oczekiwań szybszego wzrostu cen (o ok. 3,2 pkt. proc.) i wolniejszego wzrostu cen (o ok. 1 pkt. proc.). Innymi słowy, konsumenci oczekujący wzrostu cen z większym prawdopodobieństwem niż ci oczekujący braku zmian cen deklarują, że obecny okres jest nieodpowiedni do dokonywania poważniejszych zakupów, zaś zdania konsumentów oczekujących spadku cen są podzielone: w tej grupie zarówno prawdopodobieństwo oceny bieżącego okresu jako odpowiedniego, jak i nieodpowiedniego do dokonywania poważniejszych zakupów jest wyższe w porównaniu z respondentami oczekującymi braku zmian cen⁶⁴.

Biorąc pod uwagę to, że udział konsumentów spodziewających się spadku cen jest nieznaczny w całej próbie⁶⁵, a w ostatnim okresie, tj. latach 2013-2015, największe przepływy były między grupami respondentów oczekujących szybszego wzrostu cen oraz braku zmian cen, można wnioskować, że spadek oczekiwań inflacyjnych wiązał się z

⁶¹ Cechy społeczno-demograficzne (płeć, wiek, stan cywilny, wykształcenie, rodzaj zajęcia, dochody, liczba osób w gospodarstwie domowym), ocena sytuacji gospodarstwa domowego respondenta (bieżąca i oczekiwana), ocena sytuacji gospodarczej kraju (bieżąca i oczekiwana, oczekiwania dot. bezrobocia), wskaźniki makroekonomiczne (inflacja, stopa procentowa, stopa bezrobocia, wyprzedzający wskaźnik ufności konsumentów).

⁶² Większy wpływ oczekiwań inflacyjnych na gotowość do dokonywania zakupów został uzyskany w modelu z mniejszą liczbą zmiennych kontrolnych, w szczególności z pominięciem oczekiwań respondenta odnośnie przyszłej sytuacji ekonomicznej kraju (więcej na ten temat w pracy Premik i Stanisławska, w przygotowaniu).

⁶³ Obecnie postrzeganego przez konsumenta.

⁶⁴ Ta grupa respondentów rzadziej wybiera odpowiedź neutralną („ani odpowiedni, ani nieodpowiedni okres”). Warto zaznaczyć, że konsumentów należących do tej grupy jest bardzo mało, co ma konsekwencje m.in. w postaci dużych błędów szacunku.

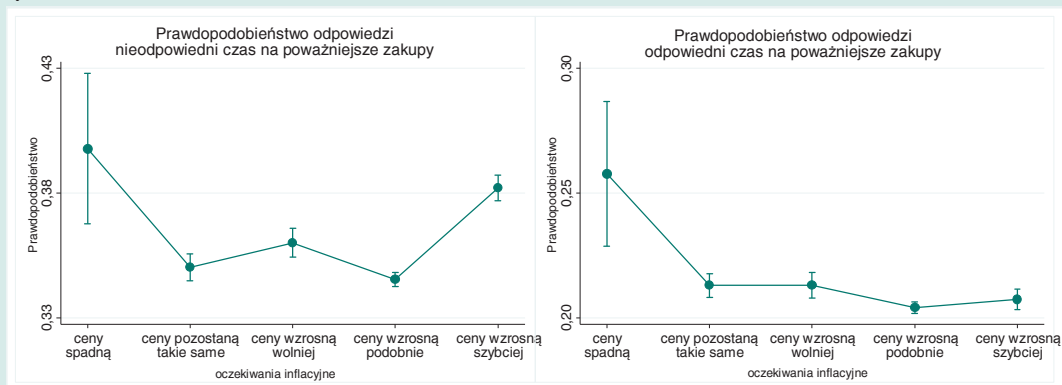
⁶⁵ Średnio w całej próbie jest to ok. 0,5%, a maksymalnie w miesięcznym badaniu to 1,6%.

niewielkim wzrostem gotowości do dokonywania poważniejszych zakupów⁶⁶. Jest to wynik niezgodny z intuicją przedstawioną na początku ramki, lecz obserwowany również w badaniach dla gospodarki USA (Bachmann *et al.*, 2015 oraz Burke i Ozdagli, 2013)⁶⁷. W literaturze można znaleźć trzy grupy wyjaśnień słabej i ujemnej zależności między oczekiwaniami inflacyjnymi konsumentów a ich gotowością do dokonywania zakupów:

- Pierwsza grupa argumentów dotyczy realnej stopy procentowej. Konsumentom mogą nie rozróżniać nominalnej i realnej stopy procentowej (iluzja realnej stopy procentowej; Bachmann *et al.* 2015) lub nie wykorzystują informacji o realnej stopie procentowej z powodu ograniczonej racjonalności (Maćkowiak i Wiederholt, 2012).
- Druga grupa argumentów odwołuje się do relacji między oczekiwaniami inflacyjnymi a oczekiwanym realnym dochodem. Burke i Ozdagli (2013) wskazują, że wzrost oczekiwań inflacyjnych może powodować obniżenie konsumpcji (obecnej i przyszłej) z powodu ich negatywnego wpływu na oczekiwany realny dochód. Efekt ten nie wystąpi jedynie jeżeli nominalny dochód konsumentów (na poziomie indywidualnym) będzie rósł co najmniej w tempie inflacji. Podobnie Bachmann *et al.* (2015) zauważają, że w warunkach sztywności płac nominalnych, wyższe oczekiwania inflacyjne obniżają oczekiwane przyszłe dochody gospodarstw domowych.
- Po trzecie, wyższe oczekiwania inflacyjne mogą wiązać się z większą niepewnością odnośnie polityki pieniężnej i zwiastować nadchodzenie gorszych czasów (Bachmann *et al.*, 2015). Na negatywny wpływ wzrostu niepewności na konsumpcję kładzie nacisk m.in. model oszczędności buforowych (Carroll, 1992, 1997).

Warto zauważyć, że większy wpływ na gotowość do dokonywania poważniejszych zakupów mają inne czynniki, takie jak sytuacja finansowa gospodarstwa domowego, ocena bieżącej sytuacji gospodarczej w kraju czy oczekiwania odnośnie bezrobocia.

Rysunek R4.1. Wpływ oczekiwań inflacyjnych na gotowość do wydatków na poważniejsze zakupy – teoretyczne prawdopodobieństwa.



Uwagi: Na wykresie pokazano teoretyczne prawdopodobieństwa (wraz z 95% przedziałem ufności) oceny bieżącego okresu jako odpowiedniego lub nieodpowiedniego do dokonywania poważniejszych zakupów, w zależności od oczekiwań inflacyjnych respondenta. Wyniki na podstawie uporządkowanego modelu probitowego z heteroskedastycznym składnikiem losowym oszacowanego na próbie 2004:01 – 2015:08.

Źródło: obliczenia własne.

⁶⁶ Ujemną zależność między oczekiwaniami inflacyjnymi a gotowością do dokonywania poważniejszych zakupów potwierdzają wyniki badania z wykorzystaniem ilościowej miary oczekiwań inflacyjnych (z dodatkowego pytania w ankiecie, w którym konsumenci są proszeni o podanie wartości oczekiwanych zmian cen). Model z ilościową miarą oczekiwań inflacyjnych jest łatwiejszy w interpretacji, ale istnieje wątpliwość na ile konsumenci są w stanie określić swoje oczekiwania w sposób ilościowy (por. Łyziak i Stanisławska, 2006).

⁶⁷ Dodatnia zależność między oczekiwaniami inflacyjnymi a bieżącymi wydatkami została wykazana dla Japonii przez Ichiue i Nishiguchi (2013) oraz Niemiec (D'Acunto *et al.*, 2015).

Tabela R4.1. Wpływ oczekiwań inflacyjnych na gotowość wydatków na poważniejsze zakupy – efekty krańcowe.

oczekiwania inflacyjne	Δ prawdopodobieństwa wyboru odpowiedzi		
	„odpowiedni czas na poważniejsze zakupy”	„ani odpowiedni, ani nieodpowiedni czas na poważniejsze zakupy”	„nieodpowiedni czas na poważniejsze zakupy”
ceny spadną	4,5***	-9,2***	4,8***
ceny będą rosły wolniej	0,0	-1,0**	1,0**
ceny będą rosły podobnie	-0,9***	1,4***	-0,5
ceny będą rosły szybciej	-0,6*	-2,6***	3,2***

Uwaga: Wartości w tabeli wskazują o ile pkt. proc. zmieni się to prawdopodobieństwo danej oceny bieżącego okresu, gdy zmienia się oczekiwania inflacyjne respondenta (punktem odniesienia jest oczekiwany brak zmian cen). Wyniki na podstawie uporządkowanego modelu probitowego z heteroskedastycznym składnikiem losowym oszacowanego na próbie 2004:01 – 2015:08. */**/** oznacza statystyczną istotność efektu krańcowego na poziomie 10%, 5% i 1%.

Źródło: obliczenia własne.

Wpływ stopy procentowej (a tym samym oczekiwań inflacyjnych) na konsumpcję może być różny w zależności od sytuacji finansowej konsumentów (Bachmann *et al.*, 2015; Fernandez-Corugedo, 2004). W przypadku dłużników efekt substytucyjny jest wzmacniany poprzez efekt majątkowy działający w tym samym kierunku: wzrost oczekiwań inflacyjnych prowadzi do wzrostu majątku netto tych gospodarstw domowych, co z kolei przekłada się na wzrost wydatków. Z kolei dla konsumentów posiadających dodatni majątek netto wzrost oczekiwań inflacyjnych wiąże się ze spadkiem ich majątku, co wpływa na spadek konsumpcji – efekt odwrotny do efektu substytucyjnego spowodowanego wzrostem oczekiwań inflacyjnych. Na tej podstawie można podejrzewać, że wpływ oczekiwań inflacyjnych na wydatki będzie silniejszy w przypadku zadłużonych konsumentów. Może się jednak zdarzyć, że nie będą oni w stanie zwiększyć swoich wydatków (do pożądanego poziomu) ze względu na brak dostępu do dalszego kredytu (Ichiue i Nishiguchi, 2013).

W celu sprawdzenia, czy wpływ oczekiwań inflacyjnych na skłonność do wydatków jest różny wśród konsumentów o odmiennej sytuacji finansowej, wykorzystaliśmy dodatkowe pytanie ankietowe, w którym konsumenci deklarowali czy obecnie (a) są w stanie powiększać swoje oszczędności, (b) wiążą koniec z końcem, (c) wydają oszczędności, (d) popadają w długi. Oszacowaliśmy model, analogiczny do przedstawionego powyżej, w którym reakcja gotowości do wydatków na oczekiwania inflacyjne zależy od sytuacji finansowej konsumentów: tego, czy są w stanie obecnie oszczędzać, czy też są zmuszeni wydawać oszczędności lub powiększać długi⁶⁸. Okazuje się, że oczekiwania inflacyjne mają większy wpływ na skłonność do wydatków w grupie konsumentów znajdujących się w dobrej sytuacji finansowej niż w złej (Tabela R4.2), co jest spójne z argumentacją Ichiue i Nishiguchi (2013). W grupie konsumentów powiększających oszczędności wyróżnia się zwłaszcza grupa respondentów oczekujących spadku cen – prawdopodobieństwo oceny bieżącego okresu jako nieodpowiedniego do dokonywania poważniejszych zakupów jest większe o ok. 8,2 pkt. proc. w porównaniu z konsumentami oczekującymi stabilizacji cen. Również konsumenci oczekujący szybszego wzrostu cen nieco częściej oceniają bieżący okres jako nieodpowiedni do poważniejszych zakupów (wzrost prawdopodobieństwa o 2,9 pkt. proc. w porównaniu do konsumentów oczekujących braku zmian cen). Warto zauważyć, że w przypadku konsumentów powiększających oszczędności nie występuje nieintuicyjny wzrost prawdopodobieństwa oceny bieżącego okresu jako odpowiedniego do dokonywania poważniejszych

⁶⁸ Bieżąca sytuacja finansowa gospodarstwa domowego jest najbliższym, choć niedoskonałym, *proxy* tego, czy gospodarstwo domowe jest dłużnikiem netto czy wierzycielem netto, jakie posiadamy. Dodatkowo, ze względu na niewielką liczebność gospodarstw domowych o najgorszej sytuacji finansowej, połączyliśmy dwie kategorie odpowiedzi: „wydajemy oszczędności” i „popadamy w długi”. Kategoria pośrednia (równoważenie się dochodów i wydatków) została pominięta.

zakupów dla konsumentów oczekujących spadku cen⁶⁹ (tak jak to ma miejsce w wynikach na całej próbie).

Tabela R4.2. Wpływ oczekiwań inflacyjnych na gotowość wydatków na poważniejsze zakupy wśród konsumentów o różnej sytuacji finansowej – efekty krańcowe

oczekiwania inflacyjne	Δ prawdopodobieństwa wyboru odpowiedzi		
	„odpowiedni czas na poważniejsze zakupy”	„ani odpowiedni, ani na poważniejsze zakupy”	„nieodpowiedni czas na poważniejsze zakupy”
dobra sytuacja finansowa: powiększanie oszczędności			
ceny spadną	1,2	-9,4***	8,2***
ceny będą rosły wolniej	-1,0*	-0,6	1,7***
ceny będą rosły podobnie	-3,0***	2,2***	0,8*
ceny będą rosły szybciej	-0,8	-2,1***	2,9***
przeciętna sytuacja finansowa: pokrywanie wydatków bieżącymi dochodami			
ceny spadną	6,2***	-8,8***	2,6
ceny będą rosły wolniej	0,3	-0,9**	0,6
ceny będą rosły podobnie	-0,2	2,1***	-1,8***
ceny będą rosły szybciej	-0,2	-2,9***	3,1***
zła sytuacja finansowa: korzystanie z oszczędności lub zaciąganie pożyczek			
ceny spadną	4,0	-8,2***	4,1
ceny będą rosły wolniej	0,6	-0,6	0,0
ceny będą rosły podobnie	-0,7	1,5***	-0,8
ceny będą rosły szybciej	-0,1	-2,8***	2,9***

Uwaga: Wartości w tabeli wskazują o ile pkt. proc. zmieni się to prawdopodobieństwo danej oceny bieżącego okresu, gdy zmienia się oczekiwania inflacyjne respondenta (punktem odniesienia jest oczekiwany brak zmian cen). Wyniki na podstawie uporządkowanego modelu probitowego z heteroskedastycznym składnikiem losowym oszacowanego na próbie 2004:01 – 2015:08. */**/** oznacza statystyczną istotność efektu krańcowego na poziomie 10%, 5% i 1%. Źródło: obliczenia własne.

Podsumowując, konsumenci oczekujący wzrostu cen deklarują mniejszą gotowość do dokonywania poważniejszych zakupów niż konsumenci spodziewający się stabilnych cen. Wpływ oczekiwań deflacyjnych jest niejasny: oczekiwania spadku cen wiążą się z wyższym prawdopodobieństwem oceny bieżącego okresu zarówno jako odpowiedniego jak i nieodpowiedniego do dokonywania poważniejszych zakupów (w porównaniu do konsumentów oczekujących stabilnych cen). Wpływ oczekiwań inflacyjnych na gotowość do wydatków jest nieco silniejszy w grupie konsumentów o dobrej sytuacji finansowej niż o złej.

3.4.3. Podstawowe charakterystyki modelu formułowania oczekiwań inflacyjnych⁷⁰

Wyniki badań procesu formułowania oczekiwań inflacyjnych w Polsce ogólnie potwierdzają konkluzje z poprzednich badań, wskazujących na odmienne modele kształtowania oczekiwań przez konsumentów, przedsiębiorstwa i analityków sektora finansowego (Łyziak, 2014). Oczekiwania inflacyjne konsumentów są kształtowane pod dominującym wpływem postrzeganej inflacji, podczas gdy oczekiwania pozostałych grup podmiotów są, w pewnym stopniu, antycypacyjne i znajdują się pod wpływem celu inflacyjnego NBP. W niniejszym rozdziale przedstawimy nowe wyniki empiryczne dotyczące formułowania oczekiwań

⁶⁹ Efekt krańcowy jest dodatni, ale statystycznie nieistotny.

⁷⁰ Wyniki prezentowane w niniejszym rozdziale są przedyskutowane bardziej szczegółowo w materiale: Łyziak (2016b).

inflacyjnych w Polsce, akcentując szczególnie zmiany modeli kształtowania oczekiwań w okresie kryzysu finansowego i niskiej inflacji.

