

Materiały i Studia nr 317

---

## Optymalne strategie polityki pieniężnej dla Polski uwzględniające wrażliwość banku na ryzyko nieosiągnięcia założonego celu

Dominika Bogusz, Mariusz Górajski, Magdalena Ulrichs



Materiały i Studia nr 317

---

# Optymalne strategie polityki pieniężnej dla Polski uwzględniające wrażliwość banku na ryzyko nieosiągnięcia założonego celu

Dominika Bogusz, Mariusz Górajski, Magdalena Ulrichs

Dominika Bogusz, Mariusz Górajski, Magdalena Ulrichs – Katedra Ekonometrii,  
Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Uniwersytet Łódzki

Projekt badawczy został zrealizowany w ramach konkursu na projekty badawcze NBP, przeznaczone do realizacji w 2014 r., oraz sfinansowany ze środków Narodowego Banku Polskiego.

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

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2015

---

# Spis treści

<b>1</b>	<b>Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej</b>	<b>8</b>
1.1	Reguły polityki pieniężnej . . . . .	8
1.2	Kanały transmisji impulsów polityki pieniężnej . . . . .	11
1.2.1	Kanał stopy procentowej . . . . .	11
1.2.2	Kanał kursu walutowego . . . . .	12
1.2.3	Kanał oczekiwań inflacyjnych . . . . .	13
1.3	Wyniki empiryczne . . . . .	14
<b>2</b>	<b>Optymalne wrażliwe na ryzyko modele polityki monetarnej</b>	<b>23</b>
2.1	Optymalne wrażliwe na ryzyko banki centralne . . . . .	25
2.2	Wrażliwa na ryzyko optymalna reguła polityki pieniężnej . . . . .	27
<b>3</b>	<b>Rozwiązania optymalne</b>	<b>29</b>
3.1	Optymalne rozwiązania dla banku neutralnego względem ryzyka . . .	30
3.1.1	Funkcje reakcji stopy procentowej na szoki zmiennych stanu dla banku neutralnego ze względu na ryzyko . . . . .	32
3.1.2	Szok polityki pieniężnej . . . . .	32
3.1.3	Horyzont stabilizujący . . . . .	32
3.1.4	Horyzont decyzyjny . . . . .	35
3.2	Optymalne rozwiązania dla banku z awersją do ryzyka . . . . .	36
3.2.1	Funkcje reakcji stopy procentowej dla banku z awersją do ryzyka	39
3.2.2	Szok polityki pieniężnej . . . . .	39
3.2.3	Horyzont stabilizujący . . . . .	40
3.2.4	Długość horyzontu decyzyjnego dla banku z największą awer- sją na ryzyko . . . . .	41
<b>4</b>	<b>Podsumowanie wyników</b>	<b>44</b>
	<b>Dodatek A</b>	<b>47</b>
	<b>Dodatek B</b>	<b>54</b>
	<b>Dodatek C</b>	<b>57</b>
	<b>Dodatek D</b>	<b>59</b>
	<b>Literatura</b>	<b>67</b>



## Streszczenie

Głównym celem niniejszej pracy jest analiza optymalnych - wrażliwych na ryzyko stóp procentowych (*risk-sensitive optimal interest rates*), które mają za zadanie realizację bezpośredniego celu inflacyjnego oraz stabilizację sfery realnej gospodarki. Dla gospodarki Polski wyznaczamy optymalne strategie banku centralnego charakteryzującego się różnym stopniem wrażliwości na ryzyko nieosiągnięcia założonego celu (dalej nazywanego krótko ryzykiem). Optymalna wrażliwa na ryzyko polityka monetarna poddana jest ilościowej ocenie i porównana z historycznymi ścieżkami. W tym celu porównujemy reakcje zmiennych na impulsy egzogeniczne oraz wyznaczamy i analizujemy horyzonty stabilizujące inflację. Ponadto badamy wrażliwość polityki pieniężnej na zmianę parametru ryzyka oraz horyzontu decyzyjnego. Badanie przeprowadzone jest w oparciu o model wektorowej autoregresji opisujący mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej w gospodarce Polski. Cel działania banku centralnego zapisany jest przy użyciu wykładniczej funkcji dysużyteczności, w której funkcja straty jest średnią ważoną wariacji zmiennych stanu i zmiennej sterowania, umożliwia uwzględnienie podstawowych zadań banku centralnego. Zaproponowana metodologia badawcza pozwala na skonstruowanie efektywnego narzędzia do wyznaczania optymalnych wrażliwych na ryzyko strategii polityki monetarnej uwzględniających: zarówno realizację bezpośredniego celu inflacyjnego jaki i stabilizację sfery realnej gospodarki. Niniejsze badanie stanowi, zgodnie z wiedzą autorów, pierwszą w literaturze empiryczną analizę optymalnej wrażliwej na ryzyko polityki monetarnej.

**Klasyfikacja JEL:** C53, E47, E52, E58

**Słowa kluczowe:** strategie banku centralnego wrażliwe na ryzyko, optymalna polityka pieniężna, model VAR

## Wstęp

W krótkookresowym modelowaniu procesów ekonomicznych wymienia się dwa rodzaje losowości: losowość związaną z szokami egzogenicznymi powodującymi krótkotrwałe wytrącanie gospodarki z jej długookresowego trendu lub stanu równowagi oraz nieokreśloną losowość struktury modelu ekonomicznego, w szczególności jego parametrów. Ten pierwszy rodzaj losowości określony jest przez założony lub statystycznie wykrywalny rozkład prawdopodobieństwa i nazywany *ryzykiem* występującym w modelu. Losowość samej postaci strukturalnej modelu wiąże się z pojęciem *niepewności Knighta* i jest z reguły trudna do rozpoznania [Knight, 1921].

Wielu badaczy i praktyków ekonomii monetarnej podkreśla, że możliwość uwzględnienia ryzyka i niepewności w modelach transmisji monetarnej jest niezmiernie istotna z punktu widzenia sposobu prowadzenia polityki pieniężnej (por. [Poole, 1998], [Blinder, 2001] [Greenspan, 2004]). Istnieje wiele badań teoretycznych i empirycznych mających na celu sformułowanie zależności między niepewnością w modelu a optymalną regułą decyzyjną (por. [Rudebusch, 2001], [Onatski i Stock, 2002], [Kłos, 2004], [Hansen i Sargent, 2008]). Reguły uwzględniające niepewność modelu nazywa się odpornymi strategiami (*robust strategies*). Zgodnie z klasycznym rezultatem, zwanym konserwatywną (odporną) zasadą Brainarda (*Brainard conservatism principle*, por. [Brainard, 1967]), jeśli losowe parametry są nieskorelowane z egzogenicznymi szokami to decyzje odporne są bardziej ostrożne. Stąd reakcje zmiennych na impulsy egzogeniczne wynikające z odpornej polityki są znacznie słabsze, niż w przypadku odpowiedzi optymalnych reguł bez uwzględnienia niepewności.

W niniejszym opracowaniu rozważane są, rzadziej analizowane, optymalne reguły polityki pieniężnej, w których uwzględniamy pierwszy rodzaj losowości - ryzyko generowane przez egzogeniczne szoki. Główne cele optymalnego banku centralnego zapisane są za pomocą funkcji straty, która jest średnią ważoną wariancji zmiennych makroekonomicznych. Aby uwzględnić ryzyko w modelu założymy, że ostrożny bank centralny minimalizuje oczekiwaną wykładniczą funkcję dysużyteczności z poniesionej straty. Modele te znane są w literaturze jako wrażliwe na ryzyko modele optymalnego sterowania - *risk-sensitive optimal control models* (por. [Jacobson, 1973], [Whittle, 1996], [Hansen i Sargent, 1995]). Poprzez parametr ryzyka w funkcji dysużyteczności modele te uwzględniają wrażliwość banku centralnego na ryzyko nieosiągnięcia postawionych w funkcji straty celów oraz pozwalają na analizę nowych

---

optymalnych ścieżek polityki monetarnej reagujących z większą ostrożnością na szoki makroekonomiczne.

Teoretyczne modele uwzględniające awersję banku do ryzyka analizowane były przez

[Tallarini Jr, 2000], [Ploeg van der, 2009], [Vitale, 2012], brak jest jednak w literaturze empirycznych wyników dotyczących wpływu poziomu awersji do ryzyka oraz skończonego horyzontu decyzyjnego banku centralnego na kształt optymalnej polityki pieniężnej. Przyjęcie nieskończonego horyzontu czasowego wydaje się być zbyt silnym założeniem. Należy podkreślić, że cele inflacyjne ogłaszane są z reguły średnio-terminowo, na okres od roku do kilku lat, co pozwala podmiotom gospodarczym lepiej planować przyszłe działania [Przybylska-Kapuścińska, 2006]. Stąd założenie o nieskończonym horyzoncie decyzyjnym jest zbyt silne z uwagi na krótkookresowe oddziaływanie polityki pieniężnej na sferę realną gospodarki. Ponadto, uwzględnienie skończonego horyzontu decyzyjnego wydaje się szczególnie ważne dla prowadzenia polityki mającej na celu spełnienie kryteriów konwergencji gospodarczej w Europie. Na mocy Traktatu o funkcjonowaniu Unii Europejskiej wszystkie państwa zjednoczonej Europy, za wyjątkiem Dani i Wielkiej Brytanii, są zobowiązane do wprowadzenia euro, co sprawia, że muszą dążyć do spełnienia wszystkich kryteriów konwergencji. Dotyczą one przede wszystkim niskich poziomów inflacji, stóp procentowych, długu publicznego i deficytu. Ponadto z procesem konwergencji związany jest mechanizm stabilizacji walut krajowych (ERM II). Banki centralne nowych 12 członków EU zostały zobowiązane do przystąpienia do systemu ERM II i spełnianie jego wymogów przez dwa lata. Wiele krajów, w tym Polska, nie ma nadal wyznaczonego terminu wejścia do ERM II. Jednakże banki centralne krajów spoza strefy euro będą dążyć do spełnienia powyższych wymogów w skończonym horyzoncie czasowym. Dlatego też, w niniejszym opracowaniu rozważać będziemy optymalne modele polityki monetarnej ze skończonym horyzontem decyzyjnym, pozwoli to, w szczególności, na zbadanie w jaki sposób horyzont podejmowanych decyzji wpływa na nie same.

Wyniki przeprowadzonych symulacji sugerują następującą prawidłowość: wzrost parametru ryzyka w modelu zwiększa siłę reakcji optymalnej polityki monetarnej na egzogeniczne szoki. Jest to zatem efekt zupełnie przeciwny do zasady odporności Brainarda, a jego odmienność jest niewątpliwie związana z innym typem losowości modelu. W przypadku odpornych strategii, gdzie często zachodzi zasada Brainarda, decydent nie zna dokładnie parametrów modelu, stąd jego postępowanie może być

powściągliwe. W przypadku uwzględnienia w regułach decyzyjnych ryzyka modelu, które wpływa na postać funkcji celu, decydent przyjmuje postawę pesymistyczną i przez to jest bardziej ostrożny. Zakłada on zajście najmniej korzystnej dla niego realizacji zmiennych endogenicznych, które oddalają się od zamierzonych celów, stąd aby temu zapobiec jego reakcje muszą być bardziej agresywne. Ponadto, wrażliwe na ryzyko reguły polityki monetarnej osłabiają siłę reakcji zmiennych endogenicznych na szok polityki pieniężnej, co świadczy o tym, że reguły te trwalej stabilizują poziomy zmiennych stanu. W dodatku powodują, że optymalne horyzonty stabilizujące dla inflacji są znacznie krótsze od ich empirycznych odpowiedników, stąd wrażliwe na ryzyko reguły polityki pieniężnej stanowią efektywne narzędzie do realizacji celów stawianych przez banki centralne.

Niniejsze opracowanie składa się z czterech sekcji. W następnej części przedstawimy empiryczny model transmisji monetarnej. W Sekcji 2 rozważać będziemy dwa optymalne banki centralne (BC): pierwszy realizujący bezpośredni cel inflacyjnych (*strict inflation targeting*) oraz BC z elastycznym celem inflacyjnym (*flexible inflation targeting*). Nadto wyprowadzimy optymalne wrażliwe na ryzyko strategie polityki pieniężnej. Sekcja 3 zawiera wyniki symulacji na optymalnych modelach z uwzględnieniem parametru ryzyka. W szczególności dla różnych poziomów parametru awersji BC do ryzyka oraz różnych okresów decyzyjnych porównywać będziemy optymalne ścieżki zmiennych endogenicznych, funkcje odpowiedzi na impulsy egzogeniczne oraz długości horyzontów stabilizujących. Ostatnia część zawiera podsumowanie wyników.

Autorzy składają serdeczne podziękowania wszystkim krytycznym Czytelnikom tego opracowania. Za cenne komentarze na etapie powstawania niniejszej pracy chcielibyśmy podziękować Recenzentowi, uczestnikom seminarium Instytutu Ekonomicznego NBP, współpracownikom z Katedry Ekonometrii UŁ, w szczególności prof. W. Milo, prof. J.J. Sztaudyngerowi, prof. P. Wdowińskiemu, dr. P. Baranowskiemu, dr. G. Szafrąnskiemu oraz uczestnikom konferencji Forecasting Financial Markets and Economic Decision-Making Conference (maj 2014).

# 1 Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej

## 1.1 Reguły polityki pieniężnej

Możliwość wyboru i oceny strategii polityki monetarnej pozwala bankowi centralnemu tak kształtować instrumenty polityki pieniężnej, aby zapewnić stabilizację cen w gospodarce. Jednocześnie jest interesujące, na ile pomocne jest włączenie do celów banku, poza stabilizacją cen, miar aktywności gospodarczej - np. luki produkcyjnej oraz uwzględnienie strategii wygładzania stóp procentowych.

Wielu autorów zaproponowało stosowanie prostych reguł polityki pieniężnej, w których zakłada się, że instrument polityki jest funkcją kilku zmiennych opisujących odchylenia stanu gospodarki od niektórych pożądaných poziomów. Przegląd literatury na temat reguł polityki pieniężnej można znaleźć np. w [Clarida i in., 1999], [McCallum, 1999], [Svensson, 1999], [Woodford, 2003].

Reguły te podzielono na dwie główne kategorie - reguły odnoszące się do instrumentów oraz reguły odnoszące się do celów (kontrola kursu walutowego, podaży pieniądza, jak również poziomu inflacji). Pierwszą grupę stanowią reguły oparte o tzw. instrument polityki monetarnej, którym najczęściej jest rynkowa krótkookresowa stopa procentowa. Reguły te objaśniają instrument za pomocą zmiennych predeterminowanych lub oczekiwanych, w tym zmiennych stanu oraz zmiennych egzogenicznych. Postać funkcyjna tych reguł jest bardzo często ustalana arbitralnie. Ich głównym celem jest próba ilościowego opisu empirycznych ścieżek stóp procentowych.

W tym opracowaniu analizować będziemy drugi rodzaj reguł polityki monetarnej czyli tzw. *reguły celu* lub równoważnie *optymalne reguły polityki monetarnej*. Reguły celu wyznaczane są w modelach optymalnej polityki pieniężnej. Oparte są one o zmienne celu i ich pożądanę poziomy, które występują w ustalonej przez bank funkcji straty (por. funkcja straty banku centralnego (2)) lub funkcji dobrobytu społecznego (*welfare function*). Wyznaczenie optymalnej reguły polityki pieniężnej polega na rozwiązaniu zadania minimalizacji oczekiwanej straty lub oczekiwanej dysużyteczności z poniesionej straty po wszystkich możliwych ścieżkach zmiennej sterującej oraz przy ograniczeniach zadanych przez dynamikę zmiennych stanu.

W modelach optymalnej polityki pieniężnej (np. [Batini i Haldane, 1999],



[Rudebusch i Svensson, 1999], [McCallum i Nelson, 2000], [Sack, 2000], [Svensson, 2000], [Polito i Wickens, 2012]) główny cel banku centralnego z nieskończonym horyzontem decyzyjnym jest uwzględniony poprzez włączenie do funkcjonalu celu odchylenia poziomu inflacji od celu inflacyjnego oraz poziomu luki produkcyjnej. Modele tego typu, ponieważ pozwalają na określenie optymalnych poziomów stóp procentowych, są często stosowane w badaniach empirycznych. W [Galí, 2009], [Rotemberg i Woodford, 1998] i [Woodford, 2003] autorzy wskazują, że ten typ funkcji celu, można otrzymać z mikropodstaw.

W literaturze kładziony jest nacisk na szacowanie parametrów funkcji reakcji banku centralnego jednak bez wyznaczania optymalnej reakcji. Badania empiryczne wskazują, iż reguła ta dobrze objaśnia zmiany stóp procentowych ([Taylor, 1993], [Clarida i in., 1998], [Clarida i in., 2000], [Mehra, 1999], [Judd i Rudebusch, 1998], [Woodford, 2003]), jednak nie zawsze daje precyzyjną odpowiedź na jakim poziomie należy je ustalić [Sławiński, 2011].

W artykułach, m.in. [Ball, 1999], [Clarida i in., 1999], [Orphanides i Wilcox, 2002], [Rotemberg i Woodford, 1998], [Svensson, 1997] i [Woodford, 1999], autorzy pokazali pewne empiryczne przykłady reguł stóp procentowych i porównali je z zachowaniem optymalnym banku centralnego. Svensson [Svensson, 2000] podkreśla, iż reguły typu Taylora, ponieważ jej parametry uwzględniają jedynie poziom inflacji i luki oraz ponieważ pomija ona informacje z innych zmiennych, nie można uznać za efektywną regułę polityki pieniężnej.

Dla Polski szacunki reguł typu Taylora przedstawione są, m.in. w: [Urbańska, 2002], [Baranowski, 2011], [Baranowski, 2014]. Wyniki te pokazują, że polskie władze monetarne nie reagują na lukę produkcyjną, silnie reagują na inflację i przywiązują wysoką wagę do wygładzania stóp procentowych.

Reguły celu wyznaczone są najczęściej w modelach z nieskończonym horyzontem czasowym, liniową dynamiką gospodarki i kwadratową funkcją straty (por. [Svensson, 1999], [Rudebusch i Svensson, 1999], [Woodford, 2003]). Dla tych modeli przy użyciu teorii sterowania dla problemów liniowo-kwadratowych (por. [Whittle, 1996], [Zabczyk, 1996]) uzyskujemy jednorodnie w czasie optymalne strategie polityki pieniężnej.

W ostatnich latach optymalna polityka monetarna budowana jest w ramach dynamicznych stochastycznych modeli równowagi ogólnej (modeli DSGE) (por. [Smets i Wouters, 2003], [Smets i Wouters, 2007], [Galí, 2009]) w paradygma-

---

cie ekonomii nowokeynsistowskiej. W modelach tych gospodarka jest opisana za pomocą strukturalnych modeli wyprowadzonych z optymalnych zachowań mikro-podmiotów, które cechują się racjonalnymi oczekiwaniami. Aby otrzymać optymalną regułę polityki pieniężnej w modelach tych maksymalizuje się funkcję dobrobytu społecznego (*welfare function*) [Woodford, 2003], mającą postać funkcji użyteczności gospodarstw domowych, przy ograniczeniach zadanych przez równania opisujące zachowanie gospodarki. Szczególnie po ostatnim kryzysie finansowym zaczęto kwestionować adekwatność przyjmowanych w modelach DSGE założeń ([Sławiński, 2011], [Colander i in., 2009]), m.in. nieskończony horyzont w optymalnej strategii banku, racjonalne oczekiwania, reprezentatywne podmioty gospodarcze. Główną wadą tego podejścia [Chari i in., 2008] jest brak jednoznacznych i ogólnie akceptowalnych założeń dotyczących mikropodstaw niezbędnych do budowy tych modeli oraz wynikająca z tych założeń „sztywność modelu” powodująca słabe własności prognostyczne.

Alternatywnym podejściem do budowy monetarnych reguł celu jest modelowanie gospodarki za pomocą prostych w konstrukcji, ateoretycznych modeli wektorowej autoregresji (modeli VAR) (por. [Sack, 2000], [Polito i Wickens, 2012]). W tej klasie optymalnych modeli monetarnych, założenia które należy przyjąć dotyczą jedynie wyboru zmiennych stanu opisujących gospodarkę oraz postaci funkcji straty. Ponadto warto podkreślić, że modele VAR są często log-liniowym przybliżeniem bardziej skomplikowanych modeli DSGE [Polito i Wickens, 2012]. Modele VAR w przeciwieństwie do modeli DSGE nie są jednak odporne na krytykę Lucasa [Lucas Jr, 1976]<sup>1</sup>. Parametry modelu zależą od realizowanej polityki gospodarczej i według Lucasa powinny reagować na zmiany tej polityki. Co prawda optymalna wrażliwa na ryzyko polityka banku centralnego wyznaczona jest przy założeniu znajomości parametrów modelu - szacownych w oparciu o empiryczną regułę polityki pieniężnej, jednakże pełna identyfikacja szoków egzogenicznych dokonana jest już w oparciu o optymalną regułę polityki pieniężnej (por. Dodatek C). Ten sposób identyfikacji szoków egzogenicznych oraz fakt, iż optymalna wrażliwa na ryzyko reguła polityki pieniężnej uwzględnia zmienność i korelację zmiennych endogenicznych w pewnym stopniu redukuje istotność krytyki Lucasa.

Powszechnym podejściem do modelowania polityki pieniężnej jest empiryczne modelowanie mechanizmu transmisji monetarnej, w ramach którego uwzględnia się

---

<sup>1</sup>Dyskusję na temat uodpornienia modeli VAR na krytykę Lucasa można znaleźć, m.in. w [Sims, 1986].

wpływ polityki pieniężnej banku centralnego na inflację i gospodarkę realną, m.in. poprzez kanał stóp procentowych, oczekiwań inflacyjnych oraz kursu walutowego. Modele tego typu są powszechnie stosowane przez banki centralne (w Polsce patrz na przykład: [Wróbel i Pawłowska, 2002], [Łyziak, 2002], [Postek, 2011], [Kłós i in., 2004], [Demchuk i in., 2012], [Kapuściński i in., 2014], [Brzoza-Brzezina, 2011], [Sławiński, 2011]). Szeroki przegląd badań dla gospodarek centralnej i wschodniej Europy zamieszcza [Égert i MacDonald, 2009].

W niniejszym opracowaniu działanie kanałów mechanizmu transmisji monetarnej zostało ocenione, podobnie jak w [Kapuściński i in., 2014], [Polito i Wickens, 2012], [Sack, 2000] na podstawie strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR).