Tabela 24 przedstawia błędy ankietowych miar oczekiwań inflacyjnych poszczególnych grup podmiotów. Biorąc pod uwagę pełną próbę trafność oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw i analityków sektora finansowego okazuje się wyraźnie niższa od błędów prognoz naiwnych, zaś oczekiwania inflacyjne konsumentów cechują się największymi błędami. W przypadku oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw i, w mniejszym stopniu, analityków sektora finansowego można zauważyć spadek błędów oczekiwań w okresie od upadku banku Lehman Brothers. W okresie tym oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw wydają się trafniejsze od oczekiwań inflacyjnych analityków sektora finansowego i od prognoz naiwnych, których błędy są porównywalne z błędami oczekiwań analityków sektora finansowego (a nawet nieznacznie od nich mniejsze).

Tabela 24. Błędy oczekiwań inflacyjnych w Polsce

Kategoria	Okres	Średni błąd absolutny (MAE)	Pierwiastek błędu średniokwadratowego (RMSE)
Oczekiwania inflacyjne konsumentów	2001:01-2015:08	2,51	3,06
	2001:01-2008:08	2,45	3,13
	2008:09-2015:08	2,58	2,97
Oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw	2001:01-2015:08	1,53	1,84
	2001:01-2008:08	1,74	2,06
	2008:09-2015:08	1,27	1,52
Oczekiwania inflacyjne analityków sektora finansowego	2001:01-2015:08	1,57	1,96
	2001:01-2008:08	1,58	2,03
	2008:09-2015:08	1,55	1,87
Prognoza naiwna	2001:01-2015:08	1,85	2,21
	2001:01-2008:08	2,11	2,49
	2008:09-2015:08	1,53	1,80

Uwaga: W przypadku powyższej analizy, jak również analiz prezentowanych w dalszych częściach tego rozdziału, szereg oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw, mający częstotliwość kwartalną, jest interpolowany na szereg o częstotliwości miesięcznej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS, NBP i Reuters.

Do przeanalizowania zmian mechanizmu formułowania oczekiwań inflacyjnych wykorzystujemy w pierwszym rzędzie hybrydowy model oczekiwań. W stosunku do standardowo wykorzystywanych wersji tego modelu, zawierających pojedyncze przybliżenie składowej ekstrapolacyjnej (oczekiwania statyczne lub adaptacyjne) i antycypacyjnej (przyszła inflacja lub cel inflacyjny banku centralnego), w estymowanych modelach bierzemy pod uwagę jedną zmienną ekstrapolacyjną, tj.: przeszłą inflację oraz dwie zmienne antycypacyjne, tj. przyszłą inflację oraz cel inflacyjny NBP.

Wyniki estymacji (Tabela 25) dla całego analizowanego okresu, tj. dla lat 2001-2015, wskazują, że sposób formułowania oczekiwań inflacyjnych jest zróżnicowany między rozpatrywanymi grupami podmiotów. Konsumentów kształtują swe oczekiwania pod dominującym wpływem percepcji inflacji bieżącej z bardzo

nieznaczną rolę celu inflacyjnego NBP. W przypadku oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw grupy formułujące oczekiwania w sposób ekstrapolacyjny i antycypacyjny są względnie podobne, zaś wśród przedsiębiorstw antycypacyjnych jest mniej więcej tyle samo przedsiębiorstw, których oczekiwania odpowiadają warunkowi nieobciążoności hipotezy racjonalnych oczekiwań i tych, których oczekiwania są równe celowi inflacyjnemu banku centralnego. Analitycy sektora finansowego w zdecydowanie mniejszym stopniu niż konsumenci i przedsiębiorstwa uzależniają swoje oczekiwania od bieżącej inflacji, z kolei waga celu inflacyjnego jest w tym przypadku ponad trzykrotnie większa niż waga przyszłej inflacji. Wskazuje to na silne zakotwiczenie oczekiwań inflacyjnych tej grupy podmiotów.

O ile sposób formułowania oczekiwań inflacyjnych konsumentów w okresie przed i po kryzysie pozostał relatywnie stabilny, o tyle w przypadku przedsiębiorstw i analityków sektora finansowego zaobserwować można interesujące zmiany. W przypadku analityków sektora finansowego waga celu inflacyjnego pozostała bez większych zmian, waga inflacji bieżącej zmniejszyła się do poziomu nieistotnego statystycznie, wzrosła natomiast grupa analityków formułujących oczekiwania zgodnie z hipotezą racjonalnych oczekiwań (warunkiem nieobciążoności). W przypadku przedsiębiorstw istotnie zmniejszyła się rola celu inflacyjnego w kształtowaniu tych oczekiwań, zwiększył się natomiast odsetek przedsiębiorstw formułujących oczekiwania w sposób racjonalny i statyczny. W powiązaniu z wcześniejszą konkluzją o istotnej roli oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw dla modelowania inflacji oznaczać to może większe znaczenie oczekiwań inflacyjnych, dostosowujących się lepiej do informacji mających wpływ na przyszłą inflację, w polskim mechanizmie transmisji polityki pieniężnej.⁷¹

Tabela 25. Czynniki wpływające na oczekiwania inflacyjne w Polsce, prosty model hybrydowy

Kategoria	Okres	Waga inflacji bieżącej	Waga inflacji przyszłej	Waga celu inflacyjnego NBP
Oczekiwania inflacyjne konsumentów	2001:01-2015:08	0,87	0,13	-
	2001:01-2008:08	0,91	0,09	-
	2008:09-2015:08	0,94	-	0,06
Oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw	2001:01-2015:08	0,48	0,35	0,17
	2001:01-2008:08	0,31	-	0,64
	2008:09-2015:08	0,59	0,31	0,10
Oczekiwania inflacyjne analityków sektora finansowego	2001:01-2015:08	0,15	0,19	0,66
	2001:01-2008:08	0,13	-	0,87
	2008:09-2015:08	-	0,15	0,85

Uwaga: W przypadku konsumentów zamiast inflacji bieżącej uwzględniamy inflację postrzeganą przez konsumentów.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS, NBP i Reuters.

Chcąc lepiej przeanalizować informacje makroekonomiczne wpływające na oczekiwania inflacyjne poszczególnych grup podmiotów zostały oszacowane dodatkowo hybrydowe modele oczekiwań inflacyjnych w wersji zaproponowanej w pracy Cerisola i Gelos (2009). Po stronie zmiennych objaśniających w tym modelu są: inflacja bieżąca, cel inflacyjny banku centralnego oraz różne zmienne mogące potencjalnie

⁷¹ Warto zauważyć, że podobny wniosek można wysnuć na podstawie oszacowań modelu strukturalnego QMOTR 2. Wyniki oszacowań krzywej Phillipsa pokazują, że w ostatnim okresie istotnie wzrósł stopień antycypacyjności inflacji.

wpływać na przyszłą inflację.⁷² Dekompozycja oczekiwań inflacyjnych na podstawie oszacowanych modeli tego typu pokazuje, że konsumenci, przedsiębiorstwa i analitycy sektora finansowego, formułują swe oczekiwania z wykorzystaniem różnych informacji (Rysunek 61, Rysunek 62, Rysunek 63). Na oczekiwania inflacyjne konsumentów dominujący wpływ ma percepcja inflacji bieżącej⁷³. Na pełnej próbie obserwacji wykazać też można niewielki wpływ kształtowania się kursu walutowego, produkcji przemysłowej i wynagrodzeń na poziom oczekiwań inflacyjnych konsumentów, podczas gdy rola celu inflacyjnego NBP okazuje się nieistotna statystycznie. W przypadku oczekiwań inflacyjnych analityków sektora finansowego i przedsiębiorstw cel inflacyjny odgrywa znacznie ważniejszą rolę aniżeli inflacja bieżąca. Obie grupy podmiotów przy formułowaniu oczekiwań uwzględniają krótkoterminową stopę procentową. Przedsiębiorstwa biorą ponadto pod uwagę informacje odnośnie produkcji przemysłowej.

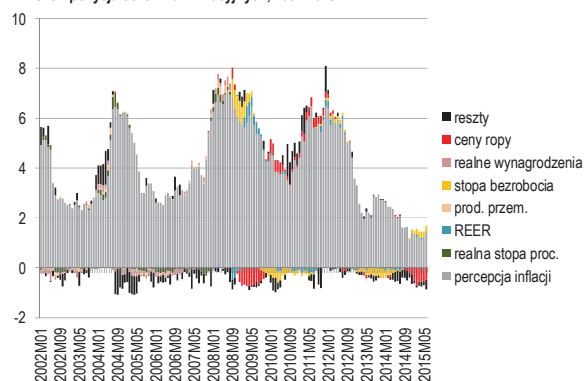
Porównując wyniki oszacowań powyższych równań w okresie przedkryzysowym i pokryzysowym dostrzec można, iż w latach 2008-2015 wzrosło znaczenie zmiennych realnych (produkcja przemysłowa, stopa bezrobocia, wynagrodzenia) przy formułowaniu oczekiwań inflacyjnych przez przedsiębiorstwa i analityków sektora finansowego. W przypadku przedsiębiorstw towarzyszył temu wprawdzie spadek znaczenia celu inflacyjnego NBP, ale jednocześnie oczekiwania te zaczęły silnie reagować na zmiany krótkoterminowej stopy procentowej. W przypadku analityków sektora finansowego rola celu inflacyjnego uległa wręcz wzmocnieniu (co nie było pokazywane przez proste modele hybrydowe oczekiwań). Pewne zmiany zaobserwowano także w przypadku oczekiwań inflacyjnych konsumentów, m.in. zaczęły one reagować na zmiany cen ropy naftowej, podobnie zresztą jak oczekiwania inflacyjne analityków sektora finansowego. Jednocześnie wpływ stopy procentowej na te oczekiwania osłabł, zwiększył się natomiast wpływ kursu walutowego (szerzej – por. Łyziak, 2016b).

⁷² Wśród tych ostatnich uwzględniliśmy, zgodnie z pracą Cerisola i Gesol (2009), następujące zmienne: lukę realnej stopy procentowej, lukę realnego kursu walutowego, lukę realnych wynagrodzeń, lukę bezrobocia, lukę produkcji przemysłowej, saldo pierwotne deficytu budżetowego, a także tempo wzrostu cen ropy na światowych rynkach. Stopień korelacji tych zmiennych nie jest na tyle wysoki, aby powodowała ryzyko współliniowości zmiennych objaśniających.

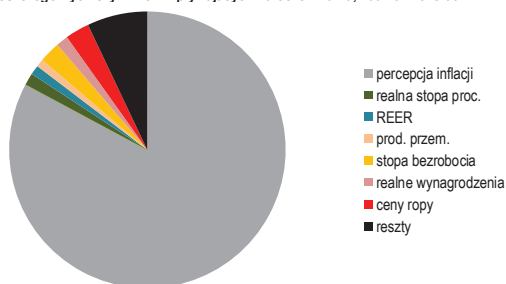
⁷³ Opinie konsumentów nt. zmian cen są tworzone na podstawie podkoszyka towarów i usług często kupowanych, przy czym ujemne zmiany cen elementów tego podkoszyka są ignorowane (Hałka i Łyziak, 2015).

Rysunek 61. Dekompozycja oczekiwań inflacyjnych konsumentów

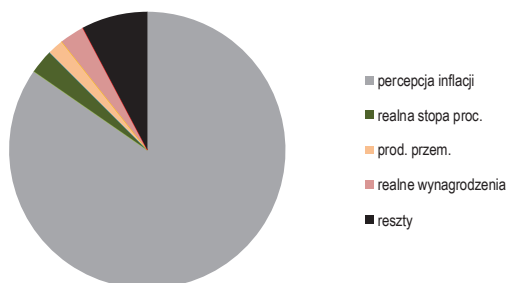
A. Dekompozycja oczekiwań inflacyjnych, 2002-2015



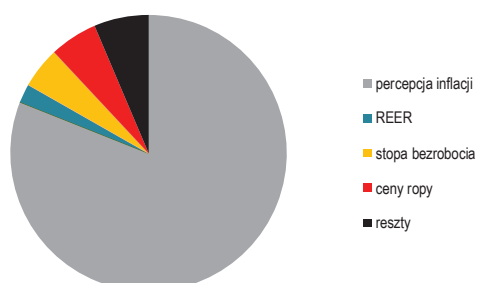
B. Wagi poszczególnych czynników wpływających na oczekiwania, 2002:01-2015:06



C. Wagi poszczególnych czynników wpływających na oczekiwania, 2002:01-2008:08



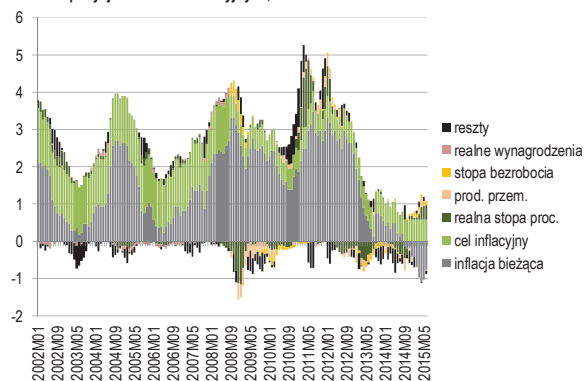
D. Wagi poszczególnych czynników wpływających na oczekiwania, 2008:09-2015:06



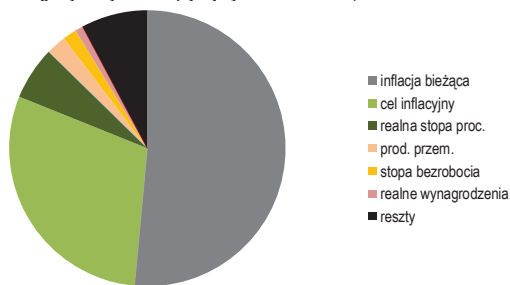
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Rysunek 62. Dekompozycja oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw

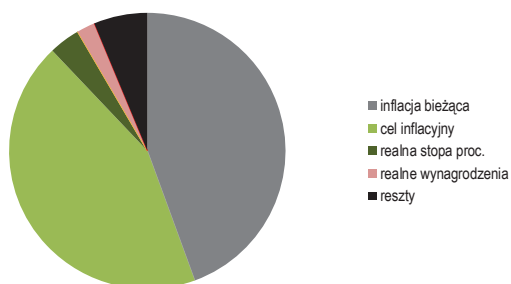
A. Dekompozycja oczekiwań inflacyjnych, 2002-2015



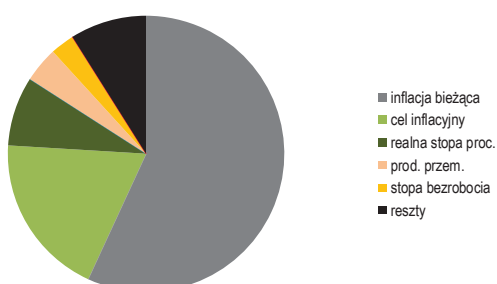
B. Wagi poszczególnych czynników wpływających na oczekiwania, 2002:01-2015:06



C. Wagi poszczególnych czynników wpływających na oczekiwania, 2002:01-2008:08

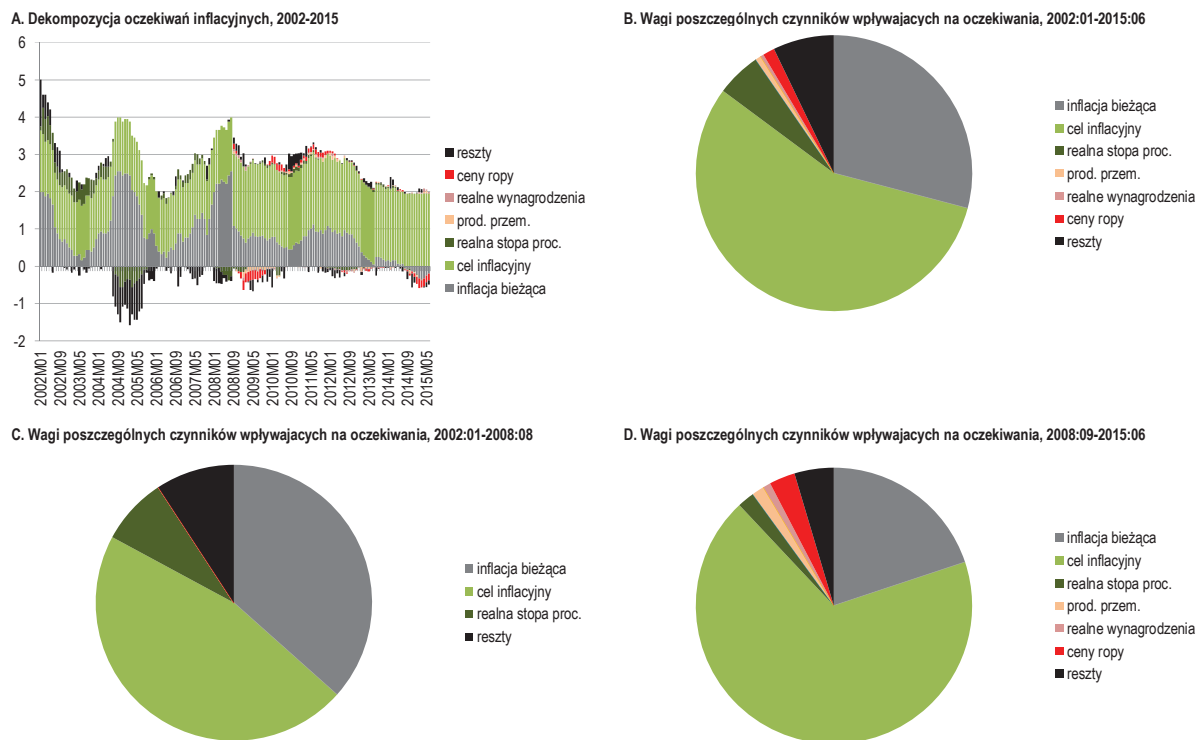


D. Wagi poszczególnych czynników wpływających na oczekiwania, 2008:09-2015:06



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS i NBP.