## 1.2 Kanały transmisji impulsów polityki pieniężnej

Związek między ilością pieniądza a cenami jest powszechnie akceptowany w literaturze, kontrowersje budzą natomiast mechanizmy przenoszenia impulsów pieniężnych. Wyjaśnienie występujących w tym obszarze zależności przyczynowo - skutkowych ma nie tylko poważne znaczenie teoretyczne, ale stanowi także ważną wskazówkę dla polityków gospodarczych, którzy trafnie muszą przewidywać skutki materialne podejmowanych decyzji monetarnych. Znajomość mechanizmu transmisji monetarnej jest ważna, szczególnie dla banków centralnych, w przypadku realizacji strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. Pozwala ona na osiąganie celów inflacyjnych za pomocą instrumentów polityki pieniężnej. Większość współczesnych teorii dotyczących mechanizmu transmisji polityki pieniężnej akcentuje rolę stóp procentowych, jako instrumentu polityki antyinflacyjnej banku centralnego. Bank centralny stabilizuje ceny poprzez kształtowanie stóp procentowych na odpowiednim poziomie. W małych otwartych gospodarkach znaczny wpływ na poziom inflacji ma również kurs walutowy. Głównymi kanałami mechanizmu transmisji monetarnej są zatem: kanał stopy procentowej, kanał oczekiwań inflacyjnych oraz kanały kredytowe (por. np. [Mishkin, 1996]).

### 1.2.1 Kanał stopy procentowej

Stopy procentowe są głównym instrumentem polityki pieniężnej banku centralnego. Zwiększenie restrykcyjności polityki pieniężnej powoduje, w pierwszej kolejności, wzrost krótkoterminowych stóp procentowych na rynku międzybankowym, a na-

---

stępnie oprocentowania kredytów i depozytów w bankach komercyjnych. Wzrostowi ulegają również realne stopy procentowe, na podstawie których podejmowane są decyzje inwestycyjne oraz konsumpcyjne. Wpływają one dalej na wielkość zagregowanego popytu w gospodarce. Spadek popytu inwestycyjnego oraz konsumpcyjnego ogranicza presję inflacyjną w gospodarce.

Dopełnieniem kanału stóp procentowych może być uwzględnienie kanałów kredytowych. Zmiana polityki pieniężnej powoduje zmianę premii finansowania zewnętrznego, poprzez oddziaływanie na bilanse banków komercyjnych oraz poprzez kanał bilansowy [Demchuk i in., 2012].

Istotną kwestią pozostaje również dyskusja na temat włączenia do mechanizmu transmisji agregatów monetarnych lub kredytowych. W wielu pracach empirycznych można znaleźć dowody, że w długim okresie istnieje bardzo silna korelacja jednoczesna między inflacją (poziomem cen) a podażą pieniądza, nadto w krótkim okresie agregaty monetarne wykazują dużą zmienność a przez to małą zdolność prognostyczną jako determinanty inflacji ([Taylor, 1999], [Svensson, 1999]). Dlatego też od lat 90-tych w pracach dotyczących polityki pieniężnej skupiono uwagę nie na dynamice wzrostu podaży pieniądza lecz na krótkookresowej stopie procentowej jako podstawowym instrumencie polityki monetarnej. Pogląd ten od czasów kryzysu finansowego z lat 2007-2009 uległ nieco osłabieniu i ostatnio obserwuje się coraz więcej modeli włączających agregaty monetarne do zbioru zmiennych (por. dyskusja w [Łyziak i in., 2012]). Stąd, nie ma jednoznacznej zgody, w teorii ekonomii, co do znaczenia agregatów monetarnych w analizach mechanizmu transmisji pieniężnej. Najczęściej twierdzi się, iż zmienne te nie stanowią elementu mechanizmu transmisji a jedynie mogą mieć charakter informacyjny. Ponieważ jednak nie uwzględnia się ilości pieniądza w celach pośrednich banku centralnego, w świetle poniższego modelu, nie zostały uwzględnione agregaty monetarne.

### **1.2.2 Kanał kursu walutowego**

Restrykcyjna polityka pieniężna prowadzi, w krótkim okresie, do aprecjacji waluty krajowej [Wdowiński, 2010]. Wzrost wartości waluty krajowej może mieć dwa efekty oddziaływania: efekt zmiany cen relatywnych (spadek cen dóbr importowanych wyrażonych w walucie krajowej) oraz wzrost cen dóbr krajowych wyrażonych w walucie zagranicznej, co powoduje wzrost importu oraz spadek eksportu, a zatem ob-

niża zagregowany popyt w gospodarce, z drugiej strony powstaje również tzw. efekt bilansowy - zmiany kursy walutowego mogą wpływać na wartość netto aktywów posiadanych przez podmioty gospodarcze. Efekt bilansowy działa w przeciwnym kierunku niż efekt zmiany cen relatywnych. Jeżeli rezydenci krajowi są dłużnikami netto reszty świata, aprecjacja waluty krajowej przyczynia się do umocnienia bilansów podmiotów krajowych, a zatem daje impuls do wzrostu zagregowanego popytu w gospodarce [Demchuk i in., 2012]. [Svensson, 1999] wyróżnia bezpośredni kanał kursu walutowego, w którym aprecjacja waluty krajowej powoduje obniżenie cen dóbr importowanych wyrażonych w tej walucie, które wchodzi do koszyka *CPI* i przez to obniżają inflację krajową oraz pośredni, w którym aprecjacja waluty krajowej ma wpływ na ceny dóbr pośrednich, przez to na koszty krańcowe i płace, powoduje zatem spadek inflacji. Obecne badania wskazują jednak na zmniejszenie znaczenia kanału bezpośredniego [Kapuściński i in., 2014].

### 1.2.3 Kanał oczekiwań inflacyjnych

Kluczowe znaczenie w mechanizmie transmisji impulsów monetarnych ma kanał oczekiwań, a zwłaszcza oczekiwań inflacyjnych. Nagły wzrost oczekiwań inflacyjnych powoduje obniżenie się realnych stóp procentowych, wzrost zagregowanego popytu a następnie zwiększenie presji inflacyjnej. Na decyzje inwestycyjne podmiotów gospodarczych wpływ ma wysokość długoterminowych stóp procentowych, które zależą od średniej oczekiwanej wysokości krótkoterminowych stóp procentowych, które z kolei zależą od oczekiwań formułowanych o poziomie przyszłej inflacji i sposobie reagowania na nią przez bank centralny określając poziom krótkoterminowych stóp procentowych. Oznacza to zatem, że wysokość długoterminowych stóp procentowych zależy od wiarygodności banku centralnego [Sławiński, 2011].

W prezentowanym dalej modelu empirycznym nie zostały wprowadzone jawnie (*explicite*) oczekiwania inflacyjne<sup>2</sup>, ale możemy zauważyć, iż są one odzwierciedlone zarówno w opóźnieniach inflacji (tzw. część adaptacyjna oczekiwań inflacyjnych) oraz w bieżącej zmiennej egzogenicznej - cenie ropy naftowej, która jak podkreślają [Sims, 1992] oraz [Sack, 2000] stanowi jedną z głównych determinant przyszłych poziomów cen i często aproksymuje, w modelach VAR, poziom oczekiwań inflacyjnych.

---

<sup>2</sup>Dokonano jednak próby włączenia oczekiwań inflacyjnych konsumentów (na podstawie ankiety GUS, wcześniej badania Ipsos), jednak nie przyniosły one pożądanych rezultatów.



---

### 1.3 Wyniki empiryczne

Oszacowano wektorowy model autoregresyjny VAR pozwalający na szeroką empiryczną analizę mechanizmu transmisji monetarnej. Parametry modelu oszacowano na polskich danych kwartalnych obejmujących lata 1995-2013. Przy konstrukcji modelu przyjęto założenie, iż reguła polityki pieniężnej bierze pod uwagę najważniejsze zmienne makroekonomiczne - odchylenie inflacji od celu inflacyjnego oraz lukę produkcyjną (reprezentującą wahania koniunkturalne), jak również pozwala na uwzględnienie wygładzania stóp procentowych. Ponieważ analizowana gospodarka jest gospodarką otwartą uwzględniono również kurs walutowy. W celu wyeliminowania zagadki cenowej uwzględniono egzogeniczne ceny ropy naftowej. Przyjęto, iż jedynym instrumentem banku centralnego jest krótkookresowa nominalna stopa procentowa (przybliżona za pomocą stopy WIBOR1M).

W ostatnich 20 latach w wielu gospodarkach światowych m.in. w Japonii oraz Szwajcarii pojawił się problem zbliżenia się krótkookresowych nominalnych stóp procentowych do ich dolnej zerowej granicy (*zero nominal lower bound*). Osiągnięcie granicznego zerowego poziomu stóp procentowych może powodować ograniczenie efektywności polityki pieniężnej i przyczyniać się do powstawania tzw. pułapki płynności, a w rezultacie do zaniku wpływu banku centralnego na poziom zagregowanego popytu [Krugman i in., 1998]. Ten asymetryczny wpływ instrumentu polityki pieniężnej w empirycznych i optymalnych modelach polityki pieniężnej może zostać uwzględniony poprzez dodanie dodatniej restrykcji na nominalną krótkookresową stopę procentową [Polito i Wickens, 2012] lub rozważanie przekształconego przez pewną funkcję  $f : (0, \infty) \rightarrow (-\infty, \infty)$  instrumentu polityki pieniężnej, w którym funkcja  $f$  jest określona tylko na dodatniej półprostej. W niniejszym opracowaniu zastosowano logarytmiczne przekształcenie  $f(x) = \ln(x)$  i w analizowanych modelach rozważono logarytmny stóp *WIBOR* oraz ich odchylenia od zlogarytmowanego długookresowego trendu  $\hat{WIBOR}$  rozumianego jako logarytm nominalnej naturalnej stopy procentowej<sup>3</sup>. Aproksymacji nominalnej naturalnej stopy procentowej dokonano za pomocą filtra Hodricka-Prescotta [Orphanides i Williams, 2002].

Na etapie konstrukcji modelu przeprowadzono szereg estymacji pozwalających wyłonić model spełniający założenia ekonomiczne. Przetestowano różne rzędy roz-

---

<sup>3</sup>Koncepcja naturalnej stopy procentowej została szerzej omówiona, m.in. w [Blinder, 2001], [Brzoza-Brzezina, 2003].

kładów opóźnień zarówno zmiennych endogenicznych jak i zmiennych egzogenicznych w modelu  $VARX(p_1, p_2, d_0, d_k)$  - gdzie  $p_1$  - rząd opóźnień zmiennych endogenicznych,  $d_0$  - początek rozkładu opóźnień zmiennych egzogenicznych (począwszy od  $d_0 = 0$ ),  $d_k$  - maksymalne opóźnienie zmiennych egzogenicznych (przyjęto maksymalnie opóźnienie wynoszące do 6 kwartałów włącznie) oraz uwzględniono wygładzanie stóp procentowych ([Sack i Wieland, 2000] poprzez wprowadzenie dodatkowych  $p_2$  opóźnień stopy procentowej (uwzględniono maksymalne opóźnienie wynoszące do 6 kwartałów włącznie).

Ostatecznie przyjęto model  $VARX(2, 2, 0, 1)$  uwzględniający następujące zmienne endogeniczne<sup>4</sup>:

- $\pi_t = \Pi_t - \hat{\Pi}_t$  - odchylenie inflacji od celu inflacyjnego,
- $x_t = \ln GDP_t - \ln \hat{GDP}_t$  - luka produkcyjna (procentowa różnica pomiędzy produkcją faktyczną a jej długookresowym trendem)<sup>5</sup>,
- $q_t = REER_t - \hat{REER}_t$  - odchylenie realnego efektywnego kursu walutowego od jego długookresowego trendu,
- $i_t = \ln WIBOR_t - \ln \hat{WIBOR}_t$  - odchylenie stopy procentowej (WIBOR1M) od jej długookresowego trendu,

oraz bieżącą i opóźnioną o 1 kwartał zmienną egzogeniczną:

- $oil_t = \ln OILR_t - \ln \hat{OILR}_t$  - procentowe odchylenie ceny ropy Brent od jej długookresowego trendu,

gdzie:

- $\Pi_t$  - inflacja w okresie  $t$ , wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI), względem analogicznego kwartału roku poprzedniego,
- $\hat{\Pi}_t$  - cel inflacyjny NBP w okresie  $t$ ,

<sup>4</sup>Zmienne zostały oczyszczone z sezonowości (procedura Census X12).

<sup>5</sup>Długookresowy trend jest często utożsamiany z produkcją potencjalną. Należy pamiętać, iż produkcja potencjalna nie jest bezpośrednio obserwowalna, o jej szacowaniu piszą m.in. [Gibbs, 1995], [De Masi, 1997].

- $GDP_t$  - produkt krajowy brutto w okresie  $t$ , ceny stałe przy roku odniesienia 2010,
- $REER_t$  - realny efektywny kurs walutowy (Real Effective Exchange Rate) w okresie  $t$ ,
- $OILLR_t$  - cena ropy Brent w okresie  $t$ , PLN/baryłka (light blend 38 API, Wielka Brytania), ceny stałe przy roku odniesienia 2010,
- $WIBOR_t$  - stopa procentowa  $WIBOR1M$  w okresie  $t$ ,
- $\hat{GDP}_t, \hat{REER}_t, \hat{WIBOR}_t, \hat{OILLR}_t$  - oznaczają długookresowe trendy odpowiednich zmiennych (zastosowano filtr Hodricka-Prestotta<sup>6</sup>),
- $t$  zmienna czasowa oznaczająca kwartał roku,  $t = 0, 1, 2, \dots$

Odchylenia zmiennych makroekonomicznych od długookresowego trendu, bądź celu w przypadku  $CPI$ , tworzą wektor zmiennych stanu (zmiennie niesterujące)  $y_t = [x_t, \pi_t, q_t]'$ <sup>7</sup>, zmienna  $i_t$  jest zmienną sterującą i stanowi instrument banku centralnego.

Przekształcenie stopy procentowej i realnego efektywnego kursu walutowego polegało na odjęciu od nich długookresowych trendów oszacowanych za pomocą filtru Hodricka-Prescotta<sup>8</sup>. Inne podejścia do uwzględnienia długookresowych zmian w stopach procentowych i kursie walutowym w modelu transmisji monetarnej polega na znalezieniu związku kointegrującego między zmiennymi stanu i zastosowaniu modelu wektorowej korekty błędem (VECM) (por. [Miller, 1991], [Camarero i in., 2002], [Majsterek, 2008] oraz znajdujące się tam odniesienia do literatury). Wiąże się to jednak z nie prostą procedurą poszukiwania relacji kointegrujących. Zastosowanie modelu VECM do opisu mechanizmów transmisji nie wyklucza użycia prezentowanych w niniejszym raporcie narzędzi.

Wszystkie uwzględnione zmienne są stacjonarne (por. Tabl. 3 w Dodatku A). Opóźnienie modelu oparto na kryteriach informacyjnych (por. Tabl. 4 w Dodatku A). Trzy (LR, FPE i HQ) spośród pięciu kryteriów wskazują na  $p_1 = 2$ . Jedynie

<sup>6</sup>Zastosowano standardową dla danych kwartalnych wagę  $\lambda = 1600$ , stabilność rozwiązań dla innych wag pokazano w [Milo i in., 2013].

<sup>7</sup>Dla wektora  $y$ ,  $y'$  oznacza wektor transponowany.

<sup>8</sup>Ten rodzaj transformacji jest powszechnie stosowany m.in. przy budowie modeli VAR, DSGE.

kryterium informacyjne Schwarza (SC) przyjmuje wartość najmniejszą przy rzędzie opóźnień wynoszącym jeden, natomiast AIC na rząd opóźnień  $p_1 = 6$ . Analiza wyników testu weryfikującego istotność wprowadzonych do modelu VAR opóźnień zmiennej endogenicznych potwierdza właściwy dobór rzędu modelu. Wszystkie zmienne opóźnione są statystycznie istotne na poziomie istotności  $\alpha = 5\%$  (por. Tabl. 5 w Dodatku A). Wszystkie odwrotności pierwiastków charakterystycznych znajdują się wewnątrz koła jednostkowego, zatem prezentowany model VAR jest modelem stabilnym spełniającym założenie o łącznej stacjonarności. Reszty modelu charakteryzują się normalnością rozkładu (łączna wartość statystyki testu Jarque-Bera wynosi 9,66 z empirycznym poziomem istotności  $p.ist. = 0,29$ ), brakiem autokorelacji (empiryczny poziom istotności dla testu LM dla hipotezy zerowej o braku autokorelacji do rzędu 8 wynosi  $p.ist. = 0,285$ ) oraz brakiem heteroskedastyczności reszt (empiryczny poziom istotności wynosi  $p.ist. = 0,89$ ). Sprawdzono również zdolność prognostyczną modelu VAR wykonując dynamiczną prognozę ex post. Wyniki symulacji przedstawiono na Rys. 19 w Dodatku A. Błędy prognozy ex-post są na akceptowalnych poziomach (por. Tabl. 6 w Dodatku A).

Badania mechanizmu transmisji monetarnej Elbourne i de Haana [Elbourne i de Haan, 2009] wskazują, iż modele ze strukturalną dekompozycją szoków dają lepsze rezultaty niż zastosowanie, prowadzącej do rekurencyjnych zależności, dekompozycji Choleskiego. Ponadto, jak podkreślają [Christiano i in., 2006] nałożenie restrykcji zgodnych z procesem generującym dane pozwala prawidłowo zidentyfikować dynamiczne efekty szoków dla gospodarki. Szok polityki pieniężnej otrzymano z dekompozycji strukturalnej opartej o restrykcje znaków uzyskane w optymalnym modelu polityki pieniężnej (por. Dodatek C)<sup>9</sup>, która spełniała następujące założenia<sup>10</sup>. Przyjęto następujące restrykcje identyfikujące:

$$\begin{bmatrix} \xi^x \\ \xi^\pi \\ \xi^q \\ \xi^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & \alpha_{13} & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & 0 & \alpha_{33} & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon^x \\ \epsilon^\pi \\ \epsilon^q \\ \epsilon^i \end{bmatrix}$$

gdzie:  $\xi$  - zaburzenia w kolejnych równaniach,  $\epsilon$  - szoki w kolejnych równaniach.

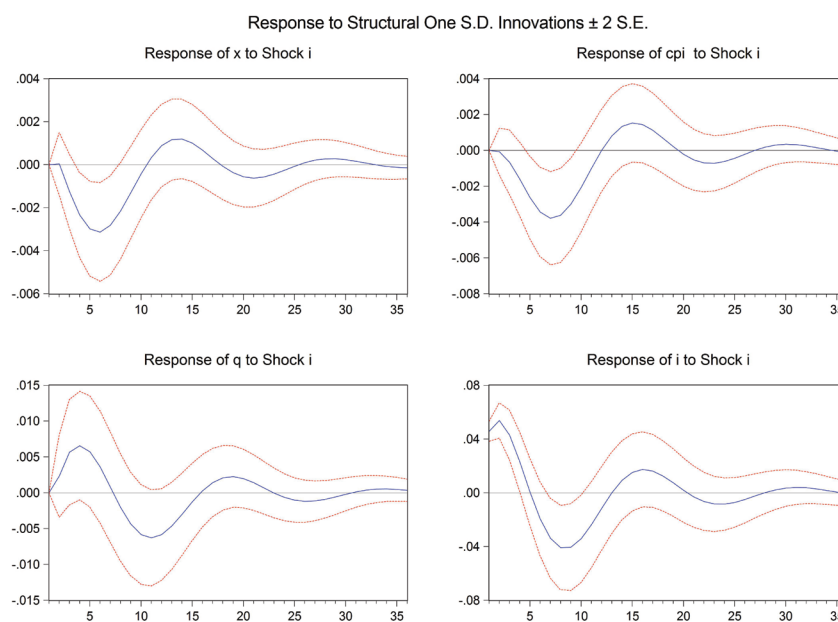
<sup>9</sup>Por. [Arratibel i Michaelis, 2014].

<sup>10</sup>Wyniki dla standardowej dekompozycji Choleskiego (kolejność równań:  $x, \pi, q, i$ ) przedstawiono w Dodatku A, por. Rys. 20.

Fundamentalne impulsy makroekonomiczne  $\epsilon_t^x$ ,  $\epsilon_t^\pi$  oraz  $\epsilon_t^q$  nazywamy, odpowiednio, szokiem popytu krajowego, szokiem inflacyjnym (cenowym) oraz szokiem kursu walutowego<sup>11</sup>.

Analiza funkcji reakcji pozwala zauważyć istotną reakcję zmiennych endogenicznych modelu na negatywny szok polityki pieniężnej (wzrost stóp procentowych). Najsilniejsza istotna ujemna reakcja luki produkcyjnej oraz inflacji występuje odpowiednio po 6 i 7 kwartałach od wystąpienia zacieśnienia polityki pieniężnej (por. Rys. 1). Warto podkreślić, iż nie występuje w modelu problem zagadki cenowej. Po ok. 2 latach reakcje obu zmiennych stają się nieistotne statystycznie. Kurs walutowy nie reaguje istotnie na szok stóp procentowych (por. podobnie jak w: [Kapuściński i in., 2014]).

Rysunek 1: Funkcje reakcji zmiennych endogenicznych na negatywny szok polityki pieniężnej. Źródło: obliczenia własne.



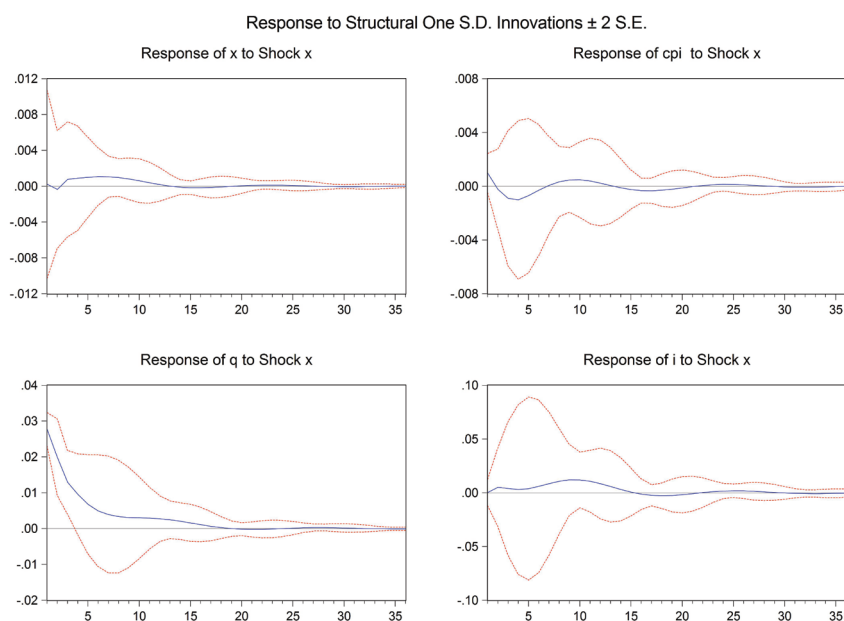
Szok popytu krajowego przenosi się najsilniej na kurs walutowy (por. Rys. 2). Widoczna jest aprecjacja waluty krajowej w wyniku dodatniego szoku popytowego, przy czym reakcja jest najsilniejsza w okresie wystąpienia szoku, wygasa po ok.