Rysunek 63. Dekompozycja oczekiwań inflacyjnych analityków sektora finansowego



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS i Reuters.

Wyniki z obu typów modeli hybrydowych wskazują zatem zgodnie, że model formułowania oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw i analityków sektora finansowego podlega w ostatnich latach istotnym zmianom. Wzrasta stopień antycypacyjności tych oczekiwań, w szczególności przez zwiększony wpływ zmiennych realnych i – w przypadku przedsiębiorstw – krótkoterminowej stopy procentowej na ich formułowanie.⁷⁴

Potwierdzeniem powyższych obserwacji są bieżące wyniki oszacowań wagi zachowań antycypacyjnych w jednym z wykorzystywanych przez nas modeli strukturalnych mechanizmu transmisji, QMOTR 2 (por. rozdział 2.2, Aneks 1). Na tle analogicznych szacunków poprzedniej wersji modelu (Kapuściński *et al.*, 2014) zwraca przede wszystkim uwagę wzrost stopnia antycypacyjności inflacji: waga przyszłej inflacji w krzywej Phillipsa zwiększyła się z 22% do 45% (Tabela 26).⁷⁵

⁷⁴ Nadmienić należy, że również wyniki testowania wymogu makroekonomicznej efektywności hipotezy racjonalnych oczekiwań wskazują, że sposób przetwarzania dostępnej informacji uległ wyraźnej poprawie w okresie po upadku Lehman Brothers. Szczegóły w Łyziak (2016b).

⁷⁵ Stopień antycypacyjności w krzywej Phillipsa oszacowanej dla okresu I kw. 1998 r. – III kw. 2008 r. wynosił 0,53.

Tabela 26. Stopień antycypacyjności w głównych zależnościach modelu QMOTR

	Model szacowany na próbie: I kw. 2000 r. - II kw. 2013 r.	Model szacowany na próbie: I kw. 2000 r. - II kw. 2015 r.
Luka popytowa	0,28	0,23
Krzywa Phillipsa	0,22	0,45
Realny efektywny kurs złotego deflowany HICP	0,96	0,88

Źródło: obliczenia własne.

Powyższe wyniki sugerują, że kanał oczekiwań może odgrywać coraz większą rolę w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Należy jednak zauważyć, że efekt wzrostu antycypacyjności oczekiwań inflacyjnych i inflacji może wynikać częściowo ze specyfiki okresu ostatnich lat, zdominowanego przez monotoniczny spadek inflacji z poziomu przekraczającego istotnie cel inflacyjny do wartości ujemnych.

3.4.4. Ocena stopnia zakotwiczenia oczekiwań na podstawie Ankiety Makroekonomicznej NBP

Pytania kierowane do uczestników Ankiety Makroekonomicznej NBP mają charakter probabilistyczny. Stwarza to możliwość wnioskowania o stopniu zakotwiczenia oczekiwań nie tylko na podstawie analizy punktowych prognoz centralnych, ale też na podstawie informacji zawartych w rozkładach prawdopodobieństwa, odzwierciedlających opinie uczestników badań ankietowych, w szczególności uwzględnienie niepewności towarzyszącej prognozom.

Ankieta Makroekonomiczna NBP została po raz pierwszy przeprowadzona w III kw. 2011 r. W początkowym okresie jej funkcjonowania, tj. do III kw. 2012 r., prognozy ekspertów były formułowane w warunkach inflacji powyżej górnej granicy pasma celu, następnie przez dwa kwartały w warunkach inflacji będącej na normalnym poziomie, a od 2013 roku – przy inflacji poniżej dolnej granicy pasma celu, przy czym od III kw. 2014 r. mamy do czynienia ze zjawiskiem deflacji. Analizowany okres jest zbyt krótki, aby formułować wnioski na bazie testów statystycznych, ale wydaje się, że można sformułować pewne hipotezy dotyczące stopnia zakotwiczenia oczekiwań i zaproponować metody monitorowania zmian, które mogą być istotne dla mechanizmu transmisji w przyszłości.

Pomimo dynamicznych zmian inflacji CPI, oczekiwania dotyczące średniego okresu (8 kwartałów) pozostawały dobrze zakotwiczone, na co wskazuje analiza prognoz punktowych i probabilistycznych, zarówno na poziomie indywidualnym, jak i zagregowanym. Symptomy odkotwiczenia dotyczące oczekiwań krótkookresowych obserwujemy od II kw. 2014 r. Istotne z punktu widzenia przyszłych zmian mechanizmu transmisji jest to, czy będzie to efekt krótkotrwały, czy też może ulec utrwaleniu. Wydaje się, że w tej sytuacji szczególnego znaczenia nabierze analizowanie oczekiwań na tle projekcji NBP.

Przejawy zakotwiczenia w prognozach punktowych

Zakotwiczenie indywidualnych prognoz punktowych przejawia się m.in. w tym, że choć informacje na temat aktualnego poziomu inflacji mają istotne znaczenie w przypadku prognoz dotyczących roku bieżącego, to tracą na znaczeniu wraz z wydłużaniem się horyzontu prognozy. Prognozy dotyczące 4- i 8-kwartalnego

horyzontu są dużo bliższe celowi inflacyjnemu. Są też bardziej stabilne, na co wskazuje niższe odchylenie standardowe i mniejsze różnice pomiędzy wartościami ekstremalnymi (Tabela 27).

Analogiczne tendencje obserwujemy analizując prognozy otrzymane w wyniku agregacji indywidualnych prognoz probabilistycznych. Rysunek 64 przedstawia relacje pomiędzy prognozami inflacyjnymi, reprezentowanymi przez mediany rozkładów zagregowanych, a inflacją bieżącą. O sile oddziaływania inflacji bieżącej informuje kąt nachylenia linii regresji. Dla horyzontu 4-kwartalnego jest on znacznie większy niż dla dalszych horyzontów. Warto zauważyć, że w przypadku horyzontu 8-kwartalnego mediany rozkładów zagregowanych pozostają w pasmie dopuszczalnych odchyień od celu inflacyjnego NBP bez względu na to, jaka jest inflacja bieżąca.

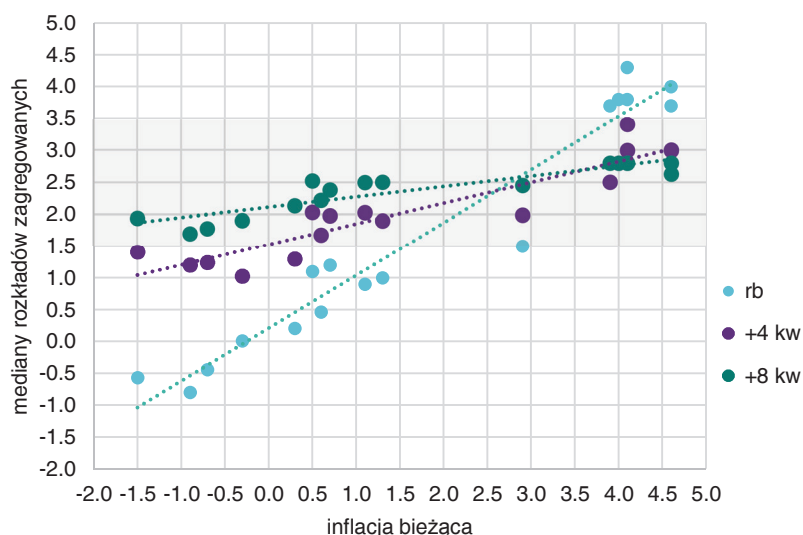
Tabela 27. Obserwowana inflacja a indywidualne prognozy centralne – porównanie statystyczne

	Inflacja bieżąca	Prognozy, rok bieżący	Prognozy, +4 kwartały	Prognozy, +8 kwartałów
średnia	1,71	1,74	2,06	2,43
mediana	1,10	1,10	2,00	2,50
maksimum	4,60	4,40	4,50	3,70
minimum	-1,50	-0,80	-0,72	0,80
odchylenie standardowe	2,03	1,66	0,78	0,46
liczba obserwacji	16	326	323	320

Uwaga: Inflacja bieżąca jest reprezentowana przez wskaźnik CPI kwartał do analogicznego kwartału roku poprzedniego opublikowany przed rozpoczęciem badania ankietowego. Indywidualna prognoza centralna to 50 centyl indywidualnego rozkładu.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS i NBP.

Rysunek 64. Zależność prognoz inflacji o różnych horyzontach od inflacji bieżącej



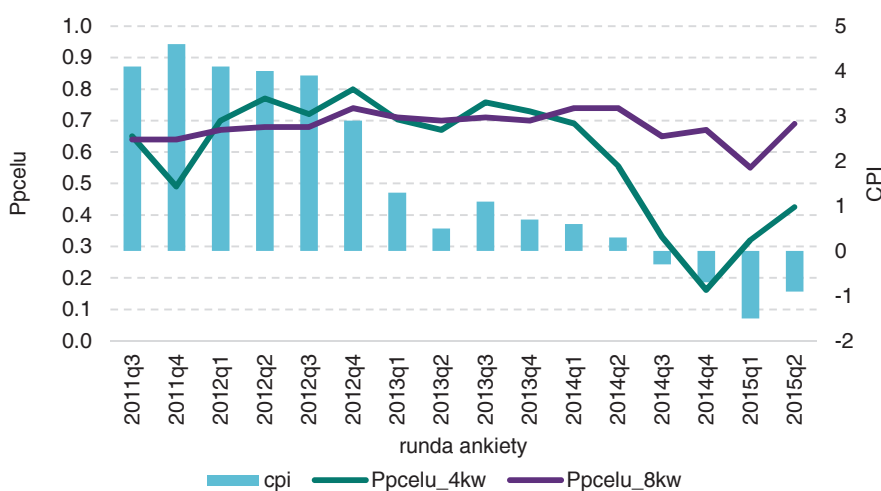
Uwaga: Inflacja bieżąca jest reprezentowana przez wskaźnik CPI kwartał do analogicznego kwartału roku poprzedniego opublikowany przed rozpoczęciem badania ankietowego.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS i NBP.

Wskaźniki zakotwiczenia w prognozach probabilistycznych

Wskaźnikiem służącym monitorowaniu zmian w stopniu zakotwiczenia publikowanym w raportach przedstawiających wyniki badań ankietowych jest prawdopodobieństwo pasma dopuszczalnych wahań wokół celu inflacyjnego (1,5%-3,5%). Na podstawie dotychczasowych doświadczeń można przyjąć, że dobrze zakotwiczonym oczekiwaniom odpowiada prawdopodobieństwo powyżej 0,6 (por. Rysunek 65).

Rysunek 65. Prawdopodobieństwo pasma dopuszczalnych wahań wokół celu inflacyjnego jako informacja o stopniu zakotwiczenia



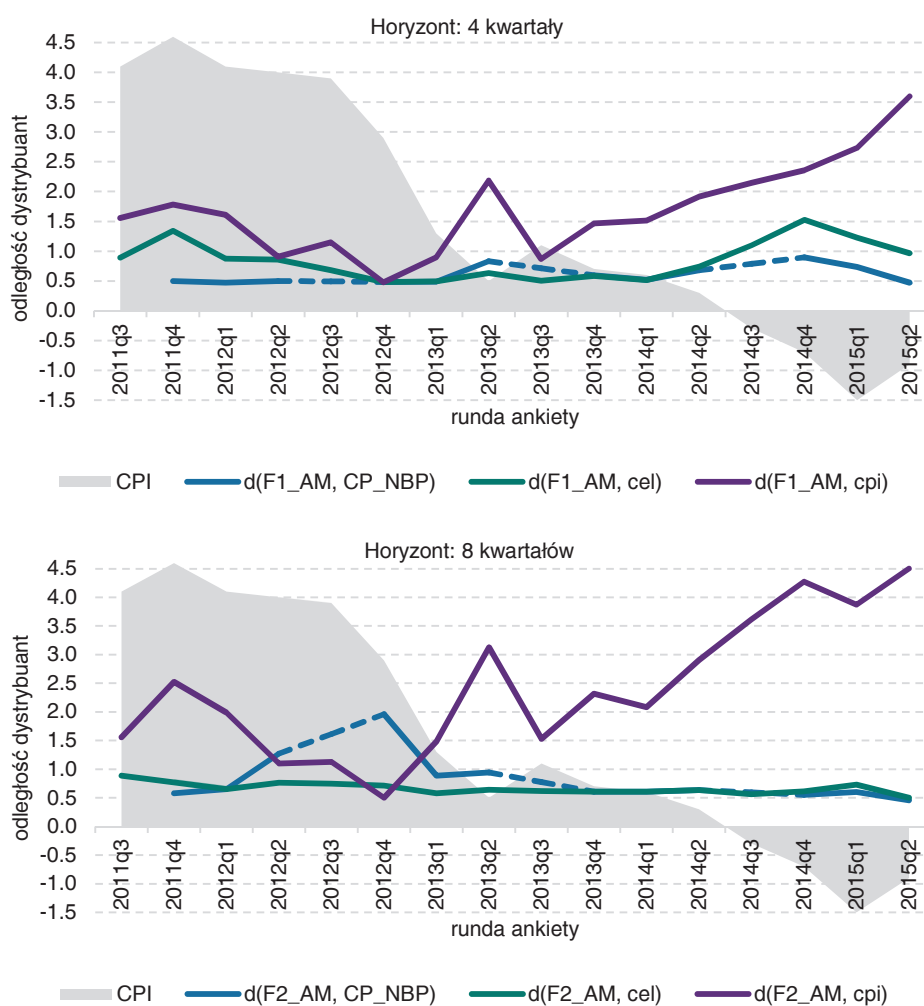
Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych NBP i GUS.

Dla potrzeb bardziej szczegółowych analiz zaproponowano też drugi wskaźnik, który mierzy odległość pomiędzy prognozami w postaci rozkładu prawdopodobieństw a punktowym celem inflacyjnym. Przez analogię do metod używanych do oceny trafności prognoz probabilistycznych (*Ranked Probability Score*) cel inflacyjny reprezentowany jest przez rozkład o prawdopodobieństwie skupionym w punkcie 2,5, tzn. o dystrybuancie w postaci funkcji Heavisida'ego ze skokiem w 2,5. Odległość prognozy probabilistycznej od celu inflacyjnego może być zatem określona jako odległość pomiędzy odpowiednimi dystrybuantami. W ten sam sposób obliczono też odległości od innych punktowych wielkości uwzględnionych przy porównaniach, tj. od inflacji bieżącej i projekcji centralnej z głównego modelu prognostycznego NBP. Rysunek 66 przedstawia, jak zmieniały się odległości prognoz probabilistycznych otrzymanych w wyniku agregacji indywidualnych rozkładów dla horyzontów 4 i 8 kwartałów. Obserwowane tendencje dotyczą również odległości indywidualnych rozkładów.