<sup>11</sup>  $\epsilon_t^x$ ,  $\epsilon_t^\pi$ ,  $\epsilon_t^q$  można interpretować jako impulsy pochodzące (mające źródło) od zmian, odpowiednio, w preferencji konsumentów, technologicznych (ujemny szok podaży), w wartości waluty krajowej (aprecjacja).



4 kwartałach. Widoczna jest również, zgodna z intuicją ekonomiczną, początkowa dodatnia reakcja inflacji oraz stóp procentowych na szok popytowy, jednak reakcja ta nie jest istotna statystycznie.

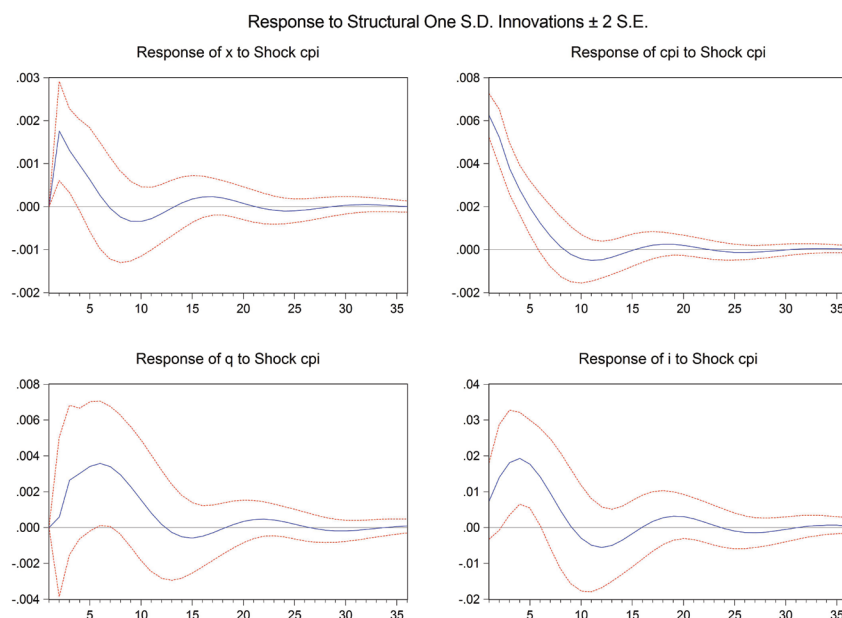
Rysunek 2: Funkcje reakcji zmiennych endogenicznych na szok popytu krajowego.  
Źródło: obliczenia własne.



Wystąpienie dodatniego szoku inflacyjnego (por. Rys. 3) powoduje wzrost stóp procentowych, najsilniejsza reakcja występuje po 4 kwartałach, wygasa po upływie ok. 1,5 roku. Dodatni szok inflacyjny przenosi się, w wyniku obniżenia realnych stóp procentowych, na dodatnią reakcję luki produkcyjnej, najsilniejsza reakcja widoczna jest 2 kwartały po wystąpieniu szoku, rok po wystąpieniu szoku reakcja staje się nieistotna statystycznie. Szok cenowy w świetle analizowanego modelu powoduje aprecjację polskiej waluty, maksymalna reakcja widoczna jest 1,5 roku po wystąpieniu szoku.

Dodatni szok kursu walutowego (aprecjacja) powoduje istotną statystycznie ujemną jednoczesną reakcję luki produkcyjnej (por. Rys. 4), reakcja ta wygasa po ok. 5 kwartałach od wystąpieniu szoku. Rok po wystąpieniu szoku widoczna jest maksymalna ujemna reakcja inflacji na szok walutowy, natomiast w przypadku stóp procentowych najsilniejsza reakcja widoczna jest 5 kwartałów od wystąpieniu szoku.

Rysunek 3: Funkcje reakcji zmiennych endogenicznych na szok inflacyjny. Źródło: obliczenia własne.

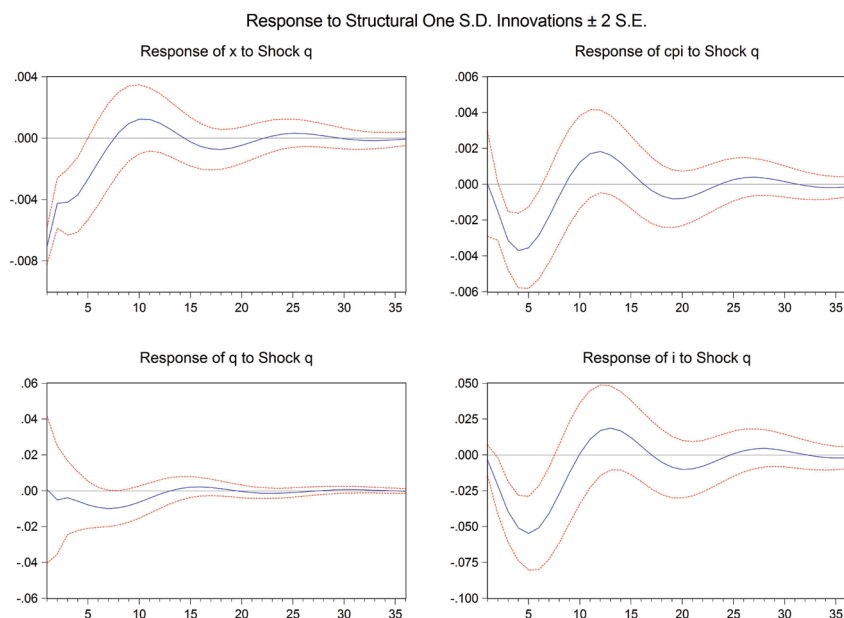


Analiza dekompozycji wariancji błędu prognozy [Lütkepohl, 2005] pozwala założyć, iż największy udział w wariancji błędu prognozy  $x$  ma szok pochodzący ze strony kursu walutowego, jego udział początkowo wynosi ponad 99%, następnie maleje i po upływie ok. 8 kwartałów stabilizuje się na poziomie ok. 65–67%. Udział szoku stopy procentowej stabilizuje się po ok. 2 latach na poziomie ok. 25%, natomiast udział szoku cenowego (niespełna 4%) i popytowego (ok. 4%) jest nieznaczący (por. Rys. 22 w Dodatku A).

Największy udział w wariancji błędu prognozy  $\pi$  (por. Rys. 22 w Dodatku A) ma szok pochodzący od tej zmiennej, początkowo wynosi on ponad 97%, po upływie ok. 12 kwartałów maleje on do poziomu ok. 40%. Wzrastają wtedy udziały szoku stopy procentowej (ok. 30%) oraz kursu walutowego (ok. 27%). Szok  $x$  ma nieznaczący udział nie przekraczający 2%.

W przypadku kursu walutowego (por. Rys. 23 w Dodatku A) dekompozycja wariancji składnika losowego wskazuje, iż największy udział ma szok ze strony zmiennej  $x$ , początkowo wynosi on ponad 99%, następnie po ok. 12 kwartałach maleje on do poziomu ok. 64%. Mniejszy jest udział szoku pochodzącego od kursu walutowego (ok. 22%), udział szoku polityki pieniężnej wynosi ok. 12%, natomiast szoku ceno-

Rysunek 4: Funkcje reakcji zmiennych endogenicznych na szok kursu walutowego (aprecjacja). Źródło: obliczenia własne.



wego niecałe 3%.

Największy udział w wariancji błędu prognozy  $i$  ma szok pochodzący od tej zmiennej, początkowo wynosi on ok. 97%, następnie obniża się i osiąga stabilny poziom ok. 47%. Szok pochodzący ze strony kursu walutowego stabilizuje się po upływie ok. 10 kwartałów na poziomie ok. 45%, natomiast szok cenowy na poziomie niespełna 6%. Szok popytowy ma najmniejszy udział nieprzekraczający (3%) (por. Rys. 23 w Dodatku A).

W dalszej części dokonano oceny stabilności uzyskanych rozwiązań. W tym celu przeprowadzono rekurencyjną estymację modelu oraz każdorazowo oszacowano funkcje odpowiedzi na impulsy. Rekurencyjne oszacowania otrzymano zakładając, iż próba kończyła się w 4-tym kwartale 2007 r. ( $t$ ), następnie została rozszerzana o kolejne obserwacje ( $t + i$ ), gdzie  $i = 1, 2, \dots, 24$ . Otrzymane wyniki potwierdzają stabilność modelu (por. Rys. 24 oraz Rys. 25 w Dodatku A). Pewne nietypowości obserwowane są dla pierwszych obserwacji - początek 2008 roku ( $t + 1, t + 2, t + 3$ ), co może wiązać się z wpływem kryzysu rosyjskiego oraz zmianami w strategii polityki pieniężnej, oraz dla drugiego półrocza roku 2011 ( $t + 15, t + 16$ ), co z kolei może wynikać z wpływu kryzysu finansowego. Niestabilności te jednak wygasają i

---

dla dłuższych prób oszacowania funkcji odpowiedzi na impulsy nie cechują się ich brakiem. Dla wyróżnionych okresów niestabilności do modelu włączono zmienne zerojedynkowe.

## 2 Optymalne wrażliwe na ryzyko modele polityki monetarnej

W niniejszym opracowaniu rozważać będziemy modele optymalnej wrażliwej na ryzyko polityki monetarnej, w których bank centralny minimalizuje wykładniczą funkcję dysużyteczności. W tych ostatnich modelach, które znane są w literaturze jako wrażliwe na ryzyko modele optymalnego sterowania *risk-sensitive optimal control models* (por. [Whittle, 1996]), poprzez parametr funkcji dysużyteczności uwzględniamy wrażliwość banku centralnego na ryzyko nieosiągnięcia postawionych w funkcji straty celów. Pozwoli to na analizę nowych optymalnych ścieżek polityki monetarnej, w których widoczna jest ostrożniejsza reakcja na szoki makroekonomiczne.

Matematyczne własności optymalnych wrażliwych na ryzyko modeli sterowania badane były m.in. przez [Jacobson, 1973], [Whittle, 1981]. Jednakże według wiedzy autorów istnieją tylko nieliczne prace dotyczące zastosowania tych modeli w ekonomii. [Hansen i Sargent, 1995] analizują pewną wersję optymalnego wrażliwego na ryzyko modelu sterowania z nieskończonym horyzontem. W [Vitale, 2012] znaleźć można rozszerzenie optymalnego strukturalnego modelu polityki monetarnej z pracy [Svensson, 1997] z nieskończonym horyzontem czasowym o wrażliwość banku na ryzyko nieosiągnięcia celu. W ramach modelu DSGE [Tallarini Jr, 2000] potwierdza dodatni wpływ poziomu awersji do ryzyka w wykładniczej funkcji użyteczności gospodarstw domowych na zdolności prognostyczne modelu.

Niniejsze opracowanie stanowi pierwszą w literaturze analizę modeli VAR optymalnej wrażliwej na ryzyko polityki monetarnej ze skończonym horyzontem decyzyjnym. W celu uzyskania wrażliwych na ryzyko rozwiązań optymalnych niezbędne jest sformułowanie nowych warunków wystarczających na ich istnienie oraz wprowadzenie rekurencyjnych formuł optymalnych (por. Twierdzenie 2).

Przypomnijmy, że model transmisji monetarnej, mający postać wektorowej autokorelacji z zmienną egzogeniczną, dany jest przez (1). Wyróżniamy w nim krótkoterminową stopę procentową  $i_t$  jako jedyny instrument polityki pieniężnej (zmienna sterująca). Ponadto występuje w nim wektor zmiennych stanu  $y_t = [x_t, \pi_t, q_t]'$  - opisujący podstawowe wielkości makroekonomiczne w gospodarce oraz zmienna egzogeniczna  $oil_t$  - log-odchylenia ceny ropy naftowej od długookresowego trendu (por.



Sekcja 1.3).

$$\begin{cases} y_t = c_1 + \sum_{j=1}^{p_1} \mathbf{A}_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p_2} \mathbf{B}_j i_{t-j} + \sum_{j=d_0}^{d_k} \mathbf{C}_j oil_{t-j} + \Xi_t^e & t = 1, 2, \dots, T \\ i_t = c_2 + \sum_{j=0}^{p_1} \mathbf{D}_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p_2} \mathbf{E}_j i_{t-j} + \sum_{j=d_0}^{d_k} \mathbf{F}_j oil_{t-j} + \epsilon_t^i & t = 0, 1, 2, \dots, T-1 \\ y_0, y_{-1}, \dots, y_{-p_1+1}; i_{-1}, i_{-2}, \dots, i_{-p_2+1} \text{ są dane,} \end{cases} \quad (1)$$

gdzie  $c_1, c_2, \mathbf{A}_i, \mathbf{B}_k, \mathbf{C}_l, \mathbf{D}_j, \mathbf{E}_k, \mathbf{F}_l$  dla  $i = 1, 2, \dots, p_1, j = 0, \dots, p_1, k = 1, \dots, p_2, l = d_0, \dots, d_k$  są macierzami parametrów,  $\Xi_t^e = [\xi_t^x, \xi_t^\pi, \xi_t^q]'$ , dla  $t = 1, \dots, T$  są wektorami szoków,  $\epsilon_t^i$  jest fundamentalnym szokiem polityki pieniężnej. Model (1) opisujący dynamikę zmiennych stanu  $y_t$  dany jest jako  $VARX(p_1, p_2, d_0, d_k)$ .

Niech

$$\mathcal{F}_t = \sigma(y_{-p+1}, \dots, y_0; i_{-q+1}, \dots, i_0; oil_{-e+1}, \dots, oil_T; (\epsilon_s^i)_{s=1}^{s=t}; (\Xi_s^e)_{s=1}^{s=t})$$

oznacza zbiór informacji dostępny w modelu w kwartale  $t$ , wówczas szoki występujące w (1) spełniają następujące założenie.

**Założenie 1.**  $\Xi_t^e = [\xi_t^x, \xi_t^\pi, \xi_t^q]'$ , dla  $t = 1, \dots, T$  są gaussowskimi wektorami takimi, że:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\Xi_t^e | \mathcal{F}_{t-1}) &= 0, \text{cov}(\Xi_t^e | \mathcal{F}_{t-1}) = \mathbf{N}, \\ \mathbb{E}(\epsilon_t^i | \mathcal{F}_{t-1}) &= 0, \text{cov}(\epsilon_t^i, \xi_t^k | \mathcal{F}_{t-1}) = 0 \text{ dla każdego } k \in \{x, \pi, q\}. \end{aligned}$$

Stąd w szczególności wynika, że  $y_t \perp \epsilon_t^i$ <sup>12</sup>. Oznacza to, że szoki polegające na odejściu od reguły monetarnej  $\epsilon_t^i$  nie mają jednoczesnego wpływu na zmienne stanu  $y_t$ . Gospodarka z założenia reaguje z jednokwartalnym opóźnieniem na zmiany stopy procentowej. Ponadto zaburzenia płynące ze zmiennych makroekonomicznych  $\Xi_t^e$  mają natychmiastowy wpływ na zmiany w poziomie instrumentu polityki monetarnej  $i_t$ . Powyższa struktura szoków jest zgodna z opóźnionym mechanizmem transmisji opisanym, m.in. w [Bernanke i Blinder, 1992], [Sack, 2000].

<sup>12</sup>Dla wektorów losowych  $X, Y$  będziemy używać notacji  $X = [X_1, X_2, \dots, X_n] \perp Y = [Y_1, Y_2, \dots, Y_m]$ , aby wyrazić własność:  $\text{cov}(X_i, Y_j) = 0$  dla każdego  $i \in \{1, \dots, n\}, j \in \{1, \dots, m\}$ .

## 2.1 Optymalne wrażliwe na ryzyko banki centralne

Empiryczne ścieżki reguł polityki monetarnej zastąpimy optymalnymi strategiami z nieujemnym parametrem  $\mu \geq 0$  awersji banku do ryzyka nieosiągnięcia zadanego celu.

Rozważymy optymalne banki centralne, które realizują swój cel jakim jest nie tylko zapewnienie stabilności cen ale również stabilizacja luki produkcyjnej. Stąd założymy, że kierują się one minimalizacją kwadratowej międzyokresowej funkcji straty  $L$ , która jest zmienną losową postaci:

$$L = \frac{1}{2} \sum_{t=0}^T \langle \mathbf{Q}y_t, y_t \rangle + \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{T-1} \langle \mathbf{R}i_t, i_t \rangle = \frac{1}{2} \sum_{t=0}^T (\lambda x_t^2 + \pi_t^2 + \rho q_t^2) + \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{T-1} \nu i_t^2 \quad (2)$$

gdzie  $\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \lambda & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \end{bmatrix}$ ,  $\mathbf{R} = \nu$ <sup>13</sup>,  $\lambda$  oznacza relatywną (względem wagi inflacji<sup>14</sup>)

wagę luki produkcyjnej w funkcji straty,  $\nu$  jest wagą odzwierciedlającą znaczenie wygładzania stóp procentowych w  $L$ ,  $\rho$  jest relatywnym udziałem w  $L$  zmienności kursu walutowego. Zmienne występujące w funkcji straty  $L$  ze znaczącą wagą nazywać będziemy zmiennymi celu dla banku centralnego<sup>15</sup>. W literaturze przyjmuje się, że zestaw wag  $\lambda = 0.01$ ,  $\nu = 0.01$ ,  $\rho = 0.01$  odpowiada sytuacji gdy BC realizuje bezpośredni cel inflacyjny *strict inflation targeting* (por. [Svensson, 1999], [Polito i Wickens, 2012]). W przypadku, gdy parametr  $\lambda$  w funkcji straty jest dodatni to realizowana jest elastyczna polityka celu inflacyjnego *flexible inflation targeting* [Rudebusch i Svensson, 1999]. W cytowanej powyżej literaturze przyjmuje się, że parametr  $\lambda$  należy do przedziału  $[0; 5)$ . W niniejszym badaniu przyjęto, że  $\lambda = 2$ . Jednakże, rozważane były również modele z  $\lambda \in \{1, 2, 3, 4, 5\}$ , uzyskane wyniki dotyczące analizy ryzyka w modelach polityki pieniężnej są odporne na zmiany udziału luki popytowej w funkcji celu. Ponadto można zauważyć następującą nieoczekiwaną prawidłowość: wzrost parametru  $\lambda$  powoduje, że optymalne trajektorie inflacji zbliżają się do celu inflacyjnego.

<sup>13</sup> $\langle x, y \rangle$  jest iloczynem skalarnym wektorów  $x, y$ .

<sup>14</sup>W funkcjach straty  $L$  założymy że waga przy log-odchyleniach inflacji do celu inflacyjnego jest jednostkowa.

<sup>15</sup>Waga występująca w funkcji straty nie jest znacząca jeśli jest nie większa od 0.01 por. także [Svensson, 2000].

Optymalny bank z funkcją bezpośredniego celu inflacyjnego nazywać będziemy bankiem *SIT* (*Strict Inflation Targeting*), natomiast bank z funkcją elastycznego celu inflacyjnego nazywać będziemy bankiem *FIT* (*Flexible Inflation Targeting*). Banki optymalne poza ustalaniem wag w swojej funkcji straty decydują również o długości horyzontu decyzyjnego  $T$  w jakim chcą osiągalność zamierzony cel. Założenie to prowadzi do powstania heterogenicznych w czasie optymalnych reguł polityki pieniężnej (8).

Ponadto, każdy z optymalnych banków charakteryzuje się innym poziomem awersji do ryzyka nieosiągnięcia określonego przez funkcję straty celu. Rozważymy następującą wykładniczą funkcję dysużyteczności optymalnego banku centralnego,  $U(L) = e^{\mu L}$ . Parametr  $\mu > 0$  opisuje absolutną awersję do ryzyka (por. Rozdział 7 w [DeGroot i in., 1981]) i informuje nas o procentowych zmianach prędkości zmian użyteczności spowodowanych wzrostem straty o jednostkę. Parametr  $\mu \geq 0$  mierzy zatem wrażliwość banku centralnego na nieosiągnięcie założonego celu reprezentowanego przez funkcję straty, każdy kolejny przyrost funkcji straty jest oceniany ze zwiększoną utratą użyteczności banku<sup>16</sup>.

Kryterium optymalności banku z awersją do ryzyka, zwane w literaturze jako *risk sensitive criterion* (por. [Jacobson, 1977], [Whittle, 1981]) polega na minimalizacji oczekiwanej dysużyteczności  $U_\mu$ :

$$U_\mu((i_t)_{j=0}^{T-1}) = \mathbb{E}(e^{\mu L} | \mathcal{F}_0) \rightarrow \min_{\{i_t\}_{t=0}^{T-1}} \quad \text{przy warunku} \quad (3)$$

$$\begin{cases} y_t = \sum_{j=1}^{p_1} \mathbf{A}_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p_2} \mathbf{B}_j i_{t-j} + \sum_{j=d_0}^{d_k} \mathbf{C}_j o_{i,t-j} + \Xi_t^e & t = 1, 2, \dots, T \\ y_0, y_{-1} \dots, y_{-p_1+1}; i_{-1}, i_{-2} \dots, i_{-p_2+1} \text{ są dane.} \end{cases} \quad (4)$$

Kryterium (3) zawiera w sobie element, który mierzy niepewność związaną z funkcją straty banku centralnego  $L$ , co można zauważyć stosując rozwinięcie Taylora drugiego rzędu oczekiwanej funkcji dysużyteczności względem parametru ryzyka  $\mu$

<sup>16</sup>Rozważmy dwóch decydentów, którzy z tym samym prawdopodobieństwem narażeni są na dużą stratę  $L_{max}$  i mogą osiągnąć równie dużą wygraną. Pierwszy nich jest neutralny względem ryzyka i zabezpiecza się przed ewentualną stratą odkładając oczekiwaną stratę równą  $\mathbb{E}L = 0,5(-L_{max}) + 0,5L_{max} = 0$ . Drugi decydent posiada awersję do ryzyka z wykładniczą funkcją dysużyteczności  $e^{\mu L}$ ,  $\mu > 0$  i zabezpiecza się odkładając zlogarytmowaną wartość oczekiwanej dysużyteczności  $\ln(\mathbb{E}e^{\mu L}) = \ln(0,5e^{-\mu L_{max}} + 0,5e^{\mu L_{max}}) \approx \mu L_{max}$ . Stąd parametr ryzyka  $\mu$  stanowi udział zabezpieczenia decydenta w maksymalnej możliwej stracie.