W przypadku oczekiwań o horyzoncie 4 kwartałów można zaobserwować kilka epizodów zarówno znacznego obniżenia się prawdopodobieństwa pasma celu, jak też wzrostu odległości od celu. Ekstrema wystąpiły w IV kw. 2011 r. i IV kw. 2014 r. Dla oceny ryzyka tych zmian dla przyszłej inflacji, ważny jest ich kontekst makroekonomiczny. Ryzyko jest znacznie mniejsze w sytuacjach, gdy zmiany oczekiwań następują pod wpływem tych samych szoków, które odpowiadają za zmiany projekcji NBP. Indikatorem ryzyka może być zatem odległość rozkładu reprezentującego oczekiwanie od projekcji centralnej NBP. We wspomnianych kwartałach (IV kw. 2011 r. i IV kw. 2014 r.) nastąpiło wprawdzie znaczne oddalenie się od celu, ale nie

towarzyszył temu istotny wzrost odległości od projekcji NBP (projekcja odchyłała się od celu inflacyjnego nawet nieco silniej).

Rysunek 66. Odległości (w sensie dystrybuant) zagregowanych prognoz probabilistycznych od celu inflacyjnego, inflacji bieżącej i projekcji centralnej NBP w kolejnych edycjach AM na tle CPI



Uwagi: $d(x,y)$ oznacza odległość dystrybuant x i y . F1_AM odnosi się do prognoz AM NBP o horyzoncie 4 kwartałów, F2_AM – prognoz AM NBP w horyzoncie 8 kwartałów, CP_NBP – ścieżki centralnej projekcji inflacji NBP.

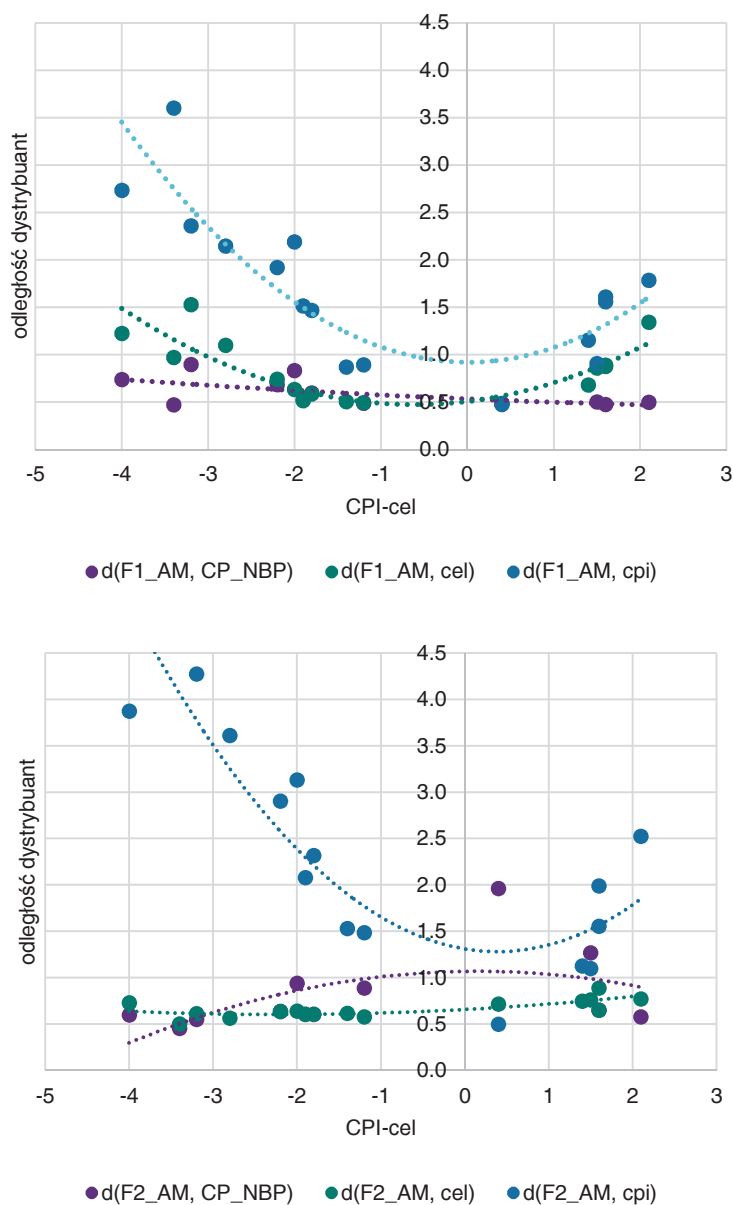
Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych NBP i GUS.

Wrażliwość na odchylenie inflacji bieżącej od celu – wnioski dla komunikacji

Pomimo optymistycznych wniosków co do zagrożeń dla inflacji ze strony oczekiwań, należy wziąć pod uwagę fakt, że stopień zakotwiczenia może zacząć szybko obniżać się po przekroczeniu pewnego progu wrażliwości na odchylenie inflacji bieżącej od celu, co pokazuje Rysunek 67, przedstawiający odległości prognoz probabilistycznych z AM dla horyzontu 4 kwartały.

Analiza odległości prognoz probabilistycznych z AM NBP od celu inflacyjnego NBP, projekcji NBP i inflacji bieżącej (Rysunek 67) pozwala sformułować pewne hipotezy dotyczące wagi publikacji projekcji. Wydaje się, że jest ona istotnym czynnikiem stabilizującym oczekiwania, zarówno dla krótkiego, jak i średniego horyzontu. Zwraca uwagę to, że przy znacznych odchyleniach inflacji bieżącej od celu odległość rozkładu reprezentującego oczekiwania uczestników AM NBP od projekcji jest dużo niższa niż przeciętnie, co może świadczyć o przywiązywaniu większej uwagi do prognoz NBP w trudnych czasach.

Rysunek 67. Odległości prognoz probabilistycznych z AM NBP od celu inflacyjnego NBP, projekcji NBP i inflacji w danym kwartale



Uwagi: $d(x,y)$ oznacza odległość dystrybuant x i y . F1_AM odnosi się do prognoz AM NBP w horyzoncie 4 kwartałów, F2_AM – prognoz AM NBP o horyzoncie 8 kwartałów, CP_NBP – ścieżki centralnej projekcji inflacji NBP.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych NBP i GUS.

3.5. Ocena efektywności wybranych kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej

Efektywność głównych zależności mechanizmu transmisji jest liczona na podstawie modeli wektorowej autoregresji. Zależy ona zarówno od oszacowań parametrów przy zmiennych tworzących poszczególne ciągi zależności w modelu, jak też od ich statystycznej istotności. Ciągi te są definiowane przez odpowiednie ustawienia zmiennych w modelu VAR. Definiujemy trzy ciągi zależności opisujące kanał kursu walutowego, kanał stopy procentowej oraz kanał kredytowy:

- Kanał kursu walutowego: WIBOR 1M → nominalny efektywny kurs walutowy → produkcja sprzedana przemysłu → kredyty i pożyczki złotowe udzielane przedsiębiorstwom i gospodarstwom domowym → CPI;
- Kanał stopy procentowej: WIBOR 1M → produkcja sprzedana przemysłu → kredyty i pożyczki złotowe udzielane przedsiębiorstwom i gospodarstwom domowym → CPI;
- Kanał kredytowy: WIBOR 1M → kredyty i pożyczki złotowe udzielane przedsiębiorstwom i gospodarstwom domowym → produkcja sprzedana przemysłu → CPI.

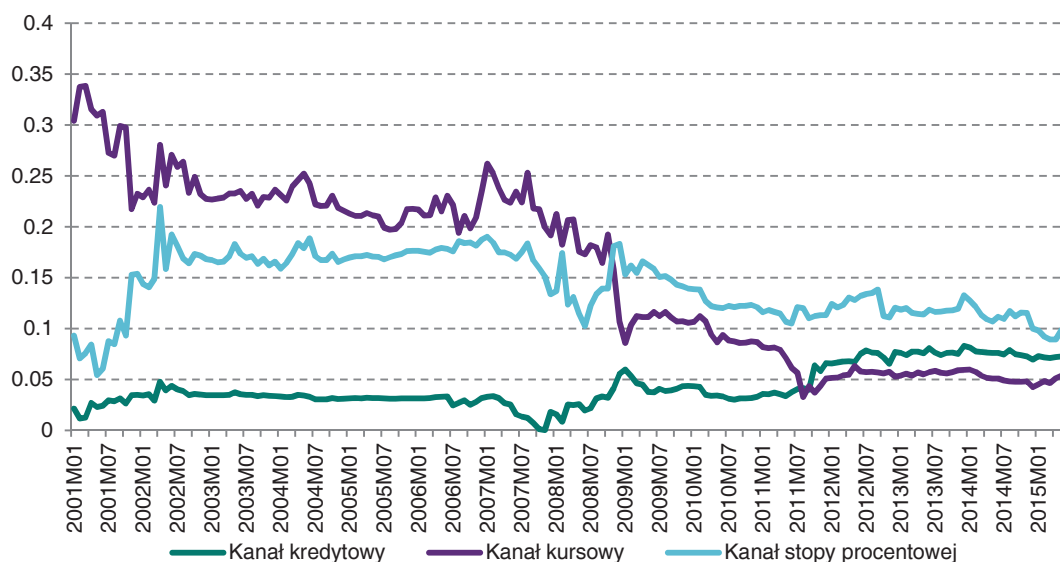
W tej metodzie nie jest możliwe precyzyjne oddzielenie efektów oddziaływania stopy procentowej od efektów kredytowych. W efektywność działania stopy procentowej jest wpisana zależność popytu na kredyty od zmian w sferze realnej. Natomiast w ciągu zależności opisujących efekty kanału kredytowego, udzielone kredyty (wypadkowa podaży i popytu), mają bezpośredni wpływ na sferę realną, czyli również na popyt na kredyty. Zatem efekty kanału kredytowego mogą zawierać znaczącą część efektów przypisanych kanałowi stopy procentowej. Efektywność kanału kredytowego została skorygowana (pomniejszona) o wartość efektów popytowych przypisanych do kanału stopy procentowej. Metodę badania efektywności mechanizmu transmisji przedstawiono w Aneksie 2.

Badanie efektywności wybranych kanałów mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce (Rysunek 68), wskazuje, że do listopada 2008 r. najbardziej skuteczne było działanie kanału kursowego. Efektywność oddziaływania ciągu zależności związanych z kursem walutowym zmniejsza się trwale pod wpływem zmian strukturalnych, ponadto zmienia się w zależności od przebiegu cyklu koniunkturalnego. Zaburzeniem strukturalnym była zmiana reżimu kursowego, tj. upłynnienie kursu złotego w 2000 r. Po dwóch latach od upłynnienia złotego efektywność kanału kursowego spadła o połowę. Natomiast zaburzeniem cyklu koniunkturalnego było wstąpienie Polski do Unii Europejskiej (przy niezmiennym reżimie kursowym), co spowodowało jedynie przejściowe zaburzenia efektywności kanału kursowego. Z kolei kryzys finansowy, w ciągu trzech miesięcy od jego wybuchu (od października 2008 r. do stycznia 2009 r.), gwałtownie, bo aż o 55%, obniżył efektywność tego kanału. Wtórne efekty kryzysu były widoczne do końca 2011 r. W sumie, z dokładnością do zmian zachodzących pod wpływem składowej cyklicznej, efektem kryzysu finansowego był spadek efektywności oddziaływania kursu o ponad 70%. Obniżony poziom efektywności utrzymał się do września 2015 r. (koniec próby) i nic nie wskazuje na jej odbudowę. Sugeruje to strukturalny charakter zmian efektywności i jest związane zarówno z obniżonym efektem przeniesienia zmian kursu walutowego na ceny konsumpcyjne, jak też z niewielkim wpływem kursu na sferę realną, co z kolei łączy się z dominującą rolą popytu zewnętrznego i popytu krajowego w wyjaśnianiu przyrostów wolumenu eksportu i importu.

Efektywność kanału stopy procentowej wzrosła istotnie po wprowadzeniu strategii bezpośredniego celu inflacyjnego w Polsce i może być interpretowana jako przejaw rozwoju sektora pośrednictwa finansowego, oraz wzrostu wiarygodności banku centralnego. Od 2002 r. aż do upadku Lehman Brothers efektywność tego kanału praktycznie nie zmieniła się, a obserwowane fluktuacje były głównie powiązane ze zmianami koniunktury. Kryzys finansowy, podobnie jak w przypadku kanału kursowego obniżył efektywność kanału stopy procentowej o 44%. Od końca 2011 r. do września 2015, z dokładnością do składowej koniunkturalnej, efektywność ta pozostaje niezmienną.

Efekty kanału kredytowego były do czasu kryzysu finansowego niewielkie. Skuteczność działania tego kanału była 5-6 razy mniejsza niż skuteczność kanału stopy procentowej. Jedną z przyczyn takiego stanu była nadpłynność w sektorze bankowym, ograniczająca skuteczność oddziaływania NBP na wartość udzielanych kredytów. W tym samym kierunku oddziaływał 16-17% udział kredytów walutowych w ogólnej wartości udzielanych kredytów. Podczas kryzysu relatywnie wzrosła skuteczność kanału kredytowego (była jednak nadal mniejsza niż efektywność działania stopy procentowej) i w pierwszym okresie dostosowywania się gospodarki do nowych warunków (do końca 2010 r.) utrzymywała się na prawie niezmiennym poziomie, przy jednoczesnym obniżaniu efektywności działania stopy procentowej i kursu walutowego. Wraz z wprowadzaniem regulacji ostrożnościowych (w tym również ograniczających dostępność kredytów walutowych), kredyty zaczęły odgrywać coraz większą rolę w mechanizmie transmisji monetarnej, szczególnie od połowy 2011 r.

Rysunek 68. Efektywność głównych ciągów zależności transmisji monetarnej w Polsce



Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie

Obraz mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce, uzyskany na podstawie wyników najnowszych badań, jest spójny z obrazem przedstawionym w poprzednim raporcie (Kapuściński *et al.*, 2014). Siła reakcji aktywności gospodarczej i inflacji na zmiany krótkoterminowych stóp procentowych pozostaje względnie stabilna, choć zmienia się relatywna siła poszczególnych kanałów transmisji. Podtrzymujemy wniosek o trwałym obniżeniu efektów przeniesienia zmian kursu walutowego na ceny konsumpcyjne i dostarczamy nowych przesłanek na poparcie wniosku o wzroście stopnia antycypacyjności w gospodarce. Wzrost antycypacyjności w gospodarce, wraz ze wzrostem znaczenia kredytu w mechanizmie transmisji, wykazany w niniejszym raporcie, niejako kompensują osłabienie innych zależności mechanizmu transmisji, zwłaszcza kanału kursu walutowego.

Przeprowadzona analiza rozszerza wiedzę o mechanizmie transmisji polityki pieniężnej w Polsce w kilku szczegółowych wymiarach.

- Po pierwsze, pokazując istotną rolę kredytu w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej, testujemy nową koncepcję funkcjonowania kanału kredytów bankowych, zgodnie z którą polityka pieniężna wpływa na siłę bilansów banków komercyjnych, a wskutek tego – na podaż kredytu. Wykazujemy istnienie tak rozumianego kanału kredytów bankowych w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej w Polsce.
- Po drugie, analizując kształtowanie się stóp oprocentowania kredytów czynimy to zarówno z perspektywy dekompozycji składowych ryzyka zawartego w stopach procentowych, jak też z punktu widzenia kosztu finansowania banków. Proponujemy wskaźnik kosztu finansowania banków, który wydaje się lepiej odzwierciedlać zmiany koszty krańcowego banków komercyjnych niż stopa rynku międzybankowego WIBOR 3M.
- Po trzecie, zwracamy uwagę na istotną rolę oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw – zarówno jako czynnika determinującego faktyczną inflację, jak też jako elementu mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Pokazujemy, że zmiany modelu formułowania oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw, świadczące o większej antycypacyjności tych oczekiwań i ich reagowaniu na zmiany stóp procentowych, potencjalnie udrażniają ważny kanał mechanizmu transmisji, związany z zarządzaniem oczekiwaniami.
- Po czwarte, analizujemy cykliczne własności mechanizmu polityki pieniężnej w ramach całościowego modelu strukturalnego. W szczególności, pokazujemy, że zarówno reguła polityki pieniężnej, jak też mechanizm transmisji jej impulsów różnią się między wyodrębnionymi fazami cyklu koniunkturalnego. W fazie ożywienia reakcja inflacji na decyzje polityki pieniężnej jest silniejsza i szybsza niż w fazie recesji. Częściowo może to być związane z różnicami cyklicznymi w funkcji reakcji banku centralnego – w okresach recesji zmiany stopy procentowej mają bowiem charakter bardziej uporczywy (wyższe wygładzenie stóp procentowych) niż w okresach ożywienia.
- Po piąte, pokazujemy, że efektów polityki pieniężnej nie można rozpatrywać tylko z punktu widzenia zmian krótkoterminowych stóp procentowych. Analizując *spready* na rynku pieniężnym pokazujemy

znaczenie polityki zarządzania płynnością przez bank centralny, którą przybliża zaproponowany indeks zarządzania płynnością. Z kolei dla kształtowania się rentowności obligacji, cen akcji, kursu walutowego i oczekiwań (odnośnie stóp procentowych i inflacji) istotne znaczenie ma polityka komunikacyjna banku centralnego. Szczególne miejsce w tej polityce zajmuje publikowanie przez bank centralny projekcji inflacji, które – szczególnie w okresach dużej niepewności – stają się ważnym punktem odniesienia dla profesjonalnych prognostów w formułowaniu ich krótko- i średnioterminowych oczekiwań inflacyjnych.