[Whittle, 1996]:

$$\frac{\log(U_\mu)}{\mu} \approx \mathbb{E}L + \frac{\mu}{2}\mathbb{D}^2(L), \quad (5)$$

gdzie  $\mathbb{D}^2(L)$  jest wariancją funkcji straty banku centralnego.

Problem optymalnego sterowania (3)-(4) należy do klasy modeli *LEQG* (*Linear Exponential Quadratic Gaussian model*, por. [Whittle, 1996]) z ograniczeniami w postaci równania  $VARX(p_1, p_2, d_0, d_k)$ , który dalej nazywać będziemy krótko problemem *LEQG – VARX*( $p_1, p_2, d_0, d_k$ ) lub modelem optymalnej wrażliwej na ryzyko polityki monetarnej.

Przechodząc w (5) z  $\mu$  do granicy w zerze otrzymujemy neutralną postawę banku wobec zmienności funkcji straty i w konsekwencji problem *LEQG – VARX*( $p_1, p_2, d_0, d_k$ ) sprowadza się do stochastycznego liniowo-kwadratowego regulatora *LQG – VARX*( $p_1, p_2, d_0, d_k$ ):

$$U_0((i_t)_{j=0}^{T-1}) = \mathbb{E}(L|\mathcal{F}_0) \rightarrow \min_{\{i_t\}_{t=0}^{T-1}} \quad \text{przy warunku} \quad (6)$$

$$\begin{cases} y_t = \sum_{j=1}^{p_1} \mathbf{A}_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p_2} \mathbf{B}_j i_{t-j} + \sum_{j=d_0}^{d_k} \mathbf{C}_j oil_{t-j} + \Xi_t^e & t = 1, 2, \dots, T \\ y_0, y_{-1}, \dots, y_{-p_1+1}; i_{-1}, i_{-2}, \dots, i_{-p_2+1} \text{ są dane.} \end{cases} \quad (7)$$

Analiza optymalnej polityki monetarnej przy użyciu modelu *LQG – VARX* dla gospodarki Polski została przeprowadzona w [Milo i in., 2013].

## 2.2 Wrażliwa na ryzyko optymalna reguła polityki pieniężnej

W celu wyznaczenia wrażliwej na ryzyko optymalnej reguły polityki pieniężnej równaniu stanu (4) dla  $p_1 > 1$  oraz  $p_2 > 1$  należy zapisać za pomocą nowej reprezentacji stanu opisanej w Dodatku B.

Dla  $\mu \geq 0$  oznaczmy macierze  $\Sigma = \mathbb{I}_1 \mathbf{N} \mathbb{I}'_1$ ,  $\mathbb{J}_\mu = p_2 \mathbb{B}' \mathbf{R}^{-1} \mathbb{B} - \mu \Sigma$ .

**Twierdzenie 2.** *Jeśli  $\mathbf{R} > 0$ <sup>17</sup> oraz  $\mathbb{J}_\mu + \mathbf{\Pi}_t^{-1} > 0$  dla każdego  $t = 1, 2, \dots, T$  to*

$$\begin{aligned} i_t^* &= -p_2 \mathbf{R}^{-1} \mathbb{B}' \left( \mathbf{\Pi}_{t+1}^{-1} + \mathbb{J}_\mu \right)^{-1} \left( \mathbb{A} \mathbb{X}_t^* + \left( \mathbf{\Pi}_{t+1}^{-1} - \mu \Sigma \right) g_{t+1} \right), \\ g_{t+1} &= \left( \mathbf{\Pi}_{t+1}^{-1} - \mu \Sigma \right)^{-1} \mathbb{D}_{t+1} + \left( \mathbb{I} - \mu \mathbf{\Pi}_{t+1} \Sigma \right)^{-1} \mathbb{L}'_{t+1} g_{t+2}, \quad g_{T+1} = 0 \end{aligned} \quad (8)$$

dla  $t = 0, 1, \dots, T-1$  jest jedynym rozwiązaniem zadania  $LEQG-VARX(p_1, p_2, d_0, d_1)$  (3)-(4), gdzie  $(\mathbb{X}_t^*)_{t=1, \dots, T}$  spełnia równanie (19) (por. Dodatek B) z optymalną wrażliwością na ryzyko regułą polityki monetarnej (8) ( $i = i^*$ ) oraz  $\mathbf{\Pi}_t, \mathbb{L}_t$  są ciągami macierzy Riccatiego, spełniającymi równania:

$$\mathbf{\Pi}_t = \mathbb{A}' \mathbf{\Pi}_{t+1} \left( \mathbb{I} + \mathbb{J}_\mu \mathbf{\Pi}_{t+1} \right)^{-1} \mathbb{A} + \mathbb{Q}, \quad \mathbf{\Pi}_T \text{ jest dane przez (17)} \quad (9)$$

$$\mathbb{L}_t = \left( \mathbf{\Pi}_{t+1}^{-1} - \mu \Sigma \right) \left( \mathbf{\Pi}_{t+1}^{-1} + \mathbb{J}_\mu \right)^{-1} \mathbb{A}, \quad \mathbb{L}_T = \mathbf{0} \quad (10)$$

dla  $t = 0, 1, \dots, T-1$ .

*Dowód.* Dowód wynika z zasady programowania dynamicznego dla problemów  $LEQG$  oraz Twierdzeń 16.4.1, 16.5.1 z [Whittle, 1996].  $\square$

<sup>17</sup>Dla rzeczywistej symetrycznej macierzy  $A$  nierówność  $A > 0$  oznacza dodatnią określoność macierzy  $A$ .

### 3 Rozwiązania optymalne

W tym rozdziale zastosujemy Twierdzenie 2 do wyznaczenia optymalnych rozwiązań modelu  $LEQG - VARX(2, 2, 0, 1)$  z dodatnim parametrem awersji do ryzyka  $\mu > 0$  oraz optymalnych rozwiązań modelu  $LQG - VARX(2, 2, 0, 1)$  dla banku neutralnego względem ryzyka ( $\mu = 0$ ). Ponadto, dla każdego poziomu ryzyka  $\mu$  rozważać będziemy dwa warianty funkcji straty:  $SIT$  oraz  $FIT$  (por. Sekcja 2.1). Przypomnijmy, że parametry funkcji straty (2) dla banku  $SIT$  są równe  $\lambda = 0.01$ ,  $\nu = 0.01$ ,  $\rho = 0.01$  a dla banku  $FIT$  przyjmują wartości  $\lambda = 2$ ,  $\nu = 0.01$ ,  $\rho = 0.01$ .

Analiza optymalnych ścieżek zmiennych stanu i zmiennej sterującej jest przeprowadzona w okresach od 2008q1-2013q4, 1995q3-2013q4 (por. Dodatek D), tj. dla horyzontów decyzyjnych wynoszących odpowiednio  $T = 24$  oraz  $T = 74$  kwartały. Istnieje wiele sposobów na przeprowadzenie eksperymentów na optymalnym modelu polityki monetarnej, mogą one uwzględniać reestymacje parametrów modelu w każdym okresie oraz wydzielone w procesie estymacji szoki. Najczęściej stosowane podejście służące do analizy optymalnych rozwiązań zakłada optymalizację w każdym okresie z nieskończonym horyzontem decyzyjnym w celu wyznaczania jednookresowych prognoz optymalnych z modelu, a następnie porównanie ich ze ścieżkami empirycznymi (por. Sekcja 4.2 w [Polito i Wickens, 2012]). W naszej analizie optymalnych rozwiązań zrezygnowano z reestymacji parametrów modelu (4), w każdym okresie uwzględniono wyestymowane szoki zmiennych endogenicznych oraz procedurę reoptymalizacji skracając horyzont decyzyjny o jeden kwartał. W dalszej części przedstawiono prognozy optymalne zmiennych dla dwóch horyzontów decyzyjnych  $T = 24$  oraz  $T = 74$ .

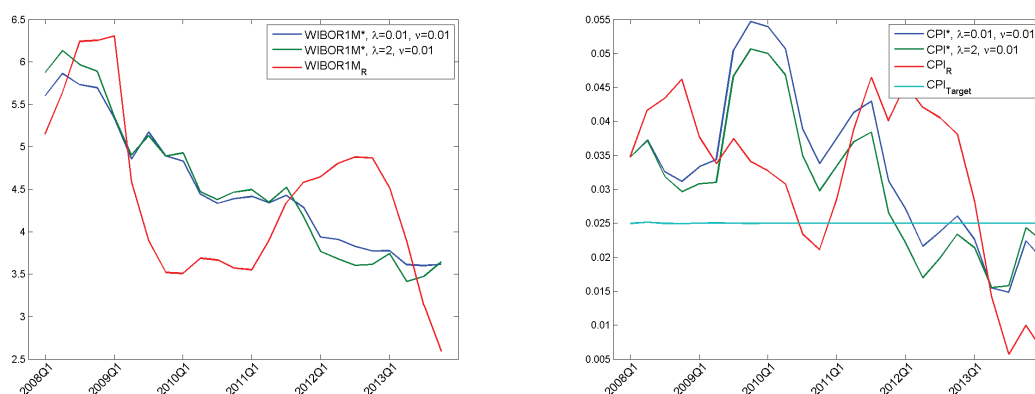
W pierwszej części dokonano analizy optymalnych rozwiązań dla banków  $SIT$  oraz  $FIT$  neutralnych względem ryzyka ( $\mu = 0$ ). Następnie w Sekcji 3.2 zbadano w jaki sposób dodatni parametr ryzyka  $\mu$  wpływa na optymalne rozwiązania.



### 3.1 Optymalne rozwiązania dla banku neutralnego względem ryzyka

Rysunek 5<sup>18</sup> przedstawia na lewym panelu optymalne stopy procentowe wraz z empiryczną stopą WIBOR1M w okresie 2008q1-2013q4 dla banków *SIT*, *FIT*. Na prawym panelu znajdują się optymalne i empiryczne ścieżki CPI.

Rysunek 5: Optymalne rozwiązanie dla banku neutralnego ze względem ryzyka. Okres decyzyjny 2008-2013.  $T = 24$ .



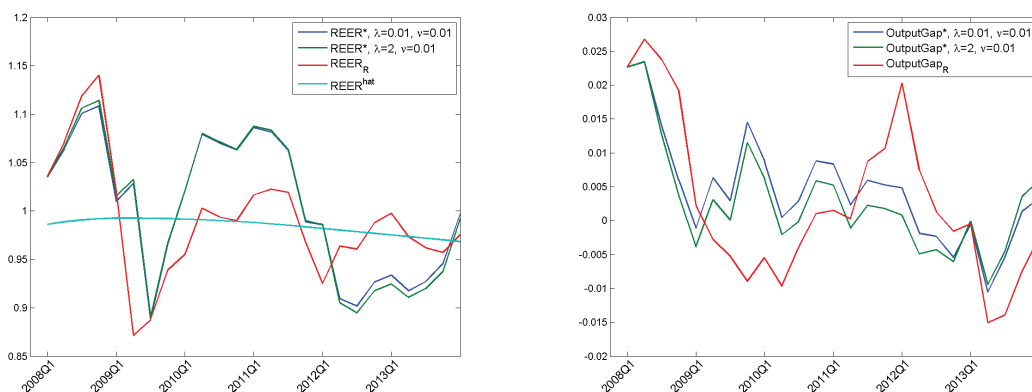
Optymalne stopy procentowe różnią się znacznie od wartości empirycznych. Dla obu analizowanych banków w 14 kwartałach WIBOR1M\* przewyższa poziom empiryczny, natomiast WIBOR1M\* jest niższy w okresie 3 kw. 2008 r. - 1 kw. 2009 r. oraz w 4 kw. 2011 r. - 2. kw. 2013 r. Do 3 kw. 2011 r. bardziej agresywna jest strategia dla modelu z elastycznym celem inflacyjnym (*FIT*). Po tym okresie wyższe wartości przyjmuje WIBOR1M\* dla modelu realizującego bezpośredni cel inflacyjny (*SIT*).

Optymalne trajektorie  $CPI^*$  w modelach *SIT* i *FIT* są bliższe celowi inflacyjnemu w przeważającej liczbie okresów w porównaniu do empirycznej ścieżki  $CPI$ . Jednakże, niemal przez cały okres decyzyjny (do 4 kwartału 2012 r.) inflacja dla modelu z bezpośrednim celem inflacyjnym (*SIT*) jest wyższa niż w modelu z elastycznym celem inflacyjnym (*FIT*), dopiero w ostatnim roku tendencja ulega zmianie.

Dynamika pozostałych zmiennych makroekonomicznych uwzględnionych w modelu przedstawiona została na Rys. 6.

<sup>18</sup>Symbolem \* oznaczmy optymalne rozwiązania, literą R to wartości empiryczne zmiennych, a hat oznacza długookresowy trend zmiennych.

Rysunek 6: Optymalne rozwiązanie dla banku neutralnego ze względu na ryzyko. Okres decyzyjny 2008-2013.  $T = 24$ .



Optymalne stopy procentowe spowodowały aprecjację odpowiadającego im kursu walutowego w latach 2009 - 2011 w porównaniu z poziomem empirycznym.  $REER^*$  dla modelu z elastyczną polityką celu inflacyjnego (*FIT*) jest wyższy w porównaniu z modelem z bezpośrednim celem inflacyjnym (*SIT*) w przeważającej ilości kwartałów (w latach 2008 - 2011). W okresie 1 kw. 2010 r. - 3 kw. 2011 r. polska waluta była niedoszacowana średnio o 6%, niż wynikałoby to z optymalnych rozwiązań. Punkty zwrotne ścieżek optymalnych dla banków *SIT* i *FIT* są zbliżone do empirycznych.

Optymalne poziomy luki produkcyjnej są wyższe od empirycznych w 11 kwartałach. Przy czym  $OutputGap^*$  dla modelu z bezpośrednim celem inflacyjnym *SIT* przewyższa optymalną lukę dla banku *FIT* w 14 kwartałach.

W celu identyfikacji szoków makroekonomicznych w optymalnych modelach polityki monetarnej posłużono się dekompozycją opisaną w Dodatku C. W dalszej części pracy w modelach z horyzontem decyzyjnym  $T = 24$  zbadano jak optymalna stopa procentowa reaguje na szoki pochodzące od zmiennych stanu  $\epsilon^x$ ,  $\epsilon^\pi$  i  $\epsilon^q$  oraz jak zmienne  $x$ ,  $\pi$  i  $q$  uwzględnione w modelu optymalnego sterowania reagują na szoki polityki pieniężnej. Wykresy pozostałych funkcji reakcji zmiennych na szoki dla horyzontu decyzyjnego  $T = 24$  można znaleźć w Dodatku D.

---

### 3.1.1 Funkcje reakcji stopy procentowej na szoki zmiennych stanu dla banku neutralnego ze względu na ryzyko

Na Rys. 7 przedstawiono funkcje reakcji stopy procentowej na szoki zmiennych stanu  $\epsilon^x$ ,  $\epsilon^\pi$ ,  $\epsilon^q$ . Szok popytu krajowego  $\epsilon^x$ , oznaczający jego wzrost, powoduje nieistotny statycznie wzrost optymalnej i uzyskanej z modelu VAR stopy procentowej<sup>19</sup>. Szok cenowy  $\epsilon^\pi$ , rozumiany jako nieoczekiwany wzrost cen, wywołuje statystycznie istotny wzrost optymalnej i empirycznej stopy procentowej. Początkowa reakcja optymalnej stopy procentowej na szok inflacji jest statystycznie różna od empirycznej. Efekt maksymalny tej reakcji w modelach optymalnych występuje w pierwszym kwartale i wynosi 2,3 p.p. dla modelu *FIT* oraz 2,8 p.p. dla modelu *SIT*. Natomiast, maksymalny efekt empirycznej reakcji stopy procentowej na szok cenowy występuje w czwartym kwartale i jest równy 2 p.p. Szok kursu walutowego powoduje istotny statystycznie spadek optymalnej i empirycznej stopy procentowej. Efekt maksymalny optymalnej reakcji przypada na pierwszy kwartał i wynosi 6 p.p. dla modelu *FIT* oraz 4,1 p.p. dla modelu *SIT*. Natomiast, maksymalny efekt empirycznej reakcji stopy procentowej na szok kursu walutowego jest równy 5,1 p.p. i przypada na piąty kwartał.

### 3.1.2 Szok polityki pieniężnej

Szok polityki pieniężnej (zacieśnienie) (por. Rys. 8) wywołuje statystycznie istotny spadek luki popytowej oraz inflacji. Optymalne reakcje luki oraz inflacji różnią się istotnie od odpowiadających im reakcji w modelu empirycznym, są słabsze i szybciej wygasają. Reakcja kursu walutowego na szok polityki pieniężnej jest słabsza i nieistotna statystycznie.

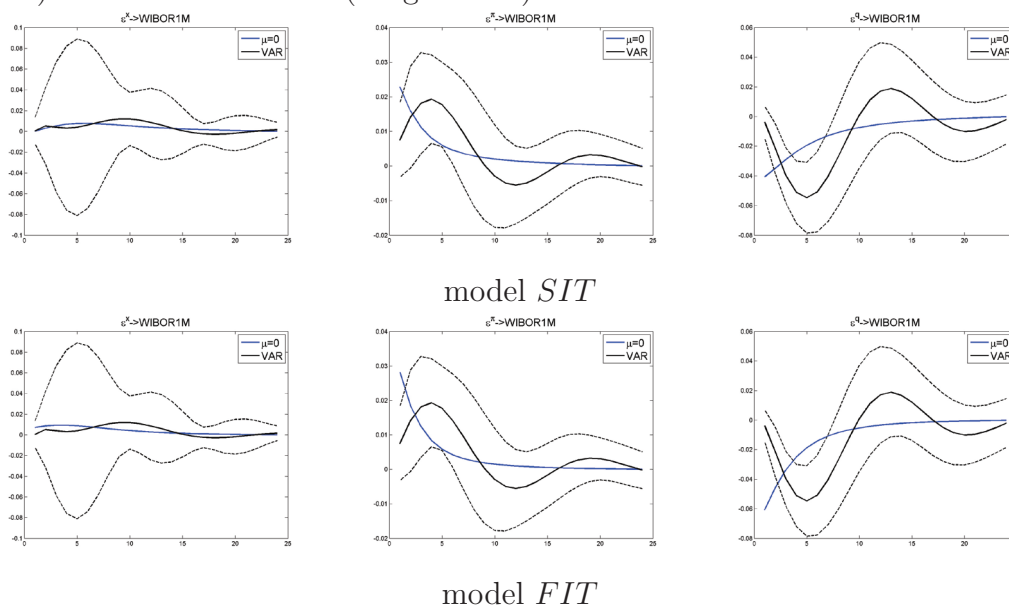
### 3.1.3 Horyzont stabilizujący

W tej części raportu zostaną przedstawione długości oddziaływania szoków zmiennych stanu na inflację (Rys. 9 oraz Tabela 1). W tym celu zostaną wyznaczone horyzonty stabilizujące definiowane jako ilość okresów, jakie potrzebuje inflacja, aby powrócić do stanu równowagi po oddziaływaniu szoków (por. [Akram, 2010], [Smets, 2003] [Batini i Nelson, 2001]). Długość horyzontu stabilizującego jest równa

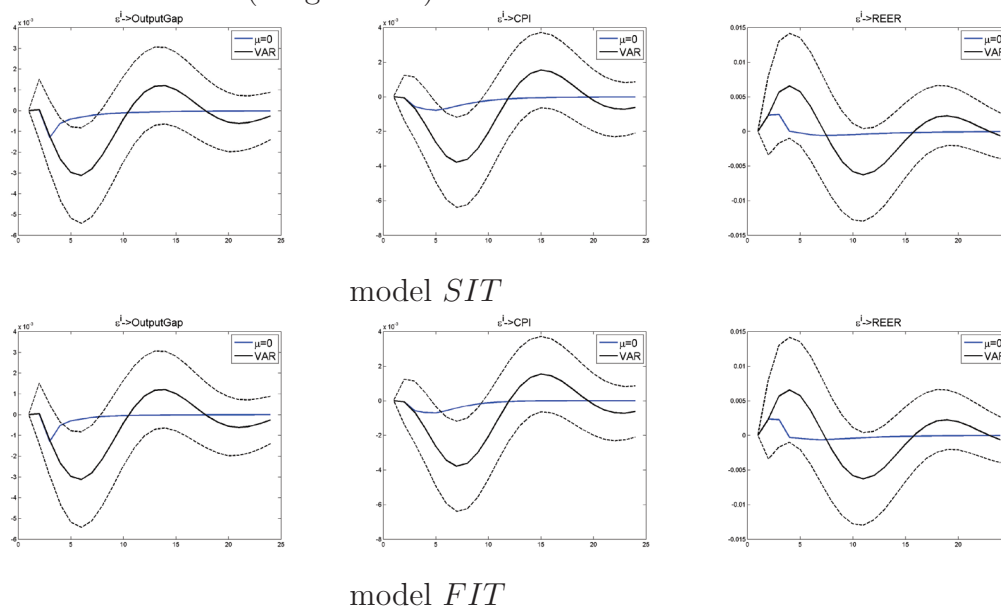
---

<sup>19</sup>Funkcje reakcji zmiennych stanu i zmiennej sterującej na szoki egzogeniczne uzyskane z modelu VAR nazywane są krótko empirycznymi funkcjami reakcji.

Rysunek 7: Funkcje reakcji stopy procentowej na szoki zmiennych stanu w modelu VAR oraz dla banku neutralnego ze względu na ryzyko w modelu *SIT* (pierwszy wiersz) oraz w modelu *FIT* (drugi wiersz).

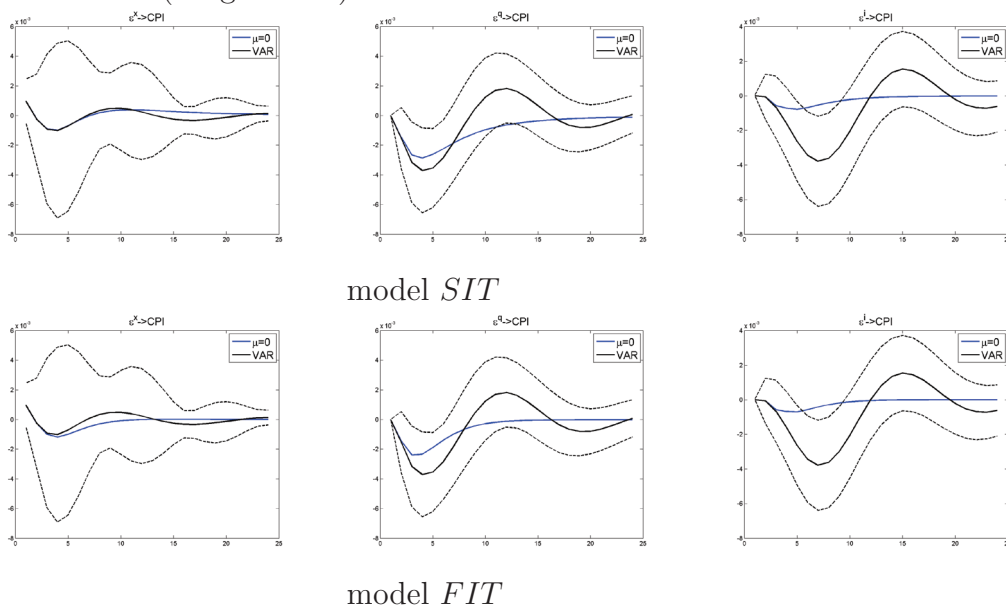


Rysunek 8: Funkcje reakcji gospodarki na szoki polityki pieniężnej w modelu VAR oraz dla banku neutralnego ze względu na ryzyko w modelu *SIT* (pierwszy wiersz) oraz w modelu *FIT* (drugi wiersz).



liczbie okresów, po których każda następująca wartość absolutna reakcji  $\pi$  na szoki jest mniejsza niż 10% maksymalnego efektu tego szoku.

Rysunek 9: Funkcje reakcji inflacji na szoki zmiennych stanu w modelu VAR oraz dla banku neutralnego ze względu na ryzyko w modelu *SIT* (pierwszy wiersz) oraz w modelu *FIT* (drugi wiersz).



Szok popytu krajowego wywołuje w obu modelach dodatni wzrost cen. Okres oddziaływania tego szoku w modelu z elastycznym celem inflacyjnym *FIT* jest najkrótszy spośród wszystkich rozważanych (równy 10 kwartałów) i jest znacznie krótszy od empirycznego. Jest to bezpośrednia konsekwencja uwzględnienia luki popytowej w funkcjonale straty. W modelu z bezpośrednim celem inflacyjnym *SIT* reakcja inflacji na szok popytowy jest nieco krótsza od reakcji empirycznej (ponad 27 kwartały) i wynosi 22 kwartały.

Szok kursu walutowego (aprecjacja) wywołuje spadek inflacji we wszystkich modelach, maksymalny efekt przypada w 4-5 kwartale. W modelu empirycznym siła oddziaływania jest najsilniejsza i równa 0,36 p.p. Długość oddziaływania tego szoku wynosi 28 kwartałów. Optymalne horyzonty stabilizujące dla modelu z elastycznym i bezpośrednim celem inflacyjnym są krótsze od empirycznych i równe odpowiednio 11 i 17 kwartałów.

Szok polityki pieniężnej wywołuje spadek inflacji. Maksymalny efekt reakcji inflacji jest znacznie mniejszy w modelach optymalnych od modelu empirycznego i

jego oddziaływanie jest około dwa razy krótsze.

Tabela 1: Optymalny horyzont stabilizujący wyrażony w kwartałach.

szok	Model		
	empiryczny	SIT	FIT
$\epsilon^x$	27	22	10
$\epsilon^\pi$	8	8	7
$\epsilon^q$	28	17	11
$\epsilon^i$	26	14	12

### 3.1.4 Horyzont decyzyjny

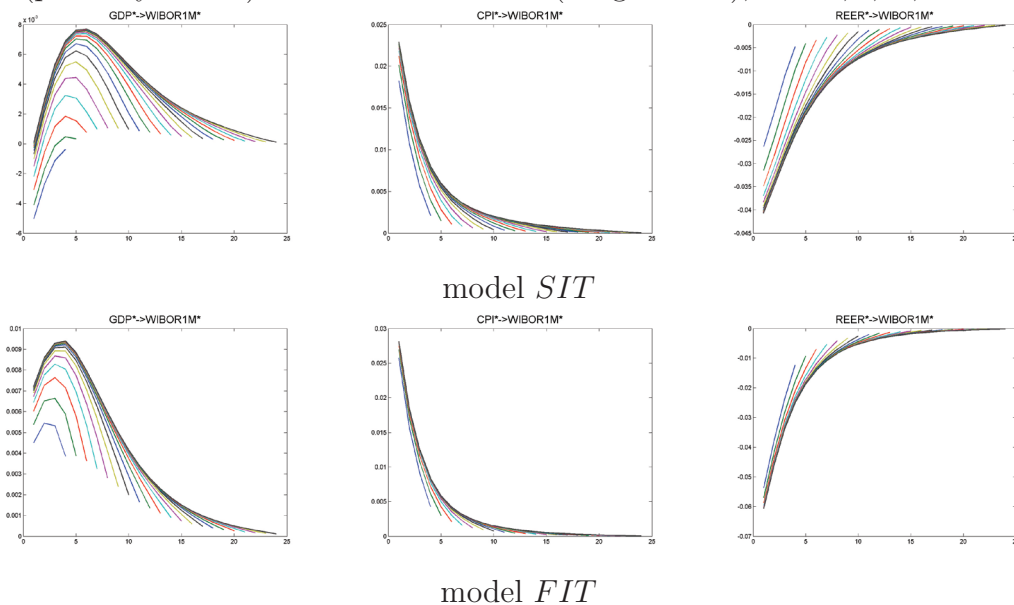
Rozważenie optymalnych modeli polityki monetarnej (3)-(4) ze skończonym horyzontem decyzyjnym  $T$  umożliwia zbadanie jak wartości parametru  $T$  wpływają na funkcje reakcji. W tym celu zostały wyznaczone funkcje reakcji dla różnych horyzontów decyzyjnych  $T = 4, 5, \dots, 24$  (Rys. 10).

Wszystkie reakcje optymalnych zmiennych na szoki egzogeniczne wygasają. Dla krótkich horyzontów ( $T < 10$ ) reakcja stopy procentowej na szok popytu krajowego jest ujemna i nie zgodna z intuicją ekonomiczną. Wydłużenie horyzontu powoduje, że reakcja stopy procentowej na szok popytowy zwiększa się i przyjmuje wartości dodatnie.

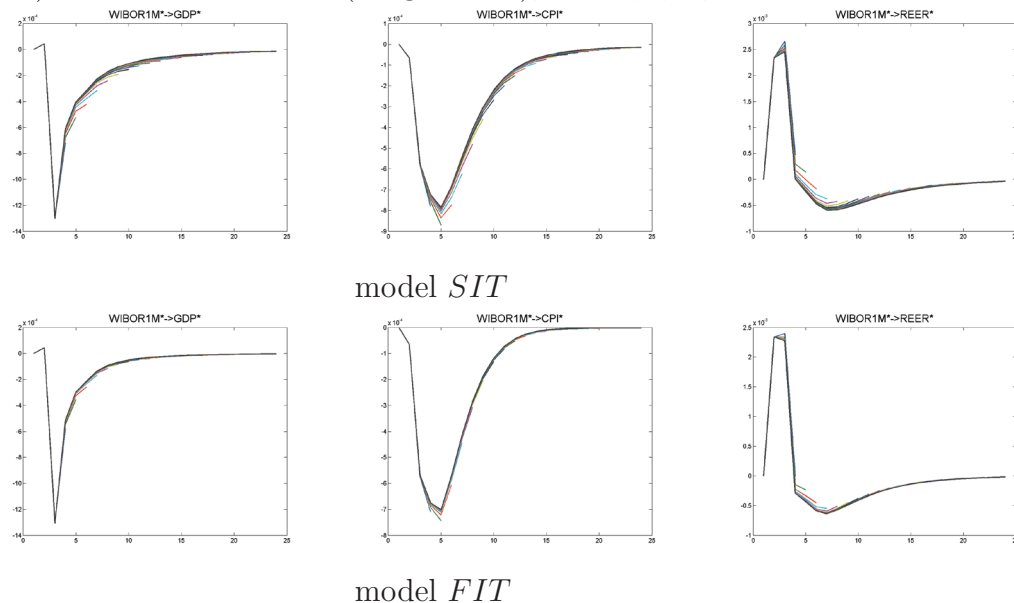
Otrzymane wyniki wskazują na znaczne różnice w początkowej reakcji stopy procentowej na szoki w zależności od długości horyzontu decyzyjnego. Największe różnice występują dla modeli z horyzontem krótszym niż 15 kwartałów. Poza tym, wszystkie reakcje stopy procentowej na impulsy egzogeniczne są silniejsze w modelu *FIT* niż w modelu *SIT*. Ponadto funkcje reakcji wyznaczone dla horyzontów decyzyjnych dłuższych niż 24 kwartały są zbliżone do funkcji reakcji dla horyzontu decyzyjnego  $T = 24$ . Widoczne są zatem różnice w funkcji reakcji dla krótszych horyzontów decyzyjnych  $T$ , jednak wraz ze wzrostem  $T$  różnice te wygasają wskazując, iż począwszy od horyzontu decyzyjnego ok. 6-letniego decyzje podejmowane w skończonym i nieskończonym horyzoncie czasowym nie będą się istotnie różniły.

Szok polityki pieniężnej (Rys. 11) nie wywołuje różnych początkowych reakcji zmiennych endogenicznych. Można zaobserwować, że długość horyzontu decyzyjnego ma mniejszy wpływ na tempo wygasania szoku polityki pieniężnej.

Rysunek 10: Funkcje reakcji stopy procentowej na szoki zmiennych stanu w modelu *SIT* (pierwszy wiersz) oraz w modelu *FIT* (drugi wiersz),  $T = 4, 5, \dots, 24$ .



Rysunek 11: Funkcje reakcji na szok polityki pieniężnej w modelu *SIT* (pierwszy wiersz) oraz w modelu *FIT* (drugi wiersz),  $T = 4, 5, \dots, 24$ .



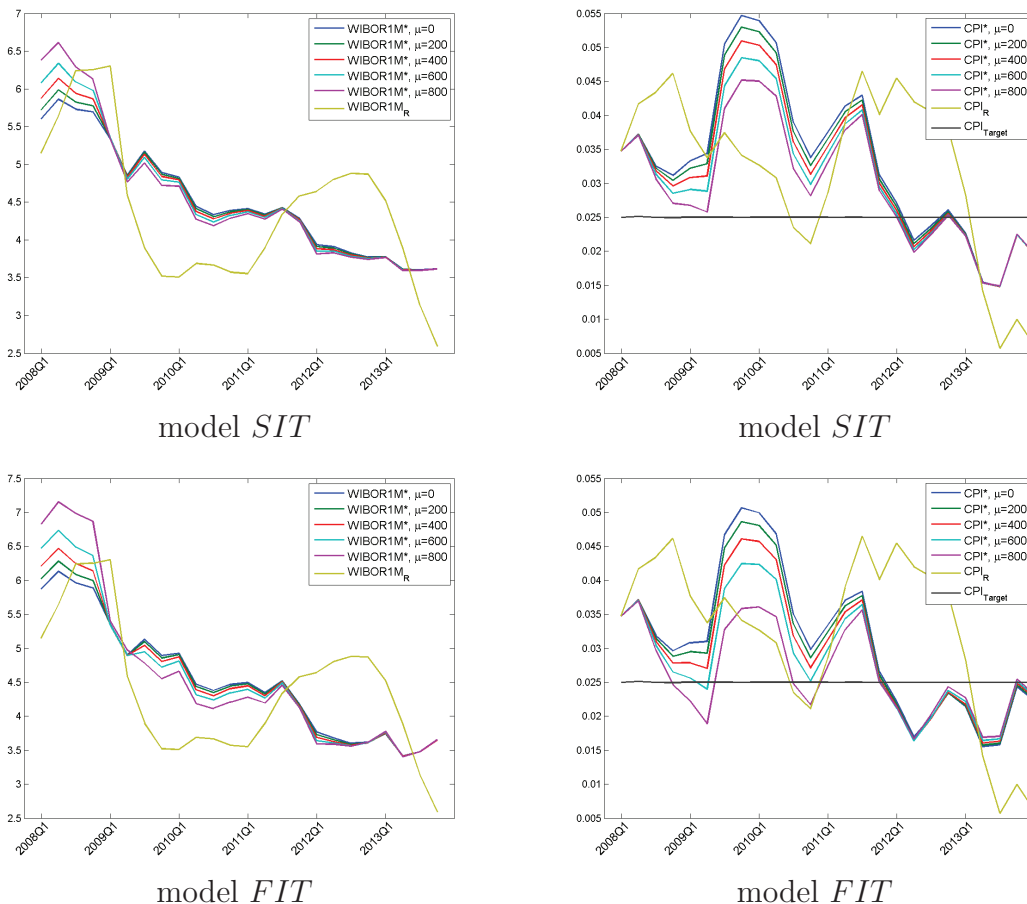
### 3.2 Optymalne rozwiązania dla banku z awersją do ryzyka

Rys. 12 przedstawia optymalne stopy procentowe oraz optymalne wskaźniki zmian cen dla modeli z bezpośrednim i elastycznym celem inflacyjnym przy różnym po-



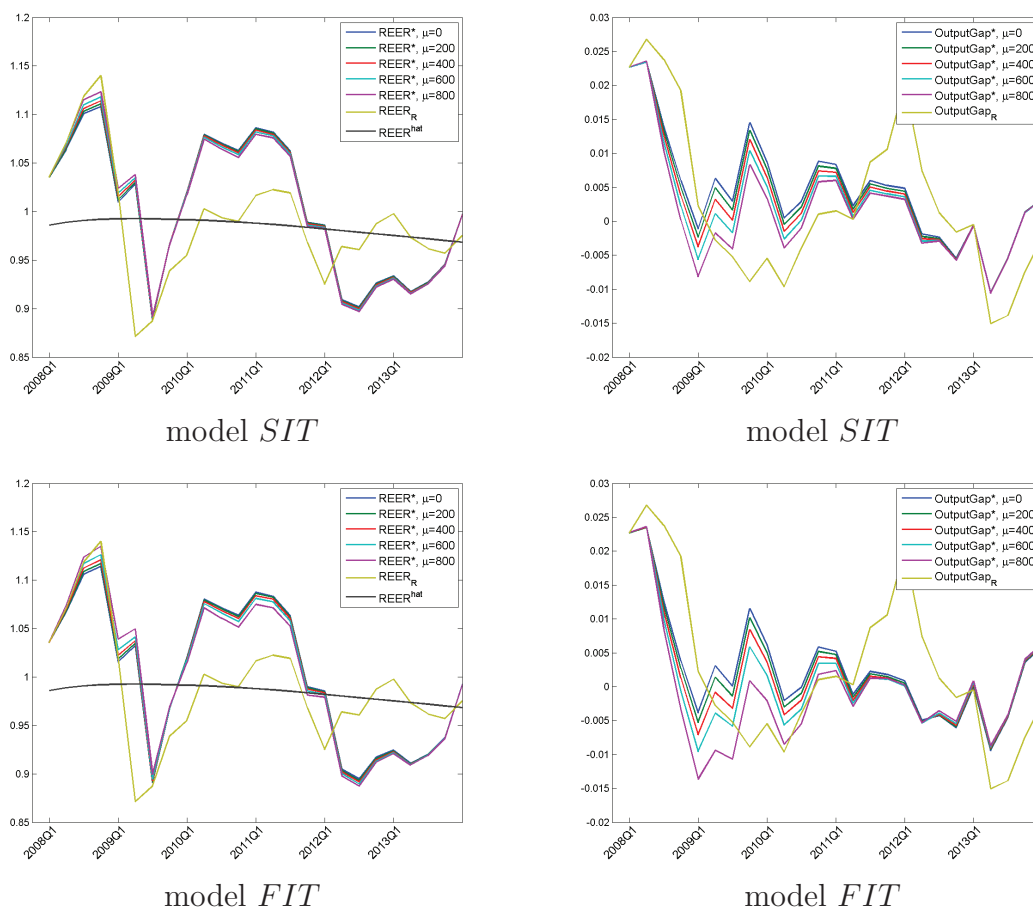
ziomie parametru  $\mu$  awersji banku centralnego do ryzyka nieosiągnięcia założonego celu dla  $T = 24$ .

Rysunek 12: Optymalne rozwiązanie dla banku centralnego z awersją do ryzyka dla modelu *SIT* (pierwszy wiersz) oraz dla modelu *FIT* (drugi wiersz). Okres decyzyjny 2008-2013,  $T = 24$ .



Wzrost parametru ryzyka  $\mu$  w obu modelach optymalnych powoduje znaczne zwiększenie poziomu stóp procentowych w 2008 r. W latach 2009-2013 można zaobserwować odwrotną tendencję, im większa awersja do ryzyka, tym mniejsza optymalna stopa procentowa, przy czym różnice w poziomach dla poszczególnych modeli nie są znaczące.  $CPI^*$  dla tak wyznaczonych optymalnych wrażliwych na ryzyko stóp procentowych różnią się znacząco od empirycznego poziomu  $CPI$ . W całej próbie, im wyższy poziom awersji do ryzyka, tym optymalna inflacja jest bliżej celu inflacyjnego. Od 2 kwartału 2011 r. różnice pomiędzy  $CPI^*$  dla różnych  $\mu$  nie są znaczne.

Rysunek 13: Optymalne rozwiązanie dla banku centralnego z awersją do ryzyka dla modelu *SIT* (pierwszy wiersz) oraz dla modelu *FIT* (drugi wiersz). Okres decyzyjny 2008-2013,  $T = 24$ .



Kurs walutowy (Rys. 13) nie ulega dużym zmianom pod wpływem zwiększenia stopnia awersji banku centralnego do ryzyka w obu modelach optymalnych. Można zaobserwować, że w okresie 1 kw. 2008 r. - 2 kw. 2009 r. wzrost parametru  $\mu$  powoduje zwiększenie  $REER^*$ , natomiast od 3 kw. 2009 r. tendencja jest odwrotna - wzrost parametru  $\mu$  powoduje zmniejszenie  $REER^*$ . Warto zauważyć, że podobna tendencja występuje dla optymalnej stopy procentowej, przy czym przełom dla kursu walutowego nastąpił około 2 kwartały później. Optymalna luka popytowa dla obu modeli optymalnych zmniejsza się wraz ze wzrostem awersji do ryzyka  $\mu$ .

Graficzna prezentacja optymalnych trajektorii w horyzoncie decyzyjnym  $T = 74$  dla modeli *SIT* oraz *FIT* z różnym poziomem parametru  $\mu$  została umieszczona w

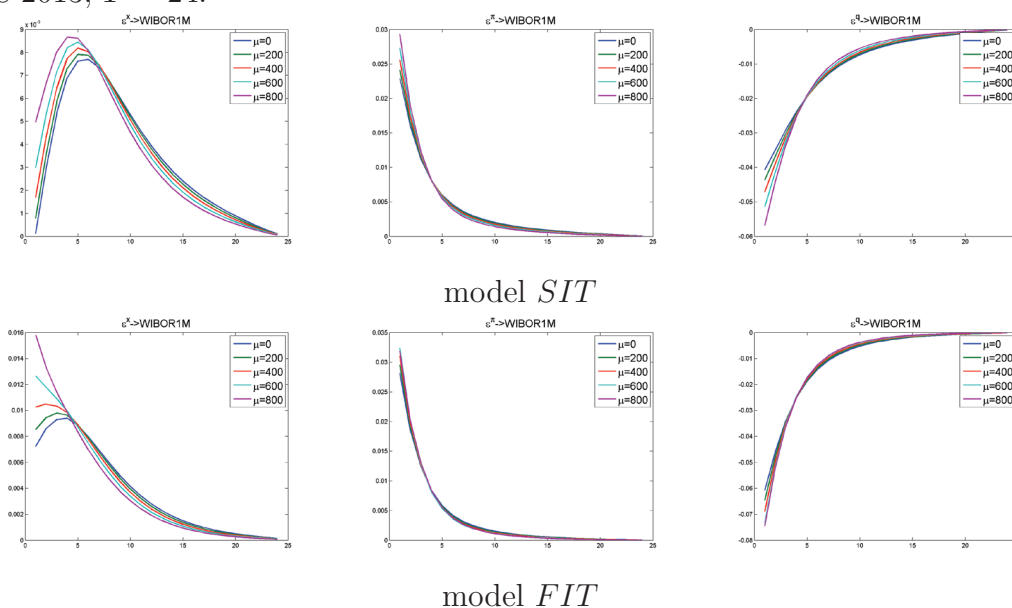
Dodatku D.

Przejdźmy teraz do omówienia wpływu parametru ryzyka na kształt funkcji reakcji zmiennych na szoki w modelach z horyzontem decyzyjnym  $T = 24$ .

### 3.2.1 Funkcje reakcji stopy procentowej dla banku z awersją do ryzyka

Zauważmy, że zwiększanie parametru awersji do ryzyka  $\mu$  w obu modelach optymalnych powoduje zwiększenie siły reakcji stopy procentowej na szoki (por. Rys. 14), jednocześnie powoduje szybsze wygasanie funkcji reakcji na szoki. Stąd uwzględnienie ryzyka w modelu prowadzi do bardziej restrykcyjnej polityki banku centralnego. Ponadto parametr  $\mu$  modyfikuje nie tylko siłę reakcji stopy procentowej, ale również jej kształt - szczególnie reakcję  $i^*$  na szok popytowy w modelu z elastyczną polityką banku centralnego (*FIT*).

Rysunek 14: Funkcje reakcji na szok pochodzący z gospodarki na stopę procentową w modelu *SIT* (pierwszy wiersz) oraz w modelu *FIT* (drugi wiersz). Okres decyzyjny 2008-2013,  $T = 24$ .