Wyrażamy nadzieję, że powyższe wnioski przyczyniają się do lepszego rozumienia mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce, otwierając równocześnie perspektyw dalszych badań i pole do naukowej dyskusji, do której zapraszamy Czytelników niniejszego raportu.

Literatura przywołana

Ahmed S., Appendino M., Ruta M. (2015), *Global value chains and the exchange rate elasticity of exports*, IMF Working Paper, 15252, International Monetary Fund.

Arellano, M., Bover, O. (1995). *Another look at the instrumental variable estimation of error-components model*, *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.

Argov E., Binyamini A., Elkayam D., Rozenshtrom I. (2007), *A Small Macroeconomic Model to support inflation targeting in Israel*, MPRA Paper no 4784, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/4784/>.

Arias J. E., Caldara D., Rubio-Ramirez J. F. (2015), *The systematic component of monetary policy in SVARs: an agnostic identification procedure*, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper No 1131.

Arias J. E., Rubio-Ramirez J. F., Waggoner D. F. (2014), *Inference based on SVARs identified with sign and zero restrictions: theory and applications*, mimeo.

Arnold, I., Vrugt, E. (2004), *Firm size, industry mix and the regional transmission of monetary policy in Germany*, *German Economic Review* 5(2): 35–59.

Auclert, A. (2015), *Monetary policy and the redistribution channel* (http://www.princeton.edu/~aauclet/mp_redistribution.pdf).

Bachmann R., Berg T. O., Sims E. R. (2015) *Inflation expectations and readiness to spend : cross-sectional evidence*, *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(1), 1–35.

Bagliano F. C., Favero, C. A. (1998), *Information from financial markets and VAR measures of monetary policy*, *European Economic Review*, Volume 43, Issues 4–6, April 1999, 825–837.

Barakchian S. M., Crowe, C. (2010), *Monetary policy matters: new evidence based on a new shock measure*, IMF Working Paper 10/230.

Barth, M. J., Ramey, V. A. (2000), *The cost channel of monetary transmission*, NBER Working Paper, 7675.

Bates S., Vaugirard V. (2009), *Monetary transmission channels around the subprime crisis: the US experience*, *Global Economy and Finance Journal*, 2, 138-156.

Beaudry, P., Nam D., Wang J. (2011), *Do mood swings drive business cycles and is it rational?*, NBER Working Papers, 17651.

Bernanke, B.S., Blinder, A.S. (1988), *Credit, money, and aggregate Demand*, NBER Working Paper, 2534.

Bijlsma, M. J., Zwart, G. T. J. (2013), *The changing landscape of financial markets in Europe, the United States and Japan*, Bruegel Working Paper, 2013/02.

Borio C., Gambacorta L., Hofmann B. (2015), *The influence of monetary policy on bank profitability*, BIS Working Paper, 514.

Borio C., Zhu H. (2008), *Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?*, BIS Working Paper, 268.

Bridges J., Gregory D., Nielsen M., Pezzini S., Radia A., Spaltro M., (2014), *The impact of capital requirements on bank lending*, Working Paper, 486, Bank of England.

Bruno C., Shin H. S. (2014), *Cross-border banking and global liquidity*, BIS Working Paper, 458.

Brzoza-Brzezina M, Kolasa, M., Szetela, M., (2015), *Czy Polsce grozi pułapka deflacyjna?*, *Materiały i Studia*, 320, Narodowy Bank Polski.

-
- Burke M. A., Ozdagli A. (2013), *Household inflation expectations and consumer spending: evidence from panel data*, Federal Reserve Bank of Boston Working Papers, 13-25.
- Carabenciov I., Ermolaev I., Freedman C., Juillard M., Kamenik O., Korshunov D., Laxton D. (2008), *A Small quarterly projection model of the US economy*, IMF Working Paper, 08/278.
- Carlino, G., DeFina, R. (1998), *The differential regional effects of monetary policy*, Review of Economics and Statistics, 80(4), 527–587.
- Carroll C. (1992), *The buffer-stock theory of saving: some macroeconomic evidence*, Brookings Papers on Economic Activity, 1992:2, 61-156.
- Cenedese, G., Payne, R., Sarno, L., Valente, G. (2015), *The relation between stock and currency returns* (<http://bankunderground.co.uk/2015/09/04/the-relation-between-stock-and-currency-returns/>).
- Cerisola, M., Gelos G (2009), *What drives inflation expectations in Brazil? An empirical analysis*, Applied Economics, 41(10), 1215-1227.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.L. (1999), *Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?*, w: J.B. Taylor, M. Woodford [red.], Handbook of Macroeconomics, I, North-Holland.
- Cloyne, J., Thomas, R., Tuckett, A., Wills, S. (2015), *A sectoral framework for analysing money, credit and unconventional monetary policy*, Working Paper, 556, Bank of England.
- Cochrane, J. (1994), *Shocks*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 41, 295-364.
- Cukierman, A., Hercowitz, Z. (1989), *Oligopolistic financial intermediation, inflation and the interest rate spread*. Foerder Institute for Economic Research, Tel-Aviv University, Working Paper, 17-89.
- Czapiński J., Panek T. (2014), *Diagnoza społeczna 2013*.
- D’Acunto F., Hoang D., Weber M. (2015), *Inflation expectations and consumption expenditure*, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2572034.
- Dedola, L., Lippi, F. (2005), *The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries*, European Economic Review, 49(6), 1543–1569.
- De Gregorio, J., Sturzenegger, F. (1997), *Financial markets and inflation under imperfect information*, Journal of Development Economics, 54(1), 149–168.
- Demchuk O., Łyziak T., Przystupa J., Sznajderska A., Wróbel E. (2012), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2011 roku?*, Materiały i Studia, 270, Narodowy Bank Polski.
- Denderski, P., Paczos W. (2015), *Asymmetric financial integration bank ownership and monetary policy in emerging economies*, NBP Working Paper, 218, Narodowy Bank Polski.
- Diebold F. X., Mariano R. S. (1995), *Comparing predictive accuracy*, Journal of Business and Economic Statistics, 13, 253-63.
- Disyatat, P. (2010), *The bank lending channel revisited*, BIS Working Paper, 297.
- Drehmann M., Juselius M. (2012), *Do debt service costs affect macroeconomic and financial stability?*, BIS Quarterly Review, September 2012.
- ECB (2013), *Assessing the retail bank interest rate pass-through in the euro-area at times of financial fragmentation*, EBC Monthly Bulletin, August 2013.
- Égert B., MacDonald R. (2008), *Monetary transmission mechanism in Central and Eastern Europe: surveying the surveyable*, OECD Economics Department Working Papers, 654, OECD Publishing.
- Ehrmann M., Gambacorta L., Martínéz P. J., Sevestre P., Worms A. (2001), *Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*, Working Paper, 105, European Central Bank.

- Fase M. M. G. (1995), *The demand for commercial bank loans and the lending rate*, *European Economic Review*, 39(1), 99-115.
- Fernandez-Corugedo R. (2004), *Consumption theory*, *Handbooks in Central Banking*, 23, CCBS, Bank of England.
- Filardo A. J. (1998), *New evidence of the output cost of fighting inflation*, *Economic Review*, 83(3), 33-61.
- Forbes K., Hjortsoe I., Nenova T. (2015), *The shocks matter: improving our estimates of exchange rate pass-through*, Bank of England, External MPC Unit Discussion Paper, 43.
- Frisancho-Mariscal I. B., Howells P. (2010), *Interest rate pass-through and risk*, University of the West of England, Centre for Global Finance, Working Paper Series, 07/10.
- Gagnon J. E., Ihrig J. (2004), *Monetary policy and exchange rate pass-through*, *International Journal of Finance and Economics*, 9(4), 315-338.
- Galí J. (2015), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*, Princeton University Press.
- Georgiadis G. (2012), *Towards an explanation of cross-country asymmetries in monetary transmission*, Discussion Paper, 07/2012, Deutsche Bundesbank.
- Gertler M., Karadi, P. (2014), *Monetary policy surprises, credit costs and economic activity*, NBER Working Paper, 20224.
- Gilchrist S., Zakrajsek E. (2015), *Customer markets and financial frictions: implications for inflation dynamics* (<https://www.kansascityfed.org/~media/files/publicat/sympos/2015/econsymposium-gilchristzakrajsek-paper.pdf?la=en>).
- Grabek G., Kłos B. (2013), *Unemployment in the estimated New Keynesian SoePL-2012 DSGE model*, NBP Working Paper, 144, Narodowy Bank Polski.
- Grabek G., Kłos B., Koloch G. (2010), *SOEPL-2009. Model DSGE malej otwartej gospodarki estymowany na polskich danych*, *Materiały i Studia NBP*, 251, Narodowy Bank Polski.
- Gradzewicz M., Growiec J., Hagemeyer J., Popowski P. (2010), *Cykl koniunkturalny w Polsce – wnioski z analizy spektralnej*, *Bank i Kredyt*, 41(5), 41-76.
- Gurkaynak R. S., Sack B., Swanson E. R. (2005), *Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements*, *International Journal of Central Banking*, May 2005.
- Hałka A., Łyziak T. (2015), *How to define the Consumer Perceived Price Index? An application to Polish data*, *Eastern European Economics*, 53(1), 39-56.
- Harvey A. C. (1991), *The Econometric Analysis of Time Series*, Cambridge, Mass. MIT Press.
- Havránek T., Rusnák M. (2013), *Transmission lags of monetary policy: a meta-analysis*, *International Journal of Central Banking*, December 2013.
- Hayo B., Uhlenbrock B. (1999), *Industry effects of monetary policy in Germany*, Center for European Integration Studies Working Paper.
- Hülsewig O., Winker P., Worms A. (2001), *Bank lending and the transmission of monetary policy: a VECM analysis for Germany*, International University in Germany Working Paper, 08.
- Huttl P. (2015), *Foreign loan hangovers and macro-prudential measures in Central Eastern Europe* (<http://bruegel.org/2015/10/foreign-loan-hangovers-and-macro-prudential-measures-in-central-eastern-europe/>).

-
- Ichiue H., Nishiguchi S. (2013), *Inflation expectations and consumer spending at the zero lower bound: micro evidence*, Bank of Japan Working Paper Series, 13-E-11, Bank of Japan.
- Illes A., Lombardi M., Mizen P. (2015), *Why did bank lending rates diverge from policy rates after the financial crisis?* BIS Working Papers, 486, Bank for International Settlements.
- Jakab, Z., Kumhof, M. (2015), *Banks are not intermediaries of loanable funds – and why this matters*, Working Paper, 529, Bank of England.
- Kakes J. (2000), *Monetary Transmission in Europe: The Role of Financial Markets and Credit*, Cheltenham, Edward Elgar.
- Kapuściński M. (mimeo), *Does the bank lending channel work in Poland?*
- Kapuściński M. (2015), *Monetary policy and financial asset prices in Poland*, NBP Working Paper, 216, Narodowy Bank Polski.
- Kapuściński M., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Sznajderska A., Wróbel E. (2014), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2013 roku?* Materiały i Studia, 306, Narodowy Bank Polski.
- Kelm R. (2016), *Import, eksport i kurs złotego z perspektywy skointegrowanego modelu VAR [tytuł roboczy]*, w przygotowaniu.
- Kocięcki A. (2016), *Fully Bayesian analysis of SVAR models under zero and sign restrictions*, mimeo
- Krugman P. (1999), *Balance sheets, the transfer problem, and financial crises*, International Tax and Public Finance, 6, 459-472.
- Łyziak T. (2013), *Formation of inflation expectations by different economic agents. The case of Poland*, Eastern European Economics, 51(6), 5-33.
- Łyziak T. (2016a), *Survey measures of inflation expectations: Are they relevant from the macroeconomic perspective?*, NBP Working Papers, 234, Narodowy Bank Polski.
- Łyziak T. (2016b), *The impact of financial crisis and low inflation environment on short-term inflation expectations in Poland*, NBP Working Papers, 235, Narodowy Bank Polski..
- Łyziak T., Stanisławska E. (2006), *Consumer inflation expectations. Survey questions and quantification methods – the case of Poland*, NBP Paper, 26, National Bank of Poland.
- Macias P., Makarski K. (2013), *Stylizowane fakty o cenach konsumenta w Polsce*, Materiały i Studia, 295, Narodowy Bank Polski.
- Maćkowiak B., Wiederholt M. (2012), *Business cycle dynamics under rational inattention*, <http://www.wiwi.uni-frankfurt.de/professoren/macro/RationalInattentionDSGE.pdf>.
- Marczewski K., Chojna J., Duchnowska E. (2014), *Ceny w handlu zagranicznym Polski. Aspekty makro- i mikroekonomiczne*, Dom Wydawniczy ELIPSA, Warszawa.
- Marzec J., Pawłowska M. (2011), *Racjonowanie kredytów a substytucja między kredytem kupieckim i bankowym – badania na przykładzie polskich przedsiębiorstw*, Materiały i Studia, 261, Narodowy Bank Polski.
- Mateju J. (2014), *Explaining the strength and efficiency of monetary policy transmission: a panel of impulse responses from a time-varying parameter model*, Working Paper Series, 4/2014, Czech National Bank.
- Mayer T. (1996), *Prawda Kontra Precyzja w Ekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- McLeay M., Radia A., Thomas R. (2014), *Money creation in the modern economy*, Quarterly Bulletin, 2014Q1, Bank of England.
- MFW (2014), *IMF Country Report*, 14/174.

Ming Chien L., Piger J. (2002), *Is the response of output to monetary policy asymmetric? Evidence from a regime-switching coefficients model*, Federal Reserve Bank of St. Louis, maj 2002.

Narodowy Bank Polski (2014), *Raport o inflacji*, listopad 2014.

Peersman G. (2012), *Bank lending shocks and the euro area business cycle*, (http://users.ugent.be/~gpeersma/gert_files/research/multiplier_february2012.pdf), niebawem ukaże się w *Journal of Money, Credit and Banking*.

Peersman G., Smets F. (2005), *The industry effects of monetary policy in the euro area*, *Economic Journal*, 115(503), 319–342.

Pesaran M. H., Shin Y., Smith R. P. (1999), *Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels*, *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621–634.

Piątkowski M. (2015), *Four ways Poland's state bank helped it avoid recession* (<http://www.brookings.edu/blogs/future-development/posts/2015/06/12-poland-financial-crisis-piatkowski>).

Przystupa J., Wróbel E. (2011), *Asymmetry of the exchange rate pass-through: an exercise on the Polish data*, *Eastern European Economics*, 49(1), 30–51.

Puchalska K., Tymoczko I. D. (2013), *Szerokie ujęcie ekspozycji polskich przedsiębiorstw niefinansowych na ryzyko walutowe. Źródła i skala ekspozycji oraz metody zarządzania ryzykiem walutowym*, *Materiały i Studia*, 293, Narodowy Bank Polski.

Ramey V. A. (2015), *Macroeconomic shocks and their propagation*, mimeo.

Sahay R., Cihak M., N'Diaye P., Barajas A., Bi R., Ayala D., Gao Y., Kyobe A., Nguyen L., Sabrowski C., Sviridzenka K., Yousefi S. R. (2015), *Rethinking financial deepening: stability and growth in emerging markets*, IMF Staff Discussion Note, 15/08.

Sawicka A., Tymoczko I. D. (2014), *Dlaczego polskie przedsiębiorstwa nie korzystają z kredytu? Zjawisko zniechęconego kredyto(nie)biorcy*, *Materiały i Studia*, 310, Narodowy Bank Polski.

Sims C. A., Zha T. (2006), *Does monetary policy generate recessions?*, *Macroeconomic Dynamics*, 10, 231–272.

PKO BP (2015), *How much credit tightening in 2016?*, *Poland Macro Weekly*, 11 December 2015.

Skrzypczyńska M. (2013), *Cykl koniunkturalny w Polsce – analiza sektorowa*, *Bank i Kredyt*, 44(2), 175–206.

Stanisławska E. (2015), *Interest rate pass-through in Poland: evidence from individual bank data*, *Eastern European Economics*, 53(1), 3–24.

Sufi A. (2015), *Out of many, one? Household debt, redistribution and monetary policy during the economic slump* (<http://www.bis.org/events/agm2015/sp150628.pdf>).

Sznajderska A. (2014), *Asymmetric effects in the Polish monetary policy rule*, *Economic Modelling*, 36, 547–556.

Sznajderska A. (2016), *Wpływ sposobu zarządzania płynnością, premii za ryzyko i oczekiwań na stopy rynku międzybankowego w Polsce*, *Bank i Kredyt*, w druku.

Uhlig H. (2005), *What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure*, *Journal of Monetary Economics*, 52, 381–419.

University of Amsterdam, ICTWSS: *Database on Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts in 51 countries between 1960 and 2014* (<http://www.uva-aias.net/208>).

Verbeek, M. (2008), *A Guide to Modern Econometrics*, Wiley.

Wadhvani J., Sushil B. (1999), *On sterling's puzzling behaviour*, *Bank of England Quarterly Bulletin*, November 1999.

Welfe A. (2013), *Analiza Kointegracyjna w Makromodelowaniu*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.

Williams R. (2010), *Fitting heterogeneous choice models with oglm*, The Stata Journal, 10(4), 540-567.

Zachłód-Jelec M. (2010), *Interrelations between consumption and wealth in Poland*, Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics, 2(1), 37-58.

Aneks 1

Opis strukturalnych modeli mechanizmu transmisji polityki pieniężnej i podstawowych funkcji reakcji

Kwartalny Model Transmisji Monetarnej – Quarterly Model of (Monetary) Transmission, QMOTR 2

Opis modelu

1. Cel: Zbudowanie relatywnie prostego modelu użytecznego w analizowaniu mechanizmu transmisji monetarnej, którego struktura byłaby bardziej elastyczna niż modeli DSGE, a jednocześnie model byłby bardziej odporny na krytykę Lucasa niż klasyczne modele makroekonometryczne. Taki pośredni typ modeli, nazwany przez autorów modelami półstrukturalnymi (ang. *semi-structural*), został opracowany w Międzynarodowym Funduszu Walutowym przez zespół kierowany przez D. Laxtona i funkcjonuje pod nazwą GPM (*Global Projection Models*; por. Carabenciov *et al.*, 2008⁷⁶).
2. Modele serii GPM, podobnie jak modele DSGE, postrzegają procesy gospodarcze przez pryzmat zaburzeń: zaburzenia powodują wybicie gospodarki ze stanu równowagi, reakcja podmiotów gospodarczych (producenci krajowi i zagraniczni, konsumenci krajowi i zagraniczni oraz bank centralny) jest optymalna, następuje likwidacja skutków zaburzeń i gospodarka wraca do równowagi.
3. QMOTR 2 rozszerza zakres podmiotów gospodarczych uwzględnionych w tego typu modelu o sektor handlu zagranicznego (blok eksportu i importu) oraz o sektor rządowy (blok wydatków rządowych). QMOTR należy do klasy modeli nowokeynesowskich, jest zbudowany wokół czterech zasadniczych zależności: krzywej IS, krzywej Phillipsa, równania kursu walutowego inspirowanego koncepcją nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych oraz reguły stopy procentowej.
4. Model jest estymowany przy użyciu technik bayesowskich. Klasyczne metody estymacji w sytuacji dysponowania relatywnie krótkimi szeregami czasowymi w pewnych okolicznościach mogą być zawodne. Wyjściem jest wówczas albo kalibracja parametrów (subiektywny osąd ekspertów), albo estymacja technikami bayesowskimi, umożliwiającą połączenie wiedzy eksperckiej z informacją zawartą w danych. Ponadto, estymacja bayesowska pozwala na wyspecyfikowanie większej liczby szoków niż zmiennych obserwowalnych, co daje możliwość wprowadzenia spójnych z modelem zmiennych opisujących potencjał (równowagę).
5. Wprowadzenie wiedzy eksperckiej do modelu odbywa się przez odpowiedni dobór rozkładów parametrów zmiennych objaśniających.

Założenia

1. W modelu zakłada się, że w gospodarce występują sztywności cen i płac, w związku z czym po wzroście nominalnej stopy procentowej następuje jej wzrost w ujęciu realnym. Realna stopa procentowa ma

⁷⁶ Carabenciov I., Ermolaev I., Freedman C., Juillard M., Kamenik O., Korshunov D., Laxton D. (2008), *A Small Quarterly Projection Model of the US Economy*, IMF Working Paper, 08/278.

wpływ na realny kurs walutowy, aktywność sektora realnego i wreszcie na inflację. Wpływ nominalnej stopy na zmienne realne jest jedynie przejściowy, w długim okresie zmienne realne powracają do swoich poziomów równowagi (poziomów potencjalnych).

- W modelu QMOTR wszystkie zmienne realne są wyrażone przez różnice między stanem aktualnym i potencjalnym (luki). Luki mają charakter stacjonarny, co zapewnia powrót do równowagi po zaburzeniach.
 - Poziomy potencjalne zmiennych realnych są opisywane modelami przestrzeni stanów. Zaburzenia równania obserwacji i równania stanu pozwalają na rozróżnienie długookresowych zmian zachodzących pod wpływem np. czynników technologicznych i zaburzeń krótkookresowych spowodowanych czynnikami koniunkturalnymi. Wyjątkiem jest model poziomu kursu równowagi: na zmiany tego kursu wpływa krajowa luka popytowa, luka eksportu netto oraz zaburzenia losowe (np. zaburzenia na rynku walutowym). Wszystkie poziomy potencjalne (równowagi) zmiennych realnych są spójne z modelem, dotyczy to: potencjalnego PKB i wydatków rządowych, naturalnej stopy procentowej, naturalnej stopy bezrobocia, kursu równowagi oraz odpowiednich potencjałów zmiennych zewnętrznych (zagraniczna luka popytowa, EURIBOR).
2. W modelu występują producenci krajowi i zagraniczni, konsumenci krajowi i zagraniczni, bank centralny oraz sektor rządowy.
- Producenci krajowi działają w warunkach konkurencji monopolistycznej. Oznacza to, że istnieje wiele przedsiębiorstw produkujących towary mające na tyle szczególne cechy, że przedsiębiorstwa mogą ustalać cenę sprzedawanych produktów. Do produkcji firmy wykorzystują nakłady pochodzące z rynku krajowego i z zagranicy. Wytworzone przez siebie produkty sprzedają częściowo na rynku krajowym, a częściowo eksportują. Eksport zależy od popytu zagranicznego i od realnego kursu złotego wobec euro i dolara amerykańskiego.
 - Konsumenci (gospodarstwa domowe) czerpią użyteczność z produktów krajowych i zagranicznych. Konsumenci oszczędzają kupując aktywa krajowe lub zagraniczne. Alokacja oszczędności między aktywami krajowymi i zagranicznymi zależy od dysparytetu stóp procentowych, od oczekiwanego kursu złotego wobec euro i dolara amerykańskiego oraz premii za ryzyko odbijającej ryzyko makroekonomiczne krajowe i zagraniczne.
 - Bank centralny prowadzi politykę pieniężną, na podstawie której podmioty gospodarcze (banki, przedsiębiorstwa) wnioskuje o persystencji stopy procentowej i jej wrażliwości na odchylenia od celu inflacyjnego. Na tej podstawie banki ustalają oprocentowanie kredytów, a przedsiębiorstwa podejmują decyzje o kształtowaniu cen i płac.
 - Sektor rządowy realizuje politykę fiskalną, dysponując dochodami z wyemitowanych obligacji oraz z podatków. Z dochodów rząd finansuje utrzymanie sektora publicznego, wydatki na cele socjalne oraz współfinansuje projekty unijne. Wydatki sztywne stanowią stałą część produktu krajowego powiększaną lub zmniejszaną przez zależne od koniunktury dochody, odchylając się od ścieżki równowagi.

Podstawowe równania modelu

1. **Krzywa IS.** W modelu QMOTR wykorzystano hybrydową koncepcję równania zagregowanego popytu. Luka popytowa (różnica między aktualnym PKB a jego poziomem potencjalnym) jest objaśniana przez swoją oczekiwaną wartość przyszłą oraz przez swoją wartość opóźnioną, różnicę między realną stopą procentową (nominalną stopą procentową deflowaną oczekiwaną zmianą cen) a stopą naturalną, odchylenie bieżących wydatków rządowych od wydatków potencjalnych, różnicę między realnym efektywnym kursem walutowym (80% euro i 20% USD) a kursem równowagi oraz przez bieżącą lukę eksportu netto.

Podmioty występujące w modelu działają w ciągle zmieniającym się otoczeniu. W każdym kwartale realizują się zdarzenia, które wybijają lukę popytową ze stanu równowagi. Zaburzenia te mają charakter popytowy (np. zmiana preferencji konsumpcji, popytu zewnętrznego) oraz podażyowy. Na zaburzenia podaży składają się szoki potencjalnego PKB i naturalnej stopy procentowej, czyli zaburzenia efektywności wykorzystania pełnej wydajności czynników produkcji oraz krańcowej produktywności kapitału. W takiej konfiguracji szok potencjalnego PKB może odnosić się przede wszystkim do zaburzenia wydajności pracy (przy założeniu, że potencjalny PKB opisywany modelem przestrzeni stanów jest analogiem funkcji produkcji).

Oprocentowanie stopy rynku pieniężnego jest opisane przez standardową regułę Taylora z uwzględnionymi zmianami kursu realnego. Odchyła się od poziomu równowagi pod wpływem zaburzeń rynku finansowego. Równowaga jest wyznaczana przez naturalną stopę procentową. Z kolei naturalna stopa procentowa związana jest z potencjalnym PKB oraz odchyleniami bieżącej inflacji od celu inflacyjnego.

Luka eksportu netto jest funkcją wolumenów eksportu i importu, które zależą od popytu zagranicznego i krajowego oraz kursu realnego oraz od eksportu netto równowagi. Eksport netto równowagi zmienia się pod wpływem kursu równowagi i zmiany udziału eksportu netto w PKB.

2. **Krzywa Phillipsa.** Inflacja (wskaźnik HICP kw./kw. pozbawiony nieprzetworzonej żywności oraz energii elektrycznej) zależy od swojej opóźnionej i oczekiwanej wartości, luki popytowej oraz realnego kursu walutowego (efekt *pass-through*). Alternatywnie do luki popytowej, w krzywej Phillipsa jest używana luka bezrobocia. Poziom bezrobocia jest związany z luką popytową prawem Okuna, a naturalną stopę bezrobocia opisuje model przestrzeni stanów.
3. **Realny efektywny kurs walutowy** jest z definicji złożeniem dwóch koncepcji kursu: niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych i parytetu siły nabywczej. Oczekiwana zmiana kursu realnego zależy od realnego dysparytetu stóp procentowych oraz od różnicy między stopą naturalną w kraju i zagranicą (czyli od „równowagowej” premii za ryzyko). Oznacza to, że wzrost krajowej stopy procentowej powinien skutkować natychmiastową aprecjacją waluty krajowej, pod warunkiem, że nie zmieni się relacja między stopą równowagi w kraju i za granicą. W takiej sytuacji, w sposób oczekiwany zmieni się zarówno premia za ryzyko kursowe, jak i kurs waluty krajowej. Natomiast zaburzenie premii za ryzyko kursowe (np. zmiana stopnia niepewności na rynku finansowym, zmiana fundamentów gospodarki) spowoduje odchylenie kursu oczekiwanego od kursu równowagi, uruchamiając proces powrotu do równowagi.

-
4. **Reguła stopy procentowej.** Bank centralny dąży do osiągnięcia nominalnej stopy równowagi (stopa naturalna powiększona o cel inflacyjny) korygując swoją bieżącą stopę w zależności od odchylenia bieżącej inflacji od celu inflacyjnego oraz od bieżącej luki popytowej. Wprowadzenie czynnika zaburzającego pozwala bankowi centralnemu na reakcje, które nie wynikają bezpośrednio z równania stopy procentowej. Nadmiernym wahaniom stopy procentowej zapobiega uzależnienie jej bieżącego poziomu od swojej przeszłej wartości (wygładzanie).

Model był estymowany dla okresu I kw. 2000 – II kw. 2015 r., oraz dla podokresów związanych z cyklem koniunkturalnym (fazy recesji i ożywienia oraz okresy kryzysu i rozkwitu) aproksymowanym przez lukę popytową. Własności dynamiczne modelu są prezentowane w rozdziale 2.2 (dla całego okresu) oraz w rozdziale 4 (dla podokresów powiązanych z cyklem koniunkturalnym).

Dekompozycja wariancji wybranych kategorii ekonomicznych jest pokazana w Tabeli A1. W modelu QMOTR 2 procesy gospodarcze są postrzegane przez pryzmat 18 zaburzeń, które zostały zagregowane do 5 grup, tj. zaburzeń:

- Podaży (obejmujące szoki potencjalnego PKB (2), potencjalnych wydatków rządowych, cen, naturalnej stopy procentowej)
- Popytu (luki popytowej, wydatków rządowych, nominalnej stopy procentowej)
- Zewnętrznych (obejmujących szoki w strefie euro: potencjalnego PKB (2), luki popytowej, cen, realnej stopy procentowej)
- Kursu złotego (zaburzenie kursu realnego i kursu równowagi)
- Handlu zagranicznego (szok wolumenu eksportu, importu, potencjalnego eksportu netto).

Schemat zależności modelu QMOTR 2

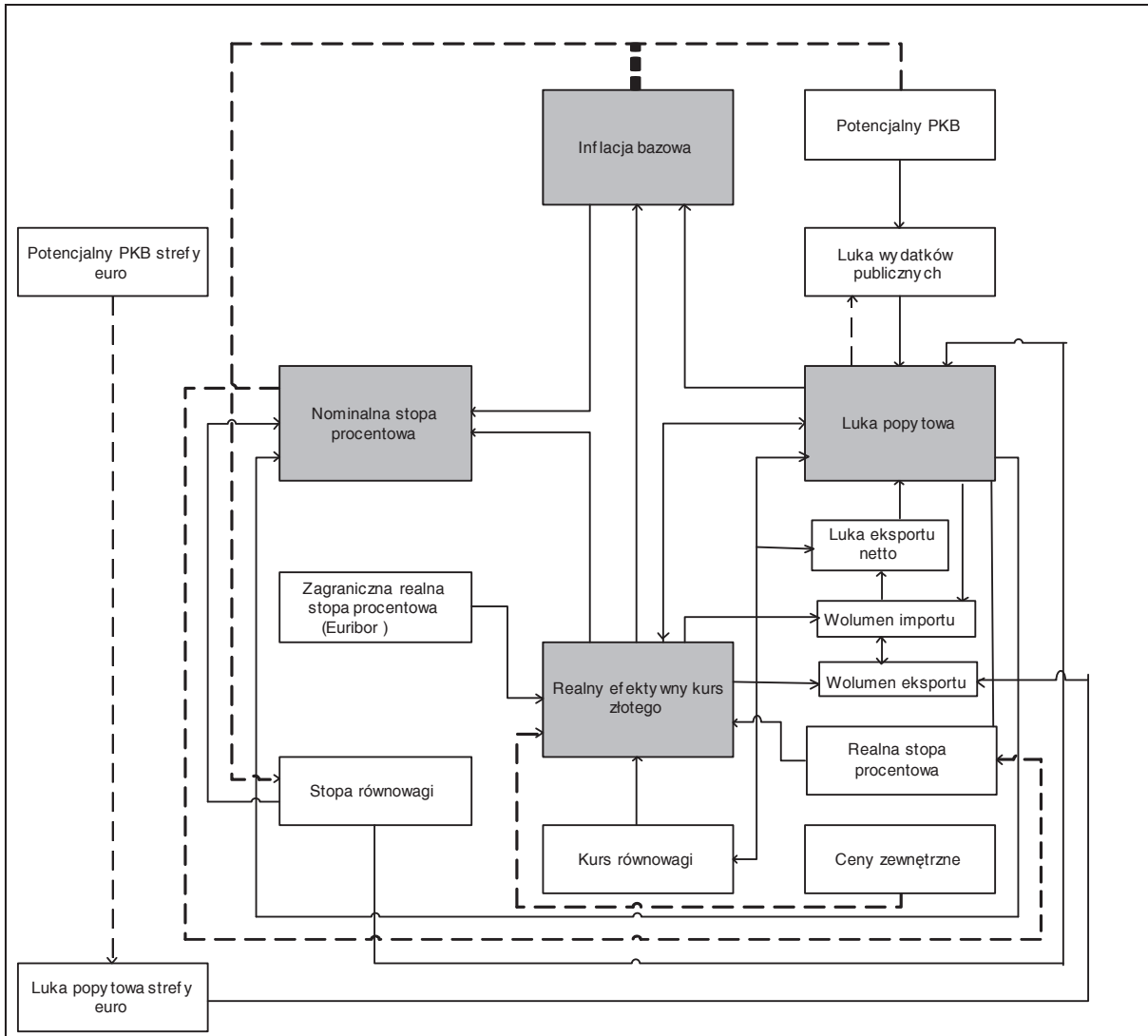


Tabela A1. Dekompozycja wariacji luki popytowej, wydatków rządowych, wolumenu eksportu, wolumenu importu, HICP bez żywności i paliw oraz nominalnego efektywnego kursu złotego dla pełnego okresu estymacji oraz podokresów związanych z cyklem koniunkturalnym (w %; $\tau=0,2$)