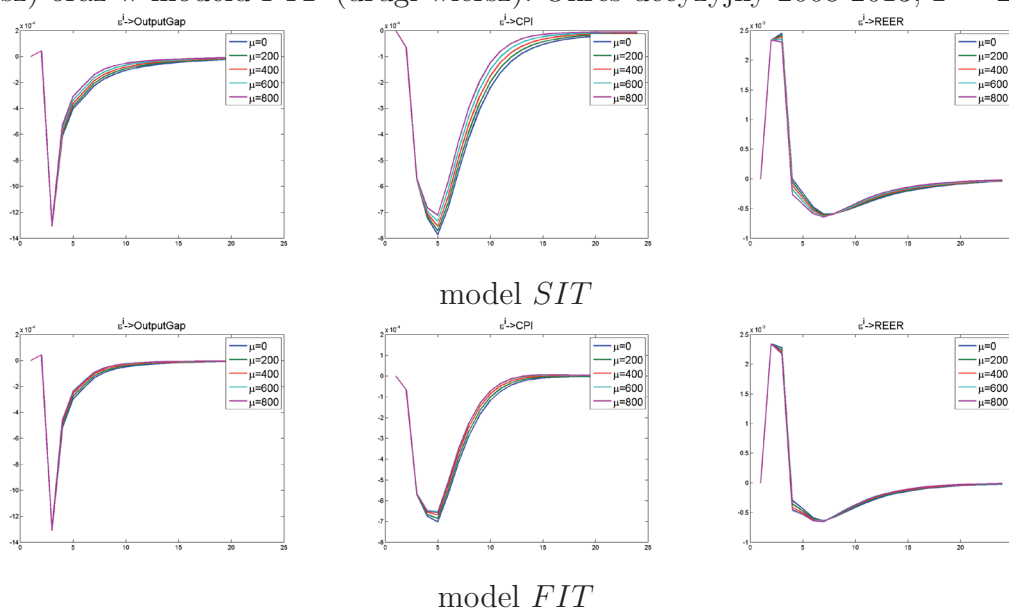


### 3.2.2 Szok polityki pieniężnej

Wielkość parametru  $\mu$  odzwierciedlającego awersję banku centralnego do nieosiągnięcia celu w większym stopniu zmienia reakcję gospodarki na zacieśnienie polityki

pieniężnej w modelu *SIT* niż dla banku *FIT* (por. Rys. 15). Zwiększenie parametru  $\mu$  powoduje osłabienie wszystkich reakcji na szok polityki pieniężnej oraz skraca długość oddziaływania tego szoku. Zatem ryzyko w modelu wpływa stabilizująco na reakcje zmiennych stanu.

Rysunek 15: Funkcje reakcji na szok polityki pieniężnej w modelu *SIT* (pierwszy wiersz) oraz w modelu *FIT* (drugi wiersz). Okres decyzyjny 2008-2013,  $T = 24$ .



### 3.2.3 Horyzont stabilizujący

Dla banku *SIT* uwzględnienie parametru awersji do ryzyka nieosiągnięcia celu powoduje skrócenie wszystkich horyzontów stabilizujących w porównaniu z bankiem neutralnym na ryzyko (por. Rys. 16 oraz Tabela 2). W przypadku modelu *FIT* można zaobserwować, że wzrost parametru ryzyka skraca długość horyzontu stabilizującego dla szoku kursu walutowego  $\epsilon^q$  oraz szoku polityki pieniężnej  $\epsilon^i$ , natomiast dla szoku popytowego  $\epsilon^x$  uwzględnienie ryzyka powoduje wydłużenie reakcji inflacji. Najsilniejszy efekt skrócenia horyzontu stabilizującego występuje dla reakcji inflacji na szok  $\epsilon^x$  w modelu *SIT* i wynosi aż 14 kwartałów.

Rysunek 16: Funkcje reakcji inflacji w modelu *SIT* (pierwszy wiersz) oraz w modelu *FIT* (drugi wiersz). Okres decyzyjny 2008-2013,  $T = 24$ .

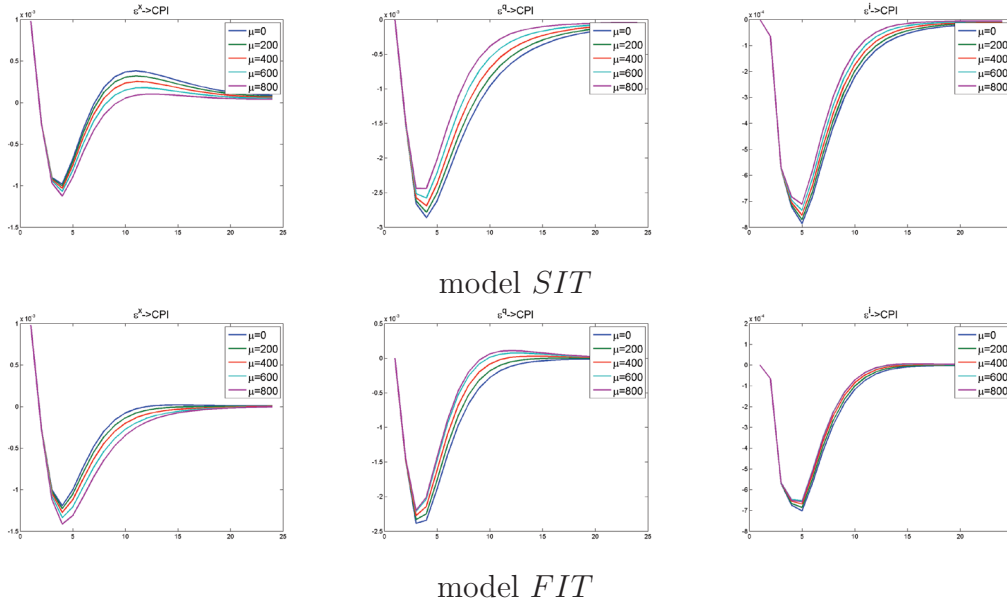


Tabela 2: Horyzont stabilizujący wyrażony w kwartałach

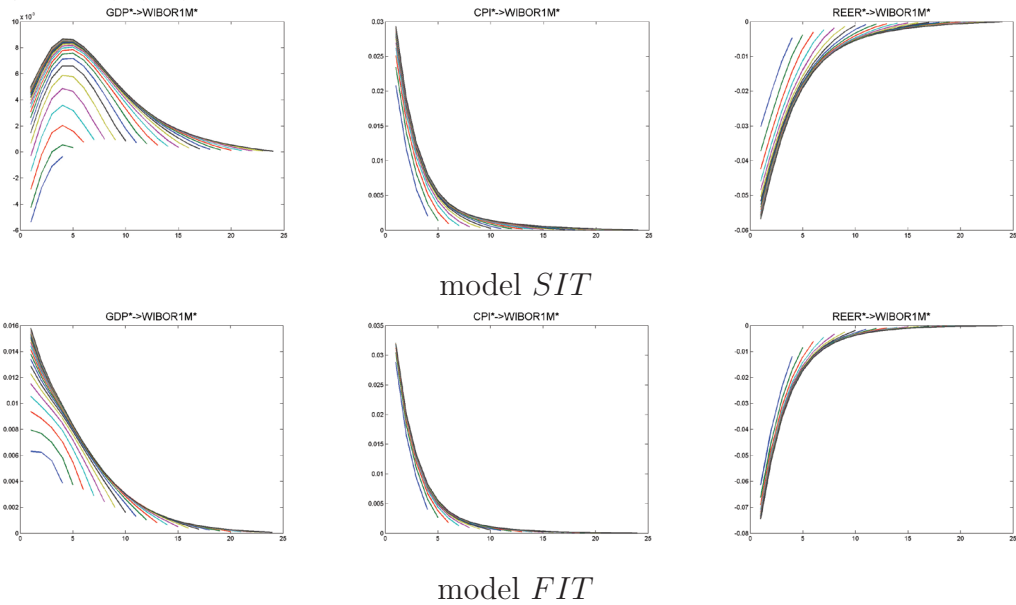
	SIT				FIT			
	$\epsilon^x$	$\epsilon^\pi$	$\epsilon^q$	$\epsilon^i$	$\epsilon^x$	$\epsilon^\pi$	$\epsilon^q$	$\epsilon^i$
$\mu = 0$	22	8	17	14	10	7	11	12
$\mu = 200$	20	8	16	13	11	7	10	10
$\mu = 400$	19	8	15	13	12	7	9	10
$\mu = 600$	16	7	13	12	13	7	9	10
$\mu = 800$	8	7	12	12	14	7	8	10

### 3.2.4 Długość horyzontu decyzyjnego dla banku z największą awersją na ryzyko

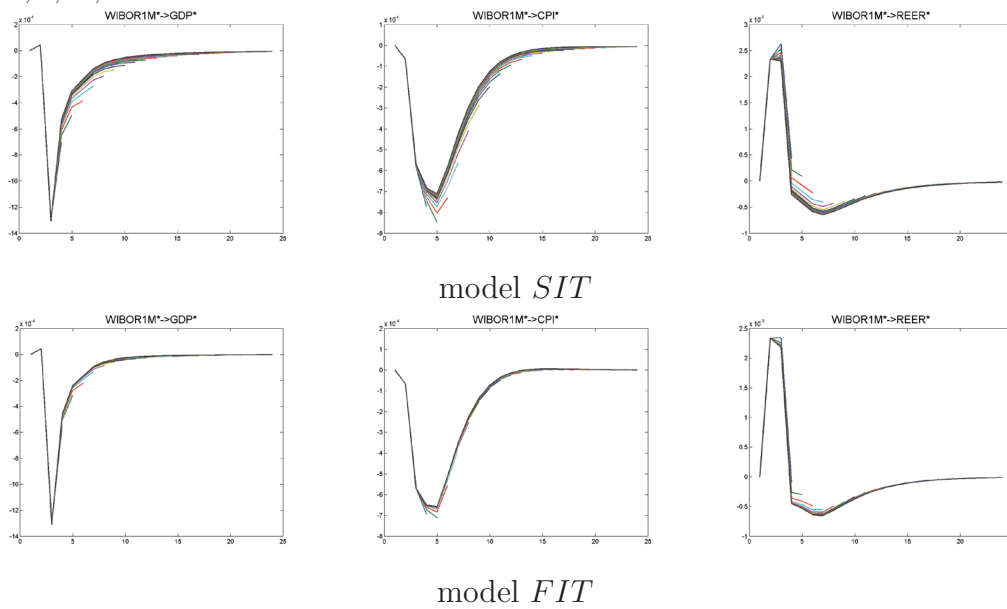
Na Rysunkach 17, 18 przedstawiano wpływ długości horyzontu decyzyjnego na funkcję reakcji dla banków *SIT* oraz *FIT* z najwyższym parametrem ryzyka  $\mu = 800$ . Zauważmy, że reakcje wszystkich zmiennych endogenicznych na szok polityki pieniężnej są słabsze od odpowiadających im reakcji w modelach z bankiem neutralnym względem ryzyka  $\mu = 0$  (por. Rys. 17, 10). Wydłużenie horyzontu decyzyjnego powoduje wzrost siły reakcji optymalnych stóp procentowych. Ponadto, dla dużej wartości parametru ryzyka  $\mu = 800$  wzrost długości horyzontu decyzyjnego zmienia kształtu funkcji reakcji stopy procentowej na szok popytowy z wypukłego (dla

$T > 7$ ) na wklęsły ( dla  $T \leq 7$ ).

Rysunek 17: Funkcje reakcji stopy procentowej na szoki zmiennych stanu dla  $\mu = 800$  w modelach *SIT* (pierwszy wiersz) oraz *FIT* (drugi wiersz). Okres decyzyjny 2008-2013,  $T = 4, 5, \dots, 24$ .



Rysunek 18: Funkcje reakcji na szok polityki pieniężnej dla  $\mu = 800$  w modelu *SIT* (pierwszy wiersz) oraz w modelu *FIT* (drugi wiersz). Okres decyzyjny 2008-2013,  $T = 4, 5, \dots, 24$ .





## 4 Podsumowanie wyników

Niniejsze badanie stanowi, zgodnie z wiedzą autorów, pierwszą w literaturze empiryczną analizę optymalnej wrażliwej na ryzyko polityki monetarnej. W celu uzyskania rozwiązań optymalnych niezbędne jest sformułowanie nowych warunków wystarczających na ich istnienie oraz wyprowadzenie rekurencyjnych formuł optymalnych (por.2.2).

W pierwszej kolejności zbadana została zmienność rozwiązań optymalnych. Średnie miary zmienności trajektorii empirycznych i optymalnych dla neutralnego banku centralnego zostały zaprezentowane w Tabeli 7 w Dodatku D, a dla banku centralnego z awersją do ryzyka nieosiągnięcia celu najważniejsze charakterystyki liczbowe są przedstawione na Rys. 33 w Dodatku D.

Analiza powyższych wyników pozwala sformułować następujące wnioski. Po pierwsze, optymalne trajektorie dla rozważanych banków centralnych z różnym poziomem ryzyka mają te same punkty zwrotne, natomiast optymalne trajektorie stóp procentowych, inflacji oraz luki popytowej różnią się od trajektorii historycznych. Reguły optymalne w zbudowanym modelu są lepsze, w sensie realizacji bezpośredniego celu inflacyjnego, od zrealizowanych poziomów inflacji. Dla banku neutralnego realizacja bezpośredniego celu inflacyjnego zależy zarówno od horyzontu decyzyjnego jak i od przyjętej funkcji starty. Optymalna strategia dla banku *FIT* powoduje, że średnie odchylenie inflacji od jej celu (równe 1,17 p.p. dla modelu z horyzontem  $T = 24$  oraz 2,57 p.p. dla modelu z  $T = 74$ ) jest mniejsze od średniego odchylenia empirycznej inflacji od celu inflacyjnego (równego 1,39 p.p. dla modelu z horyzontem  $T = 24$  oraz 2,89 p.p. dla modelu z  $T = 74$ ). W przypadku modelu *SIT* dla  $T = 24$  średnie odchylenie inflacji od jej celu (równe 1,39 p.p.) jest zaskakująco duże i identyczne z odpowiadającym mu odchyleniem inflacji od celu w modelu empirycznym. Jednakże oba modele optymalne z dłuższym horyzontem decyzyjnym  $T = 74$  mają średnio bliższe celu trajektorie inflacji.

Po drugie, zwiększenie znaczenia sfery realnej w funkcjonale celu banku centralnego powoduje zmniejszenie wahań luki produkcyjnej. W modelu *FIT* średnie wahania luki produkcyjnej są mniejsze niż w modelu *SIT*. Ponadto, reguły z elastycznym celem inflacyjnym powodują, że optymalna inflacja jest średnio bliżej celu inflacyjnego, niż ta otrzymana dla modelu z bezpośrednim celem inflacyjnym. Własność ta

nie zależy od horyzontu decyzyjnego. Stosowanie reguł optymalnych pomaga stabilizować sferę realną gospodarki, zbliżając ją przy tym do realizacji bezpośredniego celu inflacyjnego. Dodatkowo osiągnięcie celu inflacyjnego w przypadku horyzontu decyzyjnego  $T = 24$  kwartały jest możliwe przy mniejszych wahaniami stóp procentowych. Jednakże, dla dłuższego horyzontu decyzyjnego  $T = 74$  realizacja celu inflacyjnego odbywa się przy znacznych wahaniami stóp procentowych (większych niż dla wartości historycznych stóp procentowych).

Po trzecie, okazało się, że dla modeli optymalnych średnie odchylenia stóp procentowych od ich trendu rosną wraz z zwiększaniem parametru ryzyka  $\mu$ , a zatem optymalne strategie polityki pieniężnej różnią się w zależności od stopnia awersji banku centralnego do nieosiągnięcia swojego celu (por. Rys. 33 w Dodatku D pierwszy panel od prawej). Strategie polityki pieniężnej banku centralnego z awersją do ryzyka pozwalają na osiągnięcie inflacji na poziomie bliższym realizacji BCI, niż dla banku neutralnego względem ryzyka, ale odbywa się to kosztem zwiększenia wahań stóp procentowych. Jednocześnie parametr  $\mu$  nie ma dużego wpływu na wahania sfery realnej gospodarki mierzone jako odchylenia standardowe luki produkcyjnej.

Następnie przeprowadzona została analiza funkcji reakcji zmiennych na szoki egzogeniczne oraz długość horyzontów stabilizujących.

Funkcje reakcji optymalnej luki i inflacji na szok polityki pieniężnej oraz reakcje optymalnej stopy procentowej na szok cenowy i szok kursu walutowego są istotnie inne od reakcji w modelu empirycznym. Ponadto w analizowanych modelach nie jest spełniona zasada odporności Brainarda, co oznacza, że wzrost parametru ryzyka  $\mu$  zwiększa siłę reakcji optymalnej stopy procentowej na szoki. Jest to niewątpliwie związane z postacią funkcji celu, która zależy od parametru ryzyka. Stąd decydent przyjmuje postawę pesymistyczną i przez to jest bardziej ostrożny. Zakłada on zajście najmniej korzystnej dla niego realizacji zmiennych endogenicznych, które oddalają się od zamierzonych celów, stąd aby temu zapobiec jego reakcje muszą być bardziej agresywne. Jednocześnie ryzyko w modelu osłabia siłę reakcji zmiennych endogenicznych na szok polityki pieniężnej, świadczy to o tym, że reguły te trwale stabilizują poziomy zmiennych stanu.

W modelach optymalnych horyzonty stabilizujące są nie dłuższe od ich empirycznych odpowiedników, wzrost parametru  $\mu$  skraca monotonicznie horyzonty stabilizujące (za wyjątkiem reakcji inflacji na szok popytowy), najsilniej dla modelu z

---

bezpośrednim celem inflacyjnym.

Długość horyzontu decyzyjnego  $T$  powoduje zróżnicowanie funkcji reakcji zmiennej na szoki, największe różnice obserwujemy dla horyzontów krótszych niż 15 kwartałów. Jednak dla horyzontów decyzyjnych większych od 24 kwartałów różnice w funkcjach reakcji dla różnych wartości  $T$  zanikają.

Ostatecznie z powyższych wniosków wynika, iż uwzględnienie ryzyka w modelach optymalnej transmisji monetarnej wyraźnie polepsza efektywność wynikającej z nich polityki pieniężnej. Zaproponowane modele mogą stanowić narzędzie do wyznaczania optymalnych prognoz polityki monetarnej uwzględniających różne cele banków centralnych oraz poziomy awersji do ryzyka.

## Dodatek A

Tabela 3: Poziomy istotności testu ADF. Źródło: obliczenia własne.

Zmienna	wyraz wolny	wyraz wolny + trend	bez wyrazu wolnego i trendu
$x$	0,001	0,004	0,000
$\pi$	0,000	0,000	0,000
$q$	0,004	0,021	0,000
$i$	0,000	0,001	0,000

Tabela 4: Kryteria wyboru rzędu opóźnienia modelu VAR. Źródło: obliczenia własne. gdzie: LR - wartość statystyki testowej testu największej wiarygodności, FPE - minimalizacja jednookresowego błędu średnikwadratowego prognozy, AIC - kryterium informacyjne Akaike, SC - kryterium informacyjne Schwartz, HQ - kryterium informacyjne Hannan-Quina.

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	x	1,68E-12	-15,769	-14,356	-15,208
1	300,29	1,15E-14	-20,772	-18,844*	-20,006
2	45,799*	7,62e-15*	-21,212	-18,771	-20,243*
3	19,77	8,27E-15	-21,176	-18,221	-20,002
4	13,89	1,01E-14	-21,042	-17,572	-19,664
5	24,66	9,34E-15	-21,217	-17,234	-19,635
6	19,83	9,54E-15	-21,326*	-16,829	-19,540

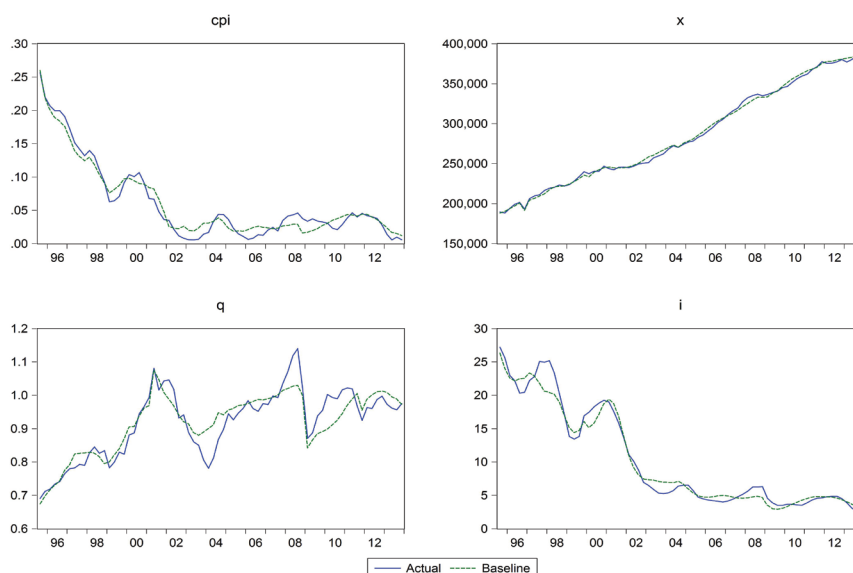
Tabela 5: Wartości statystyki testowej oraz empiryczne poziomy istotności testu istotności opóźnień. Źródło: obliczenia własne.