Wariacja	Podaż	Popyt krajowy	Eksport netto	Czynniki zewnętrzne	Kurs walutowy
Luka popytowa (y)					
Okres I kw.2000-II kw.2015	31,54	20,5	7,9	39,3	0,76
Recesja ($y_{t+1}<y_t$)	31,06	16,37	6,91	45,04	0,62
Ożywienie ($y_{t+1}>y_t$)	32,02	26,6	8,89	30,97	1,52
Kryzys ($y_t<\tau$)	29,33	15,47	7,11	47,22	0,87
Rozkwit ($y_t>\tau$)	33,15	28,63	9,6	27,42	1,2
Wydatki rządowe					
Okres I kw.2000-II kw.2015	14,46	81,76	0,96	2,71	0,11
Recesja ($y_{t+1}<y_t$)	13,8	83,86	0,97	1,3	0,07
Ożywienie ($y_{t+1}>y_t$)	6,23	85,44	0,48	7,76	0,09
Kryzys ($y_t<\tau$)	14,09	79,87	0,96	5,06	0,02
Rozkwit ($y_t>\tau$)	4,16	87,44	0,97	7,31	0,12
Eksport, wolumen					
Okres I kw.2000-II kw.2015	5,54	4,95	13,6	68,11	7,8
Recesja ($y_{t+1}<y_t$)	4,23	3,31	7,16	75,72	9,58
Ożywienie ($y_{t+1}>y_t$)	7,32	6,43	14,61	64,74	6,9
Kryzys ($y_t<\tau$)	4,52	3,4	3,9	80,08	8,1
Rozkwit ($y_t>\tau$)	7,91	8,33	15,71	62,17	5,88
Import, wolumen					
Okres I kw.2000-II kw.2015	20,99	26,1	18,67	28,24	6,0
Recesja ($y_{t+1}<y_t$)	15,12	21,04	16,36	39,18	8,3
Ożywienie ($y_{t+1}>y_t$)	24,3	28,44	19,46	22,5	5,3
Kryzys ($y_t<\tau$)	15,13	23,45	14,17	38,42	8,83
Rozkwit ($y_t>\tau$)	25,4	29,22	20,42	20,15	4,81
HICP					
Okres I kw.2000-II kw.2015	6,48	17,72	9,43	60,53	5,84
Recesja ($y_{t+1}<y_t$)	4,72	7,67	11,03	71,17	5,41
Ożywienie ($y_{t+1}>y_t$)	7,82	24,82	5,72	56,53	5,11
Kryzys ($y_t<\tau$)	2,93	8,8	1,45	84,7	2,12
Rozkwit ($y_t>\tau$)	9,17	27,5	2,02	53,21	8,1
NER					
Okres I kw.2000-II kw.2015	9,5	27,72	18,8	39,98	4
Recesja ($y_{t+1}<y_t$)	9,56	23,68	20,37	44,28	2,11
Ożywienie ($y_{t+1}>y_t$)	9,34	37,12	19	28,48	6,06
Kryzys ($y_t<\tau$)	9,4	30,4	18,19	40,11	1,9

Dekompozycja wariacji podstawowych kategorii ekonomicznych pokazuje w jak dużym stopniu polska gospodarka jest uzależniona od otoczenia zewnętrznego. Wolumen eksportu, który jest głównym transmiterem bodźców zewnętrznych do gospodarki w prawie 70% zależy od czynników zewnętrznych i zmienia się od niewiele ponad 60% w fazach wzrostowych cyklu koniunkturalnego, do prawie 80% w fazach spadkowych. Kurs złotego ma niewielki (7,8%) wpływ na wolumen eksportu. Zmienia się od ok. 6% podczas dobrej koniunktury do ponad 9% podczas recesji. Natomiast 40% zmian kursu złotego jest tłumaczonych czynnikami zewnętrznymi. Zmiany wolumenu eksportu bezpośrednio wpływają na lukę popytową – stąd 40% waga czynników zewnętrznych w wyjaśnianiu luki popytowej (ok. 30% w okresie dobrej koniunktury i ponad 45% podczas faz spadkowych cyklu).

Oceniając inflację HICP z perspektywy gospodarki opisywanej przez QMOTR potwierdza się teza o niewielkim wpływie zmian kursu złotego na zmiany cen. Kurs wyjaśnia mniej niż 6% inflacji w całym okresie analizy, przy czym 2% w okresie kryzysu i 8% w okresie ożywienia. Natomiast czynniki zewnętrzne dominują przy dekompozycji inflacji (tłumaczą 60% zmian), tzn., że Polska jest typowym biorcą cen. Popytowe czynniki krajowe, na które wpływa bezpośrednio polityka pieniężna stanowią o mniej niż 20% zmian cen. Przy czym ich rola zdecydowanie rośnie w okresie dobrej koniunktury (ponad $\frac{1}{4}$) i wyraźnie maleje w spadkowych fazach cyklu (ok. 8%).

Mały Model Transmisji (Monetarnej), wersja 2.1 (MMT 2.1)

Opis modelu

- Mały Model Transmisji (MMT 2.1) jest kontynuacją modelu MMT i MMT 2.0, którymi posługiwaliśmy się w poprzednich raportach o mechanizmie transmisji. Służy do analizowania mechanizmu transmisji monetarnej, w tym transmisji w sektorze bankowym (transmisja stopy procentowej, próba uwzględnienia kanału kredytowego). Umożliwia wykonanie symulacji wpływu zmiany krajowej i zagranicznej stopy procentowej, popytu zagranicznego, wzrostu inflacji zagranicznej oraz światowych cen ropy naftowej na podstawowe zmienne makroekonomiczne, takie jak luka popytowa, inflacja, czy kredyt złotowy.
- MMT 2.1 należy do klasy modeli nowokeynesowskich, jest zbudowany wokół czterech zasadniczych zależności: krzywej IS, krzywej Phillipsa, równania kursu walutowego inspirowanego koncepcją nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych i parytetu siły nabywczej oraz reguły stopy procentowej. Ma on także blok sektora finansowego, który obejmuje: (i) transmisję stopy procentowej od stopy rynku pieniężnego do oprocentowania kredytu bankowego i rentowności bonów skarbowych, (ii) równanie kredytu bankowego.
- Oszacowania parametrów modelu zostały otrzymane metodą najmniejszych kwadratów lub uogólnioną metodą momentów. Poszczególne równania były szacowane niezależnie, a następnie dokonywano symulacji całości systemu.

Założenia

1. W modelu zakłada się, że w gospodarce występują sztywności cen i płac, w związku z czym po wzroście nominalnej stopy procentowej następuje jej wzrost w ujęciu realnym. Realna stopa procentowa ma wpływ na realny kurs walutowy, aktywność sektora realnego i wreszcie na inflację. Wpływ nominalnej stopy na zmienne realne jest jedynie przejściowy, w długim okresie zmienne realne powracają do swoich poziomów równowagi (poziomów potencjalnych).

W modelu wszystkie zmienne realne wyrażone są przez różnice między stanem aktualnym i potencjalnym (luki). Luki mają charakter stacjonarny, co zapewnia powrót do równowagi po zaburzeniach. Luki zostały uzyskane za pomocą filtrowania (filtr Hodricka-Prescotta), co zapewnia ich stacjonarność. Mają one zatem czysto statystyczny charakter; filtr HP może także dawać błędne oszacowania luk pod koniec próby. Ten problem rozwiązujemy przez filtrowanie szeregów wydłużonych o 8 kwartałów (prognoza). Poziomy potencjalne zmiennych realnych otrzymane z filtru HP są następnie przybliżane za pomocą procesów autoregresyjnych.

2. W modelu występują producenci krajowi i zagraniczni, konsumenci krajowi i zagraniczni, bank centralny, sektor bankowy i rządowy.
 - Producenci krajowi działają w warunkach konkurencji monopolistycznej. Oznacza to, że istnieje wiele przedsiębiorstw produkujących towary mające na tyle szczególne cechy, że przedsiębiorstwa mogą ustalać cenę sprzedawanych produktów. Do produkcji firmy wykorzystują nakłady

pochodzące z rynku krajowego i z zagranicy. Wytworzone przez siebie produkty sprzedają częściowo na rynku krajowym, a częściowo eksportują. Eksport zależy od popytu zagranicznego i od kursu złotego wobec euro i dolara amerykańskiego.

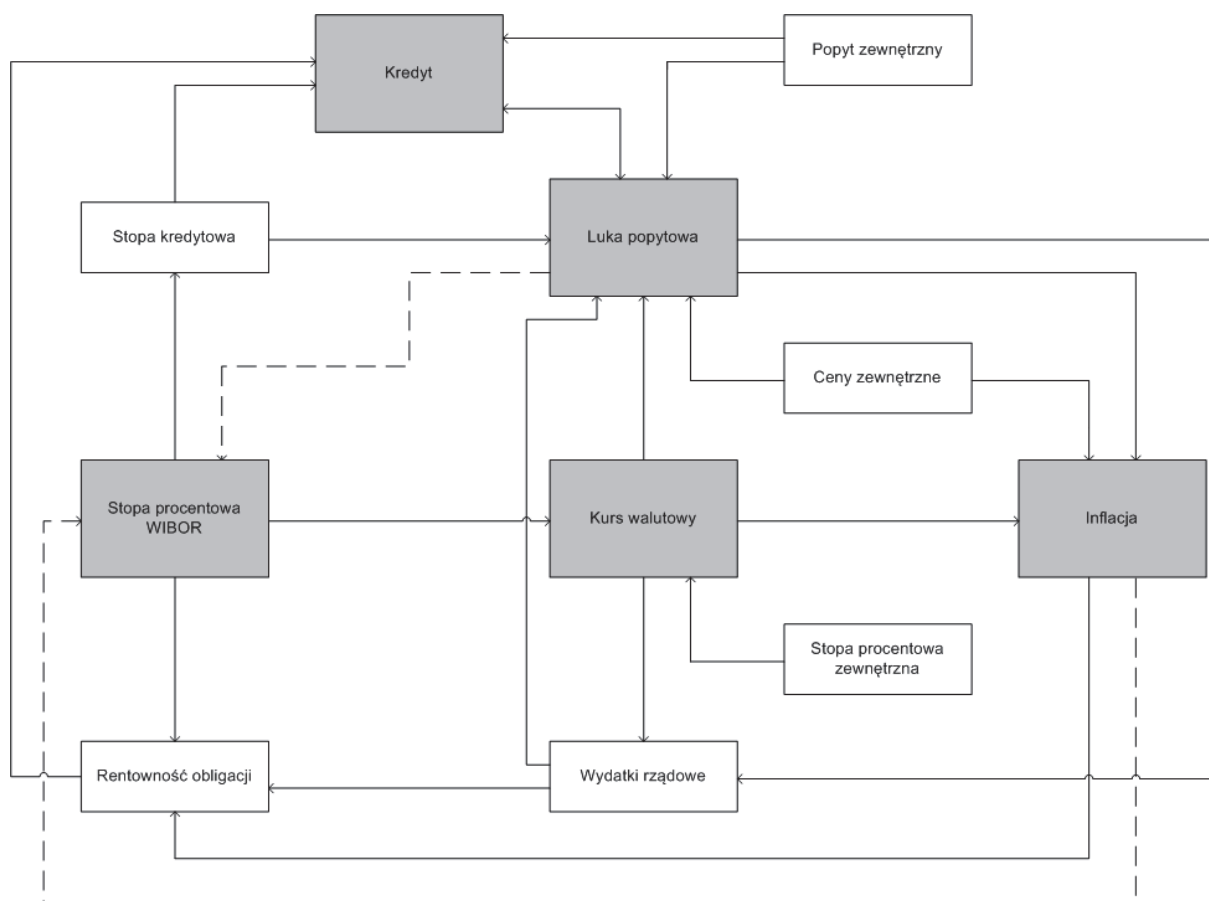
- Konsumenci (gospodarstwa domowe) czerpią użyteczność z produktów krajowych i zagranicznych. Konsumenci oszczędzają kupując aktywa krajowe lub zagraniczne. Alokacja oszczędności między aktywami krajowymi i zagranicznymi zależy od dysparytetu stóp procentowych, od oczekiwanego kursu złotego wobec euro i dolara amerykańskiego oraz premii za ryzyko odbijającej ryzyko makroekonomiczne krajowe i zagraniczne.
- Banki, podobnie jak przedsiębiorstwa, działają w warunkach konkurencji monopolistycznej. Ustalają oprocentowanie kredytów biorąc pod uwagę stopę rynku pieniężnego (koszt refinansowania) oraz popyt na kredyt. W długim okresie stopa rynku pieniężnego i oprocentowanie kredytów pozostają w równowadze. Banki mogą alokować oszczędności gospodarstw domowych w kredyty bądź papiery skarbowe. Kredyty są udzielane na cele produkcyjne i konsumpcyjne.
- Sektor rządowy realizuje politykę fiskalną dysponując dochodami z wyemitowanych obligacji oraz z podatków. Z dochodów rząd finansuje utrzymanie sektora publicznego, wydatki na cele socjalne oraz współfinansuje projekty unijne. Wydatki sztywne stanowią stałą część produktu krajowego powiększaną lub zmniejszaną przez zależne od koniunktury dochody, odchylając się od ścieżki równowagi. Wydatki zmienne są antycykliczne (efekt automatycznych stabilizatorów).

Podstawowe równania modelu

1. **Krzywa IS.** Luka popytowa (różnica między aktualnym PKB a jego poziomem potencjalnym) zależy od: (i) swojej wartości opóźnionej, (ii) luki realnego (*ex ante*) oprocentowania kredytów, (iii) luki realnego efektywnego kursu walutowego (posługujemy się przybliżeniem – jest to średnia ważona 80% euro i 20% USD), (iv) luki popytu zagranicznego, (v) luki wydatków rządowych oraz (vi) luki realnych złotych kredytów dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw (efekt kanału kredytowego). Odchylenia PKB od poziomu potencjalnego są wywoływane przez czynniki popytowe.
2. **Realny efektywny kurs walutowy** to zależność behawioralna z elementami dwóch koncepcji kursu walutowego: niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych i parytetu siły nabywczej. Oczekiwana zmiana kursu realnego zależy od realnego dysparytetu stóp procentowych oraz od różnicy między stopą naturalną w kraju i za granicą. Dodatkowo premia za ryzyko makroekonomiczne przybliżana jest krajową luką popytową. Wzrost krajowej stopy procentowej powinien skutkować aprecjacją waluty krajowej, pod warunkiem, że nie zmieni się relacja między stopą równowagi w kraju i zagranicą oraz krajowa luka popytowa.
3. **Krzywa Phillipsa.** Inflacja (wskaźnik HICP kw./kw. pozbawiony nieprzetworzonej żywności oraz energii elektrycznej) zależy od swojej opóźnionej i oczekiwanej wartości, luki popytowej oraz realnego kursu walutowego (efekt *pass-through*).
4. **Reguła stopy procentowej.** Stopa procentowa zależy od swojej przeszłej wartości (wygładzanie), od bieżącej inflacji i luki popytowej.

5. Model zawiera również równanie oprocentowania kredytów i rentowności jednorocznych obligacji skarbu państwa, równanie popytu na kredyty, równanie luki wydatków rządowych, równanie współczynnika wypłacalności (od 2014 r. jest to łączny współczynnik kapitałowy).

Schemat zależności modelu MMT 2.1



Dynamika modelu

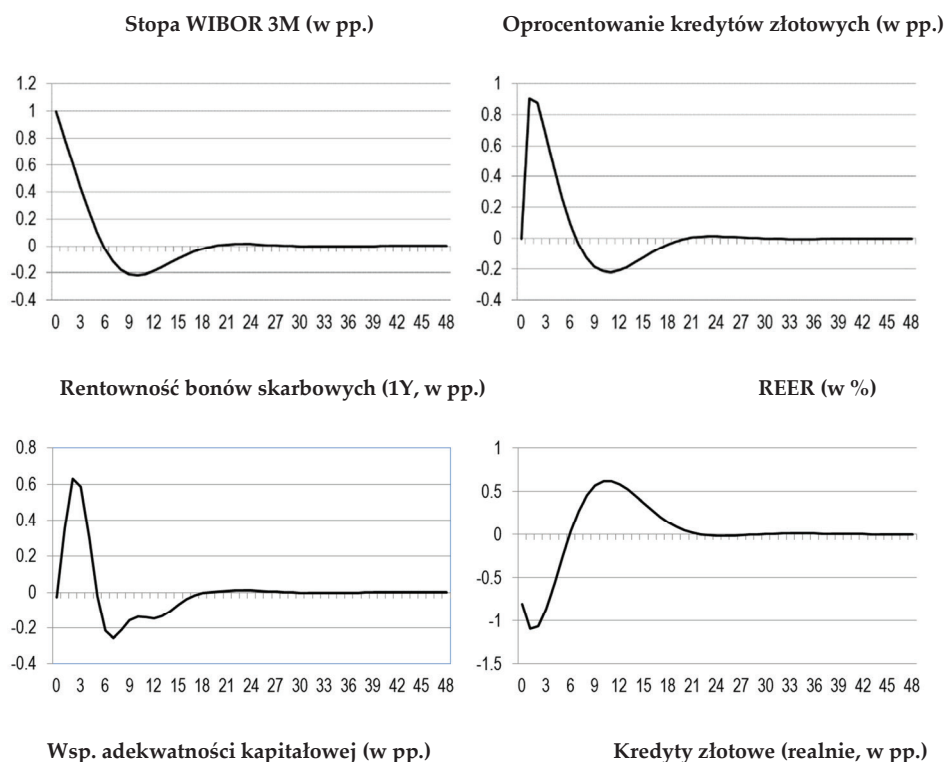
W celu przybliżenia dynamiki modelu na wykresach poniżej przedstawiamy reakcje wybranych zmiennych na następujące impulsy:

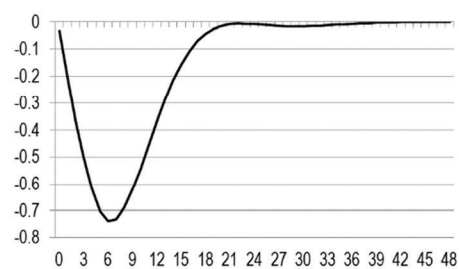
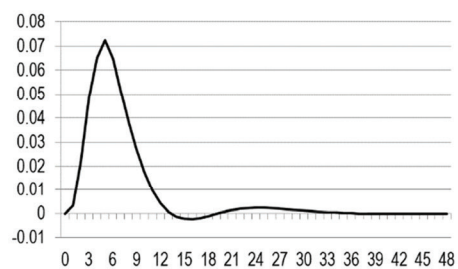
- impuls krajowej stopy procentowej – wzrost o 1 pkt proc. na 1 kwartał (Rysunek A1); Opis znajduje się w głównej części raportu.
- impuls popytu zagranicznego – wzrost luki popytowej w krajach strefy euro o 1 pkt proc. na 1 kwartał (Rysunek A2). Impuls popytu zagranicznego przekłada się na wzrost krajowej luki popytowej, kredytu i inflacji. Rośnie w związku z tym krajowa stopa procentowa, a za nią

oprocentowanie kredytu oraz rentowność papierów skarbu państwa. Wzrost stopy procentowej i wzrost luki popytowej (dobre fundamenty) prowadzą do aprecjacji złotego, a następnie do obniżenia się luki i powrotu inflacji do ścieżki wyjściowej.

- wzrost zagranicznej stopy procentowej – o 1 pkt proc. na 1 kwartał (Rysunek A3). Impuls zagranicznej stopy procentowej przekłada się na niewielki wzrost krajowej stopy procentowej. Rośnie także oprocentowanie kredytów i rentowność papierów skarbowych, ale są to wzrosty na tyle niewielkie, że nie mają wpływu na popyt na kredyty. Rośnie zatem dysparytet stóp, co powoduje odpływ kapitału i deprecjację złotego. Deprecjacja sprawia, że rośnie popyt na polski eksport, nieznacznie zwiększają się kredyty, luka popytowa i inflacja. Należy jednak podkreślić, że wszystkie te efekty są bardzo małe. Jest to nieco inny wynik niż uzyskany z modelu (S)VAR z restrykcjami na znak (por. rozdział 2.1), tam jedynym skutkiem wzrostu zagranicznej stopy procentowej był spadek, a nie wzrost PKB (w modelu strukturalnym mamy lukę popytową). Wówczas mieliśmy jednak do czynienia z sytuacją, w której wzrost zagranicznej stopy procentowej pociągał za sobą spadek produkcji i cen w strefie euro. W modelu MMT 2.1 zagraniczna stopa procentowa, popyt zagraniczny i inflacja są traktowane jako zmienne egzogeniczne, które nie pozostają we wzajemnych relacjach.

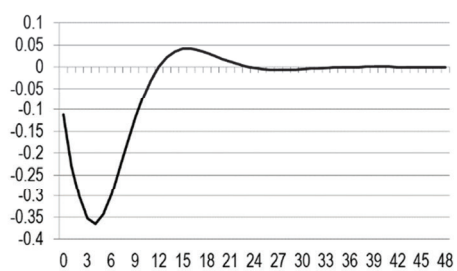
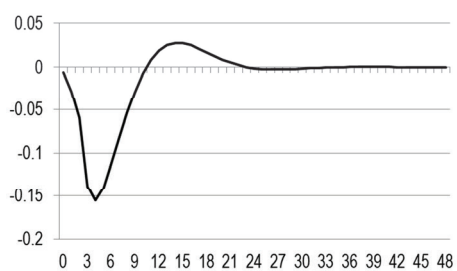
Rysunek A1. Impuls stopy procentowej (WIBOR 3M), oś pozioma: kwartał po impulsie



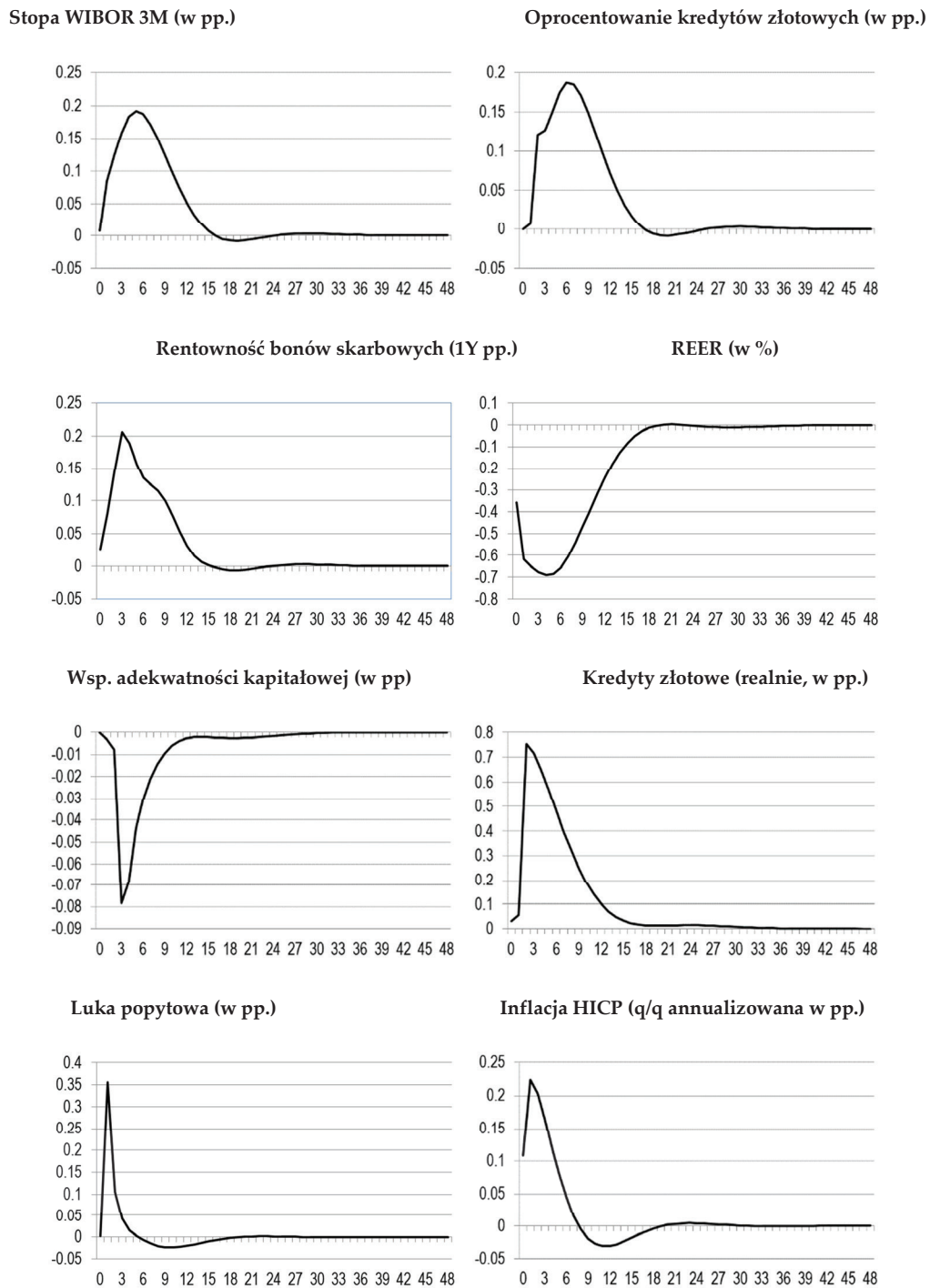


Luka popytowa (w pp.)

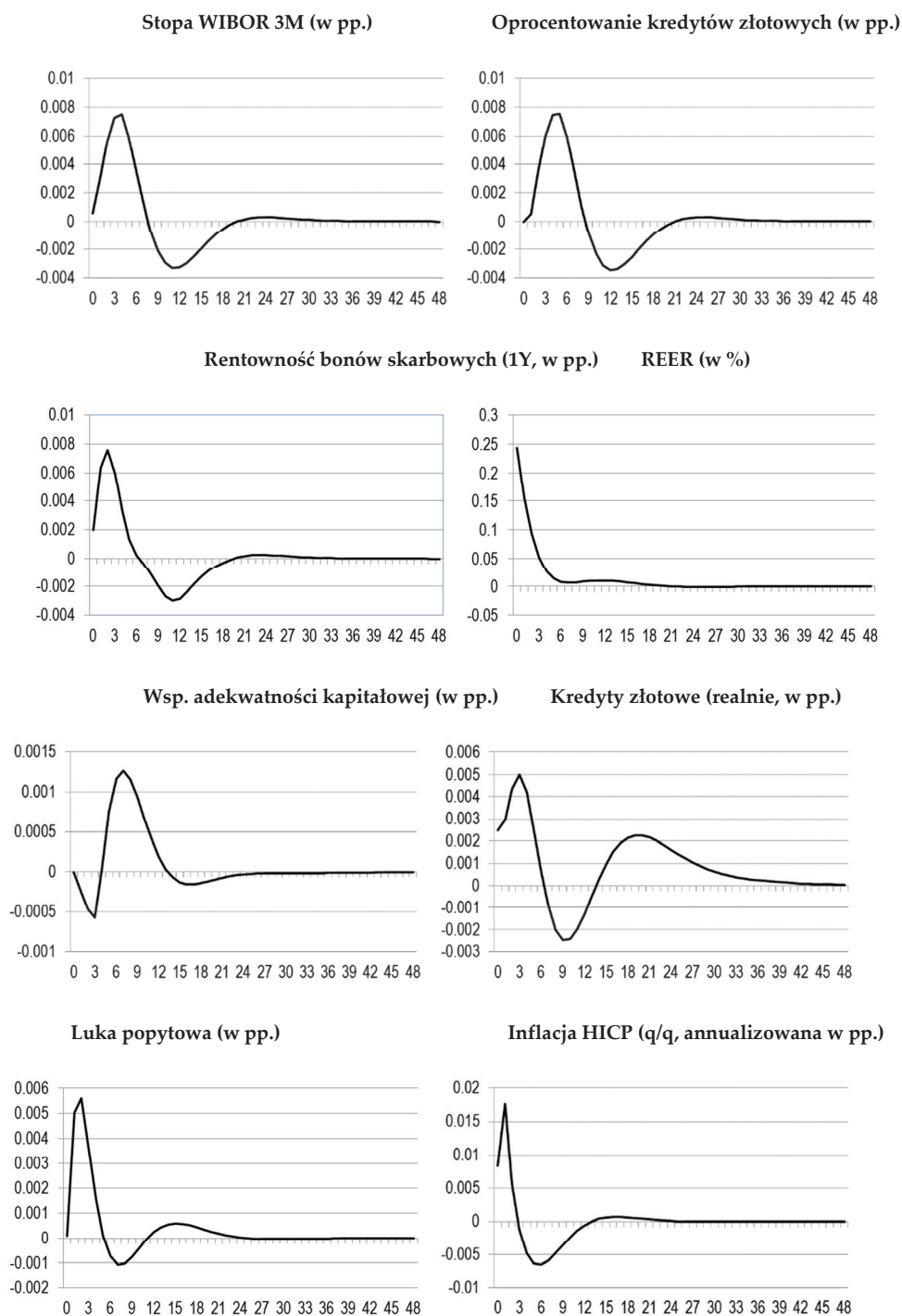
Inflacja HICP (q/q annualizowana, w pp.)



Rysunek A2. Impuls popytu zagranicznego, oś pozioma: kwartał po impulsie



Rysunek A3. Impuls zagranicznej stopy procentowej, oś pozioma: kwartał po impulsie



Aneks 2

Metodyka badania efektywności kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej

Metodyka badania efektywności mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce jest zbieżna z zaproponowaną w pracy Bates i Vaugirard (2009). Model wektorowej autoregresji (VAR) służący jako podstawa do analizy efektywności, wykorzystuje dane o częstotliwości miesięcznej i został przedstawiony w rozdziale 3.5 raportu. Liczba opóźnień, określana na podstawie kryterium informacyjnego Schwarzera oraz analizy rozkładu i autokorelacji reszt, wynosi 4. Model jest estymowany na poziomach, aby uchwycić długookresowe zależności między zmiennymi.

Ciągi zależności mechanizmu transmisji polityki pieniężnej opisujące kanały kursu walutowego, stopy procentowej oraz kanału kredytowego są definiowane przez odpowiednie ustawienia zmiennych:

- Kanał kursu walutowego: WIBOR 1M → nominalny efektywny kurs walutowy → produkcja sprzedana przemysłu → kredyty i pożyczki złotowe udzielane przedsiębiorstwom i gospodarstwom domowym → CPI;
- Stopa procentowa: WIBOR 1M → produkcja sprzedana przemysłu → kredyty i pożyczki złotowe udzielane przedsiębiorstwom i gospodarstwom domowym → CPI;
- Kredyty: WIBOR 1M → kredyty i pożyczki złotowe udzielane przedsiębiorstwom i gospodarstwom domowym → produkcja sprzedana przemysłu → CPI.

Efektywność transmisji polityki pieniężnej (MTE) w danym ciągu zależności transmisji jest definiowana jako standaryzowana elastyczność ($e_{y_2/y_1, y_A}$) między zmienną instrumentalną (y_1), a zmienną celu (y_2), warunkowana zmiennymi biorącymi udział w procesie transmisji (y_A), o ile parametry stojące przy tych zmiennych są statystycznie różne od zera (przy poziomie istotności pv):

$$MTE_{y_1 \rightarrow y_2, y_A} = (1 - pv_{y_A, y_1})(1 - pv_{y_2, y_A}) \frac{|e_{y_2/y_1, y_A}|}{(1 + |e_{y_2/y_1, y_A}|)}$$

gdzie:

$$e_{y_2/y_1, y_A} = e_{y_2/y_A} \cdot e_{y_A/y_1}$$

W celu wyliczenia dynamiki MTE, podstawowy VAR jest reestymowany z liczbą opóźnień większą o jeden od optymalnej, czyli – w naszym przypadku – z czterema opóźnieniami. Przejedynfikowanie pozwala na zastosowanie estymatora MNK i przeprowadzenie estymacji kroczącej (por. Harvey, 1991).

www.nbp.pl