Opóźnienie	$x$	$\pi$	$q$	$i$	Łącznie
1	55,46	129,95	47,49	210,39	428,23
p. ist.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	15,66	11,65	2,46	40,54	66,41
p. ist.	0,004	0,020	0,651	0,000	0,000

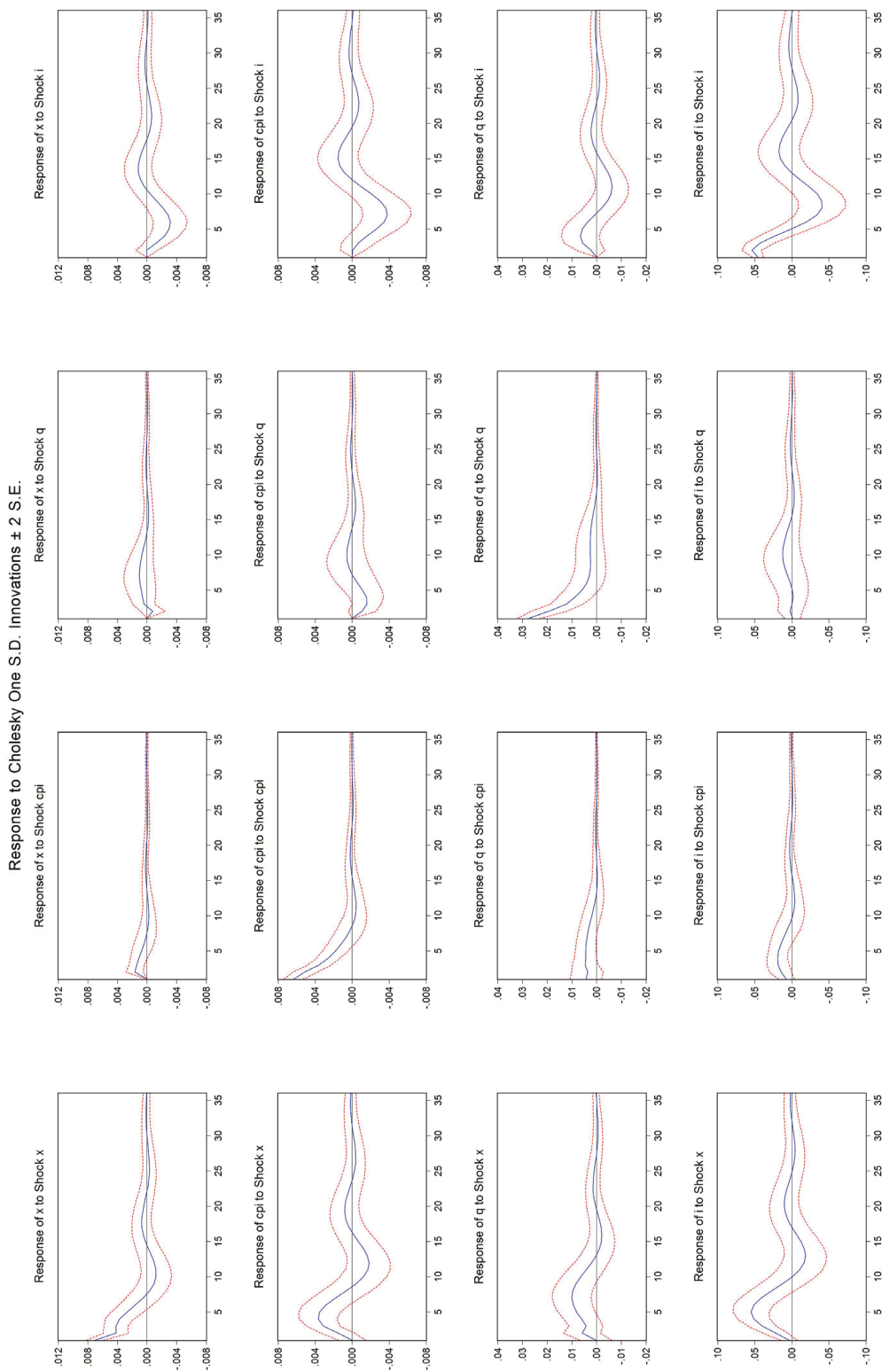
Tabela 6: Wartości błędów prognozy ex post wyznaczone dla symulacji deterministycznej dynamicznej. Źródło: obliczenia własne.

błąd	$GDPR$	$\Pi$	$REER$	$WIBOR$
MAE	2366,61	0,01	0,03	0,96
RMSE	2887,87	0,01	0,04	1,33
MPE	-0,08	x	x	x
MAPE	0,84	x	x	x

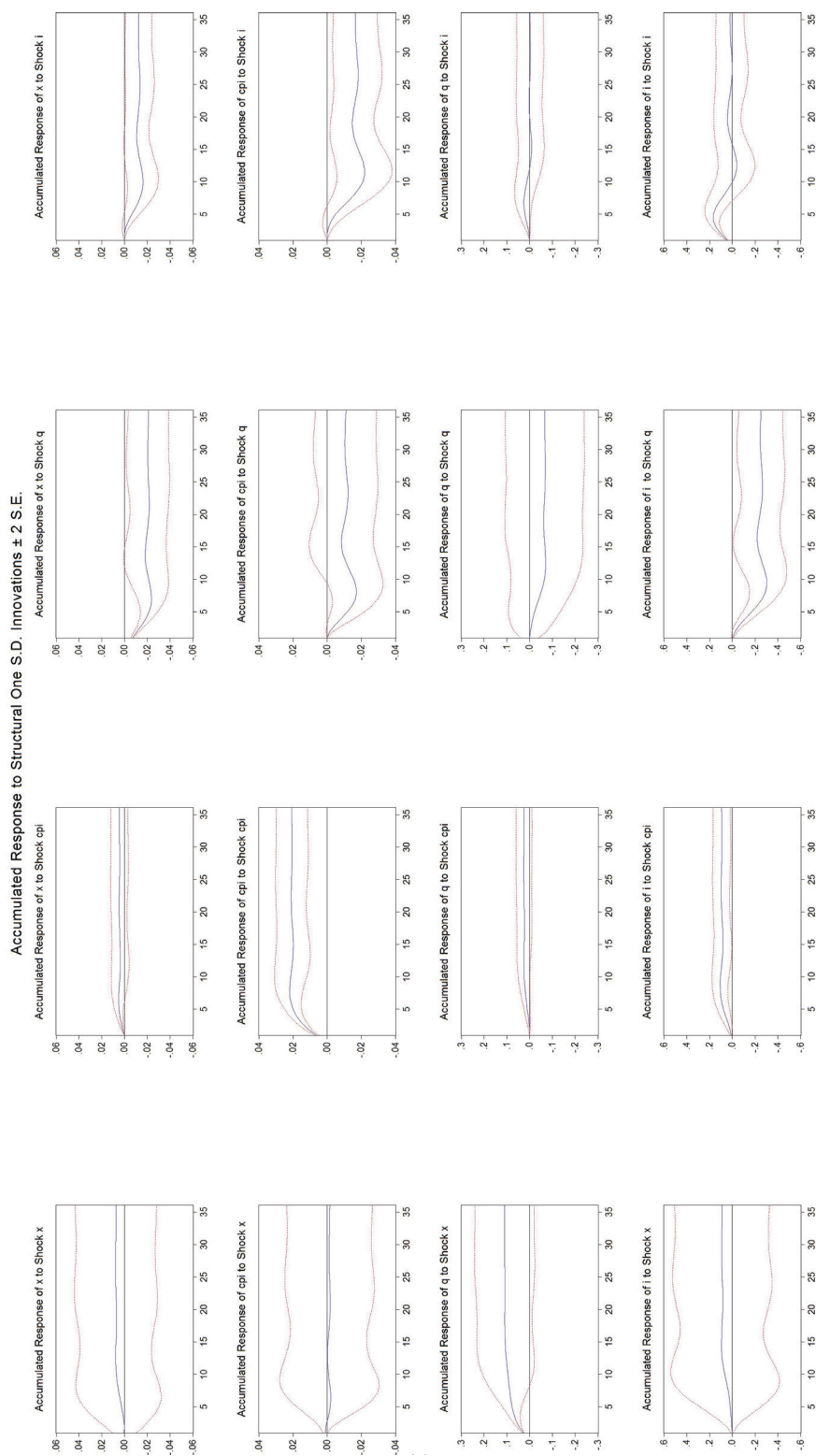
Rysunek 19: Wyniki symulacji dynamicznej deterministycznej. Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 20: Funkcje odpowiedzi na szoki w przypadku dekompozycji Choleskiego.  
 Źródło: obliczenia własne.

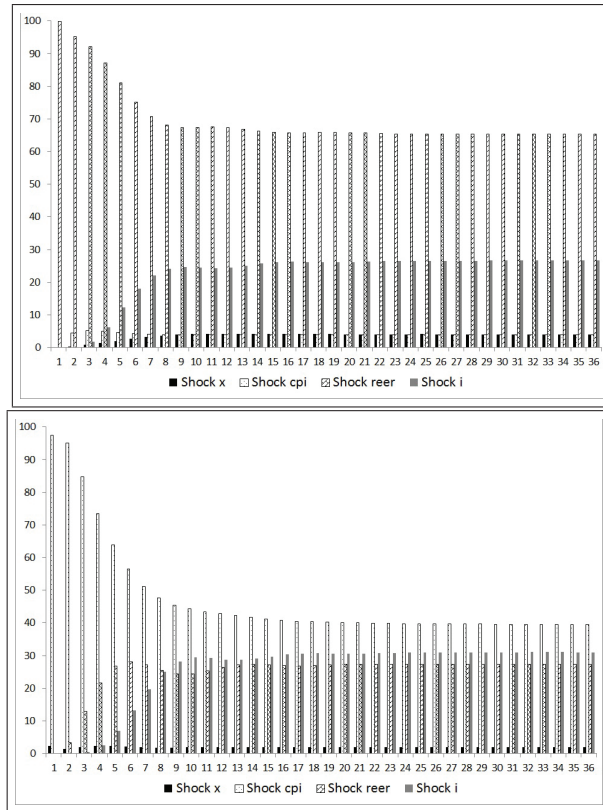


Rysunek 21: Funkcje odpowiedzi na szoki w przypadku dekompozycji Choleskiego.  
 Źródło: obliczenia własne.

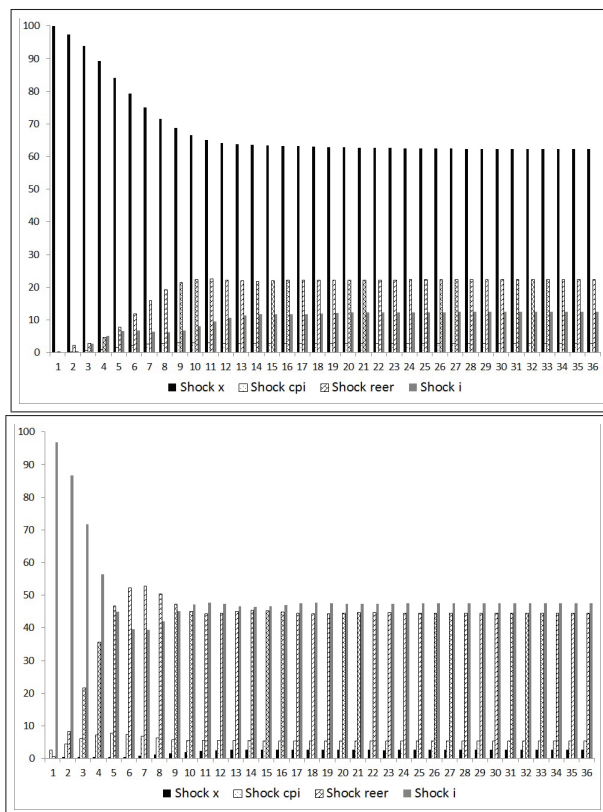




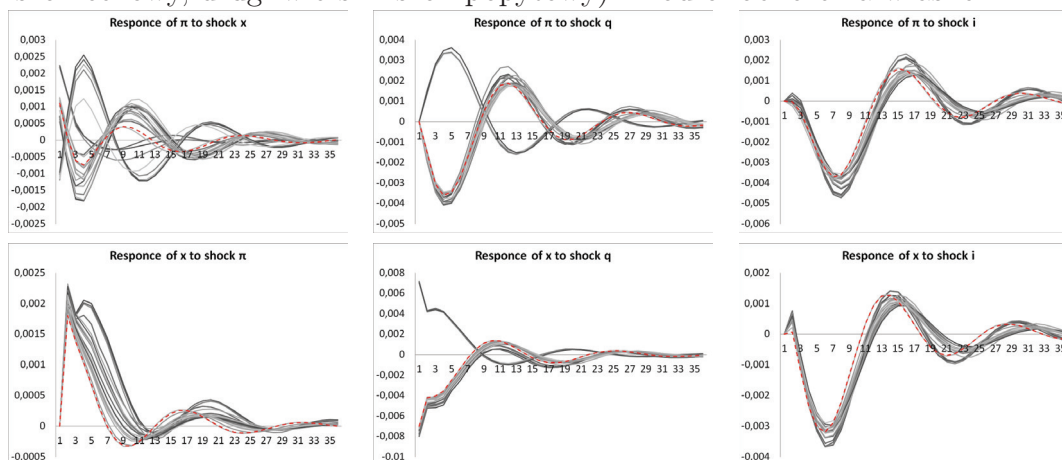
Rysunek 22: Dekompozycja wariancji błędu prognozy  $x$  (lewy panel) oraz  $\pi$  (prawy panel) - w %. Źródło: obliczenia własne.



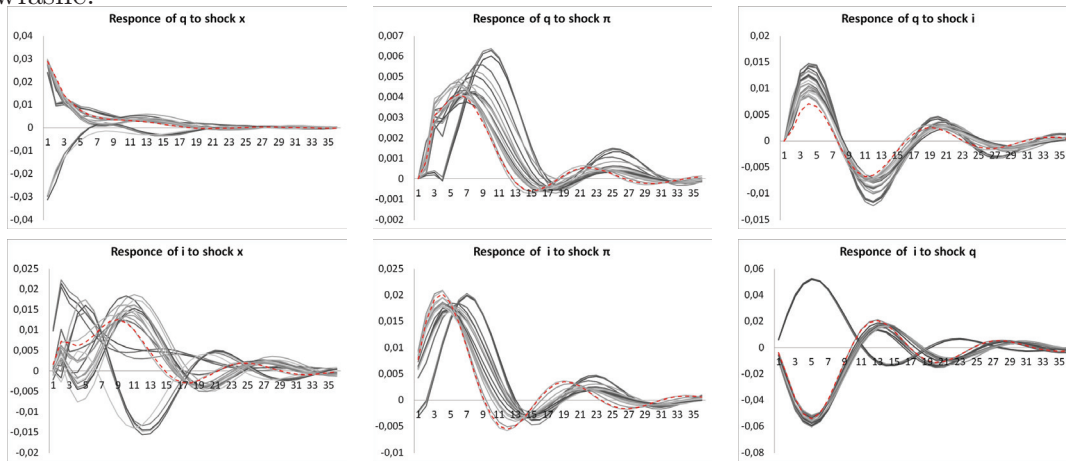
Rysunek 23: Dekompozycja wariancji błędu prognozy  $q$  (lewy panel) oraz  $i$  (prawy panel) - w %. Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 24: Rekurencyjne oszacowania funkcji odpowiedzi na szoki (pierwszy wiersz - szok cenowy, drugi wiersz - szok popytowy). Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 25: Rekurencyjne oszacowania funkcji odpowiedzi na szoki (pierwszy wiersz - szok kursu walutowego, drugi wiersz - szok polityki pieniężnej). Źródło: obliczenia własne.



## Dodatek B

Dla  $p_1 > 1$  lub  $p_2 > 1$  równanie stanu (4) nie ma reprezentacji w przestrzeni stanu (12). Wówczas rozważmy wektor nowych zmiennych stanu o wymiarze  $N = 3p_1 + p_2 - 1$  postaci

$$\mathbb{X}_t = [y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p_1+1}, i_{t-1}, i_{t-2}, \dots, i_{t-p_2+1}]' \quad (11)$$

Przy użyciu wektora  $\mathbb{X}_t$  równanie (4) ma następującą reprezentację w przestrzeni stanów:

$$\mathbb{X}_t = \mathbb{D}_t + \mathbb{A}\mathbb{X}_{t-1} + \mathbb{B}i_{t-1} + \mathbb{I}_1\Xi_t^e, \quad (12)$$

gdzie

$$\mathbb{D}_t = \begin{bmatrix} c_1 + \sum_{j=d_0}^{d_k} \mathbf{C}_j oil_{t-j} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \ddots \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \ddots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}_{N \times 1}, \quad \mathbb{I}_1 = \begin{bmatrix} \mathbf{I} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \ddots \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \ddots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}_{N \times 3}, \quad (13)$$

$$\mathbb{A} = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_1 & \mathbf{A}_2 & \dots & \mathbf{A}_p & \mathbf{B}_2 & \mathbf{B}_3 & \dots & \mathbf{B}_q \\ \mathbf{I} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{I} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{I} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{I} & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \end{bmatrix}_{N \times N}, \quad \mathbb{B} = \begin{bmatrix} \mathbf{B}_1 \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \ddots \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{I} \\ \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \ddots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}_{N \times 1}, \quad (14)$$

Zauważmy, że  $\mathbb{I}_1 \Xi_t^e$  jest wektorem losowym o singularnym rozkładzie gaussowskim z zerową średnią i osobliwą macierzą kowariancji  $\mathbb{I}_1 \mathbf{N} \mathbb{I}_1'$ .

Funkcja straty  $L_s$  w przestrzeni stanów jest postaci:

$$L_s = \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{T-1} \left( \langle \mathbb{Q} \mathbb{X}_t, \mathbb{X}_t \rangle + \left\langle \frac{1}{p_2} \mathbf{R} i_t, i_t \right\rangle \right) + \frac{1}{2} \langle \mathbb{K}_T \mathbb{X}_T, \mathbb{X}_T \rangle \quad (15)$$

$$\mathbb{Q} = \begin{bmatrix} \frac{1}{p_1} \mathbf{Q} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \frac{1}{p_1} \mathbf{Q} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \frac{1}{p_1} \mathbf{Q} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \frac{1}{p_2} \mathbf{R} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \frac{1}{p_2} \mathbf{R} & \dots & \mathbf{0} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \frac{1}{p_2} \mathbf{R} \end{bmatrix}, \quad (16)$$

$$\mathbb{K}_T = \begin{bmatrix} \mathbf{Q} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \frac{p_1-1}{p_1}\mathbf{Q} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \frac{2}{p_1}\mathbf{Q} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \frac{1}{p_2}\mathbf{R} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \frac{1}{p_2}\mathbf{R} & \dots & \mathbf{0} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \frac{1}{p_2}\mathbf{R} \end{bmatrix} \quad (17)$$

a oczekiwaną dysużteczność  $U_{s,\mu}$  dla  $\mu \geq 0$  zapisujemy jak poprzednio wzorem:

$$U_{s,\mu} = \mathbb{E}(e^{\mu L_s} | \mathcal{F}_0).$$

Zauważmy, że

$$L_s = L + \text{const},$$

stąd rozwiązane problemu:

$$U_{s,\mu}(\{i_t\}_{t=0}^{T-1}) = \mathbb{E}(e^{\mu L_s} | \mathcal{F}_0) \rightarrow \min_{\{i_t\}_{t=0}^{T-1}} \text{ przy warunku} \quad (18)$$

$$\begin{cases} \mathbb{X}_t = \mathbb{D}_t + \mathbb{A}\mathbb{X}_{t-1} + \mathbb{B}i_{t-1} + \mathbb{I}_1 \Xi_t^e & t = 1, 2, \dots, T \\ \mathbb{X}_0 \text{ jest dany} \end{cases}, \quad (19)$$

są takie same jak rozwiązanie zadania (3)-(4).

Równania (18)-(19) stanowią reprezentację w przestrzeni stanów modelu  $LEQG-VARX(p_1, p_2, d_0, d_k)$  (optymalnej wrażliwej na ryzyko polityki monetarnej).

W ten sposób zapisaliśmy problem optymalnej wrażliwej na ryzyko polityki monetarnej w postaci osobliwego zadania  $LEQG$  (18)-(19), dla którego w następnej sekcji znajdziemy rozwiązanie.

## Dodatek C

Identyfikacja szoków makroekonomicznych w modelu (4) została przeprowadzona w oparciu o optymalne reguły polityki monetarnej. W celu założymy, że

$$\Xi_t^e = \mathbf{B}\epsilon_t^e \quad (20)$$

dla pewnej macierzy  $\mathbf{B}$  takiej, że

$$\mathbf{B}\mathbf{B}^T = \hat{\mathbf{N}} \quad (21)$$

oraz gaussowskiego wektora szoków fundamentalnych  $\epsilon_t^e = [\epsilon_t^x, \epsilon_t^\pi, \epsilon_t^q]$  z jednostkową macierzą wariancji-kowariancji. Macierz  $\hat{\mathbf{N}}$  jest zgodnym oszacowaniem macierzy wariancji-kowariancji  $\mathbf{N}$  wektora szoków makroekonomicznych  $\Xi^e = [\xi^x, \xi^\pi, \xi^q]$  uzyskanym w wyniku estymacji modelu  $VARX(2, 2, 0, 1)$  (1) dla gospodarki Polski na danych kwartalnych z okresu 1995-2013,

$$\hat{\mathbf{N}} = \begin{bmatrix} 0,000049 & 0,000000 & 0,000003 \\ 0,000000 & 0,000040 & 0,000027 \\ 0,000003 & 0,000027 & 0,000768 \end{bmatrix} \quad (22)$$

Aby znaleźć macierz  $\mathbf{B}$  z równania (21) nałożymy trzy jednoczesne restrykcje zerowe<sup>20</sup> na elementy macierzy  $\mathbf{B}$  poza główną przekątną oraz nieujemne restrykcje na elementy diagonalne macierzy  $\mathbf{B}$ , a następnie wybierzemy te rozwiązania równania (21), dla których funkcje odpowiedzi optymalnej polityki monetarnej  $i^*$  na szoki:  $\epsilon_t^x, \epsilon_t^\pi, \epsilon_t^q$  mają ekonomicznie poprawne znaki (por. [Uhlig, 2005]). W wyniku powyżej procedury identyfikacji szoków makroekonomicznych otrzymano następującą wspólną macierz  $\mathbf{B}$  dla dwóch rozważanych w Sekcji 2.1 banków optymalnych *SIT* oraz *FIT*, postaci:

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 0,00024 & 0,00000 & -0,00702 \\ 0,00098 & 0,00624 & 0,00000 \\ 0,02771 & 0,00000 & 0,00060 \end{bmatrix} \quad (23)$$

<sup>20</sup>Nałożone restrykcje interpretować można jako brak jednoczesnego wpływu szoku o numerze równym kolumnie na zmienną z wektora stanu któremu odpowiada numer wiersza.



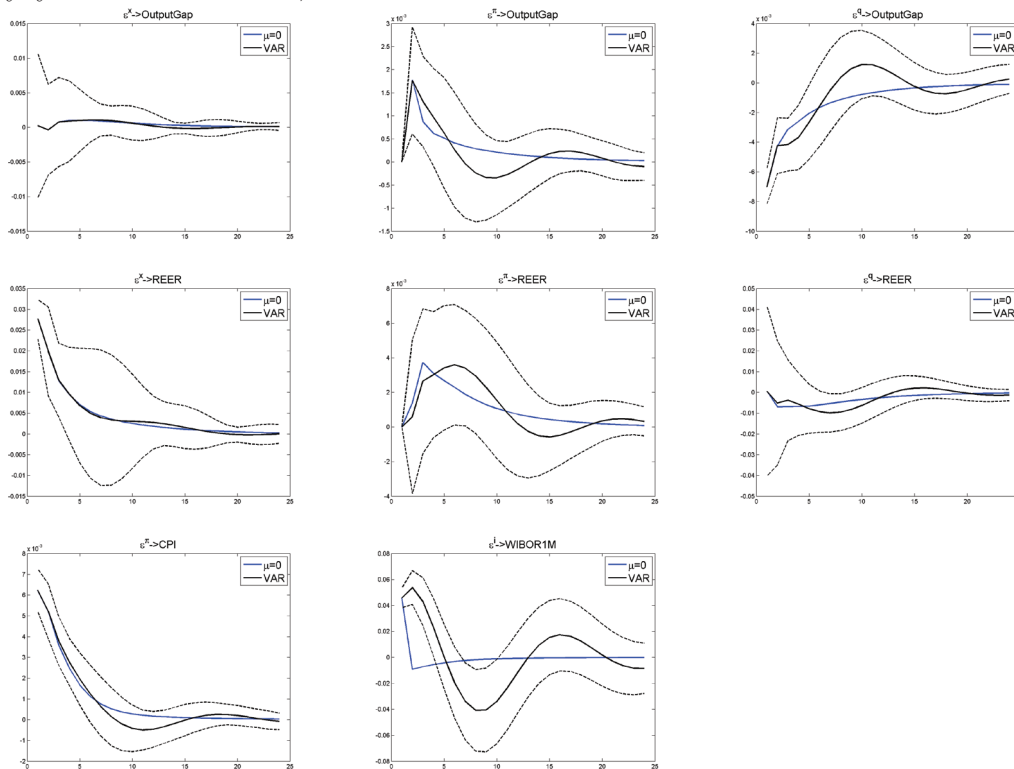
---

Identyfikacja szoków określona przez (23) oznacza, że dodatni szok popytowy  $\epsilon_t^x$  wpływa dodatnio i jednocześnie na wszystkie zmienne stanu, natomiast ujemny szok podażyowy  $\epsilon_t^\pi$  nie przenosi się bezpośrednio na lukę popytową i kurs walutowy. Ponadto szok powodujący aprecjację złotego  $\epsilon_t^q$  wpływa ujemnie w bieżącym okresie na poziom luki produkcyjnej.

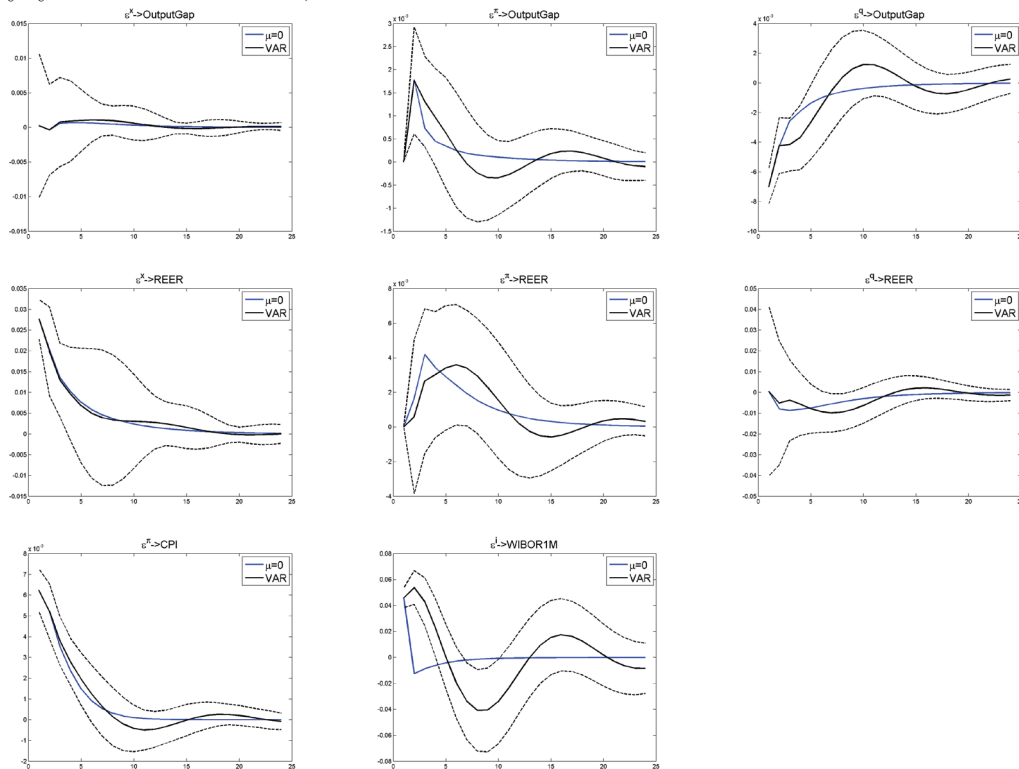
## Dodatek D

### Horyzont decyzyjny $T = 24$

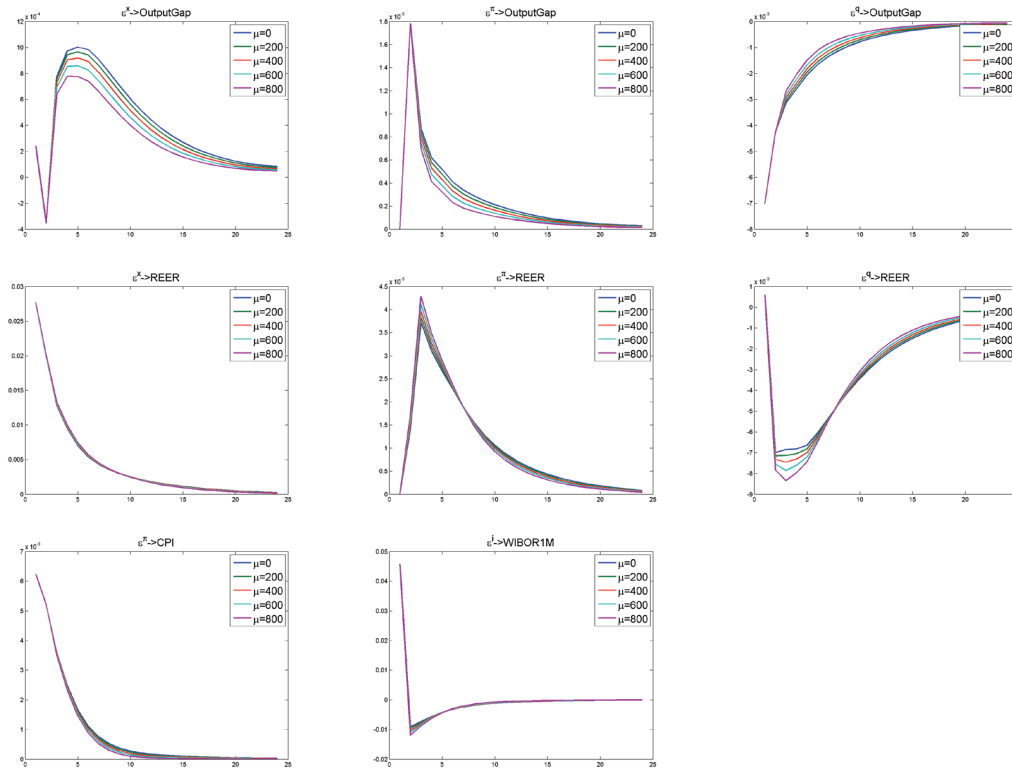
Rysunek 26: Funkcje reakcji w modelu VAR oraz dla banku neutralnego ze względu na ryzyko w modelu *SIT*,  $T = 24$ . Źródło: obliczenia własne.



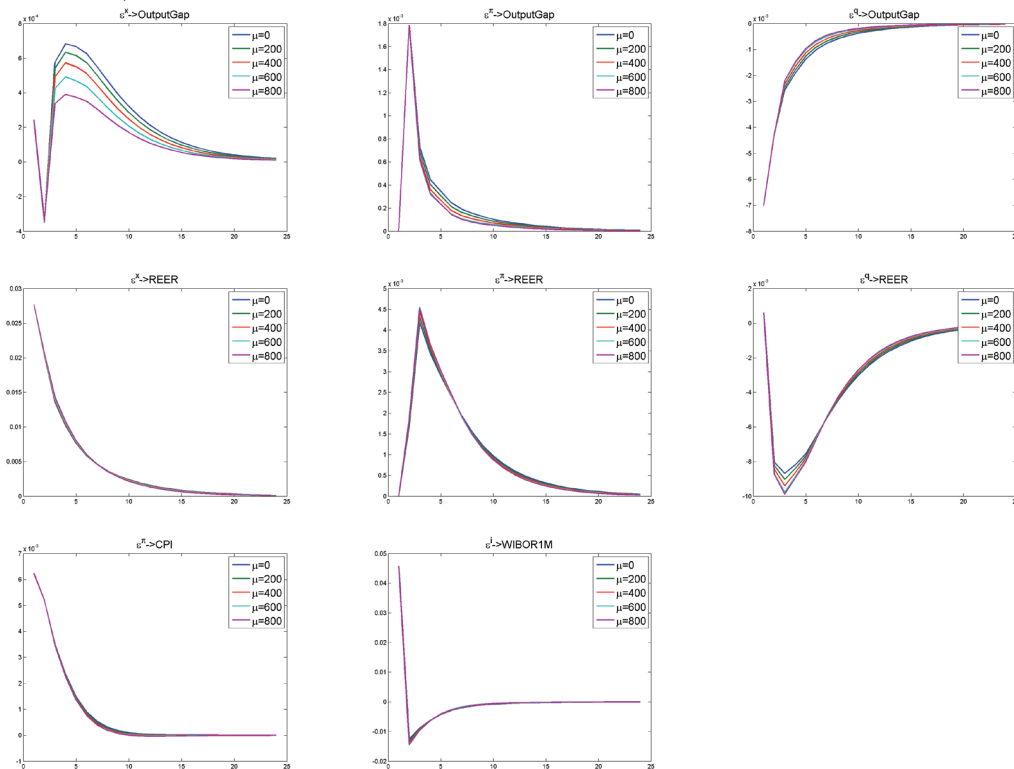
Rysunek 27: Funkcje reakcji w modelu VAR oraz dla banku neutralnego ze względu na ryzyko w modelu *FIT*,  $T = 24$ . Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 28: Funkcje reakcji dla banku centralnego z  $\mu = 0, 200, 400, 600, 800$  w modelu *SIT*,  $T = 24$ . Źródło: obliczenia własne.

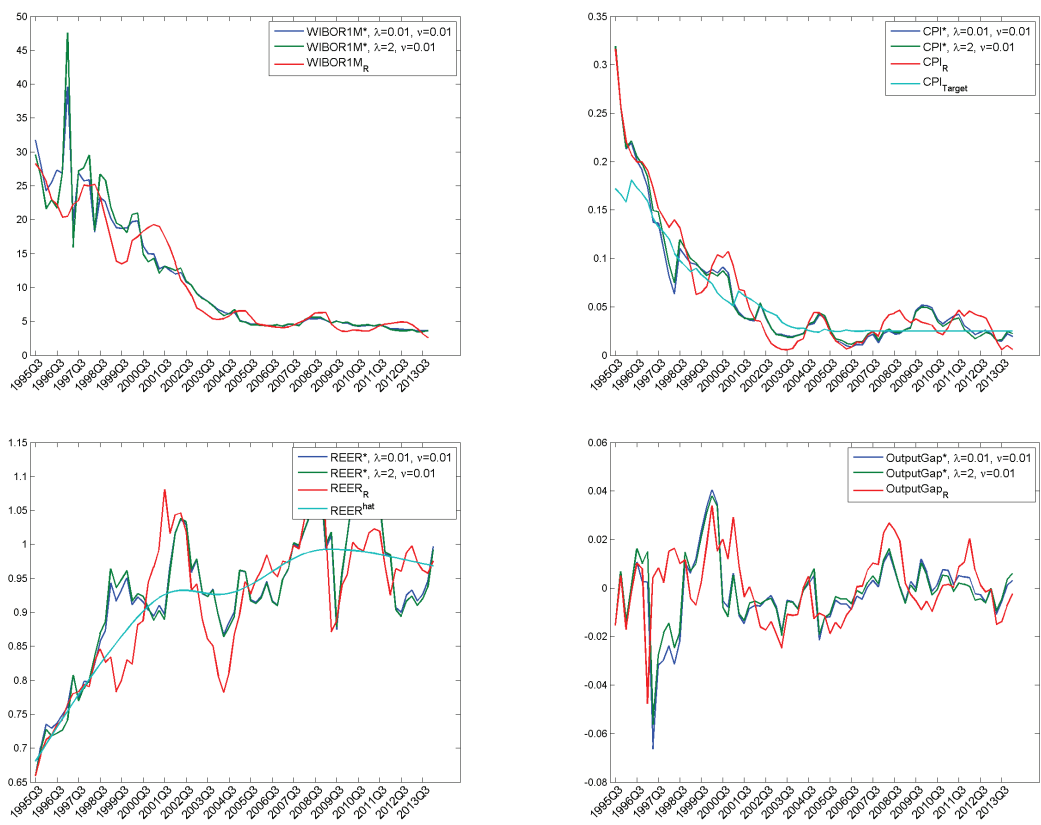


Rysunek 29: Funkcje reakcji dla banku centralnego z  $\mu = 0, 200, 400, 600, 800$  w modelu *FIT*,  $T = 24$ . Źródło: obliczenia własne.

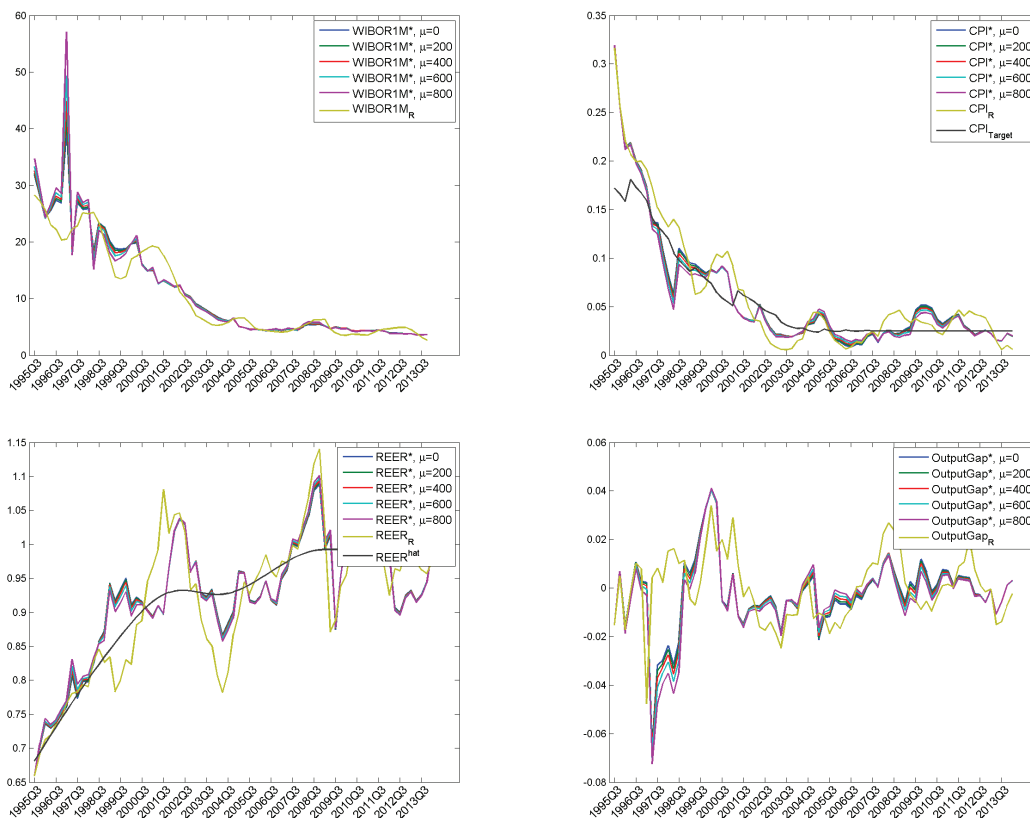


## Horyzont decyzyjny $T = 74$

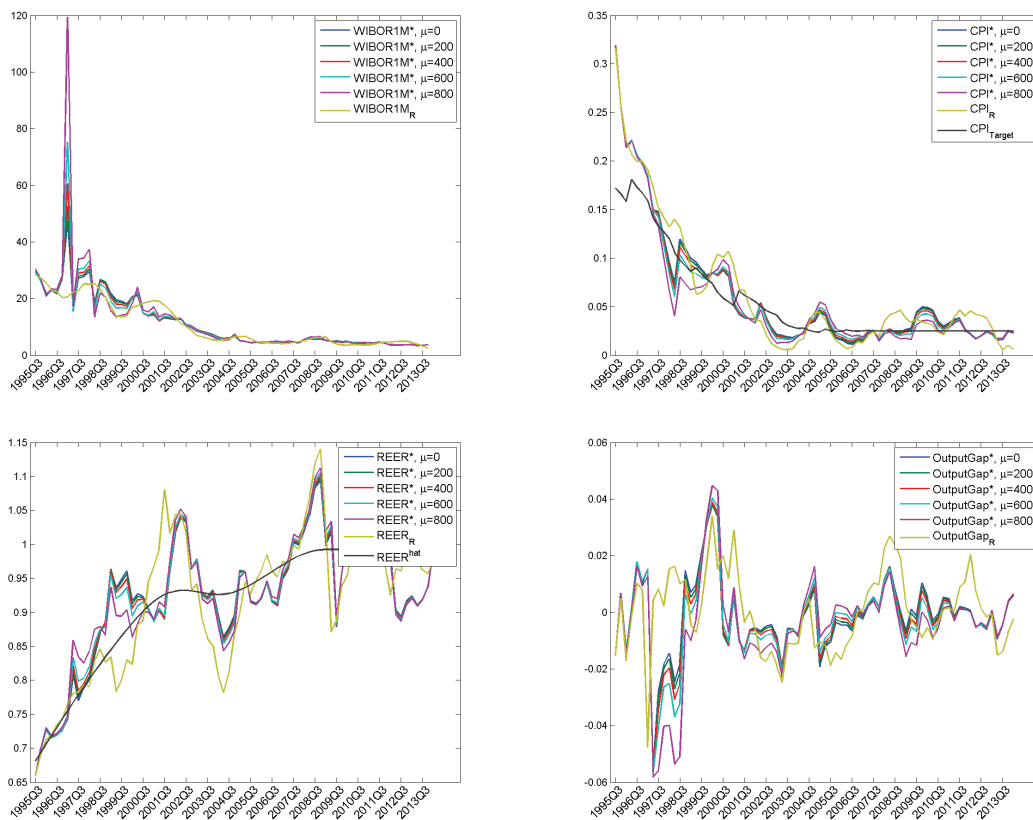
Rysunek 30: Trajektorie empiryczne i optymalne rozwiązania dla banku neutralnego ze względu na ryzyko. Okres decyzyjny 1995-2013.  $T = 74$ . Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 31: Trajektorie empiryczne i optymalne rozwiązania dla banku centralnego z awersją do ryzyka dla modelu *SIT*. Okres decyzyjny 1995-2013.  $T = 74$ . Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 32: Trajektorie empiryczne i optymalne rozwiązania dla banku centralnego z awersją do ryzyka dla modelu *FIT*. Okres decyzyjny 1995-2013.  $T=74$ . Źródło: obliczenia własne.





## Miary zmienności trajektorii

Tabela 7: Historyczne i optymalne miary zmienności.  $L_R$  - wartość funkcji straty dla danych historycznych,  $L^*$  - wartość funkcji straty dla modeli optymalnych.

charakterystyki	T=24		T=74	
	FIT	SIT	FIT	SIT
$L_R$	0,1489	0,1223	0,3655	0,3233
$L^*$	0,1176	0,1009	0,3334	0,2759
$\sqrt{\frac{\sum (CPI^* - \hat{CPI})^2}{T}}$	0,0117	0,0139	0,0257	0,026
$\sqrt{\frac{\sum (I^* - \hat{I})^2}{T}}$	0,0075	0,0064	0,0357	0,0241
$\sqrt{\frac{\sum (OutputGap^*)^2}{T}}$	0,0084	0,0091	0,0136	0,0151
$\sqrt{\frac{\sum (REER^* - \hat{REER})^2}{T}}$	0,0703	0,0675	0,0527	0,049

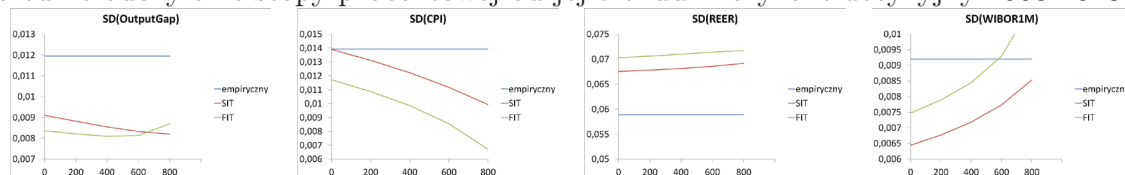
$$\sqrt{\frac{\sum (CPI_R - \hat{CPI})^2}{24}} = 0,0139, \quad \sqrt{\frac{\sum (CPI_R - \hat{CPI})^2}{74}} = 0,0289$$

$$\sqrt{\frac{\sum (I_R - \hat{I})^2}{24}} = 0,0092, \quad \sqrt{\frac{\sum (I_R - \hat{I})^2}{74}} = 0,0202$$

$$\sqrt{\frac{\sum (OutputGap_R)^2}{24}} = 0,012, \quad \sqrt{\frac{\sum (OutputGap_R)^2}{74}} = 0,0139$$

$$\sqrt{\frac{\sum (REER_R - \hat{REER})^2}{24}} = 0,0589, \quad \sqrt{\frac{\sum (REER_R - \hat{REER})^2}{74}} = 0,0571$$

Rysunek 33: Historyczne i optymalne miary zmienności dla różnych wartości parametru  $\mu$  (oś odciętych). Od lewej: średnie odchylenie PKB od jego trendu, średnie odchylenie inflacji od jej celu, średnie odchylenie kursu walut od jego trendu oraz średnie odchylenie stopy procentowej od jej trendu. Horyzont decyzyjny 2008-2013.



## Literatura

- [Akram, 2010] Akram, Q. F. (2010). What horizon for targeting inflation? *Empirical Economics*, 39(3):675–702.
- [Arratibel i Michaelis, 2014] Arratibel, O. i Michaelis, H. (2014). The impact of monetary policy and exchange rate shocks in Poland: evidence from a time-varying VAR. Technical report, European Central Bank.
- [Ball, 1999] Ball, L. (1999). Efficient rules for monetary policy. *International Finance*, 2(1):63–83.
- [Baranowski, 2011] Baranowski, P. (2011). Reguła polityki pieniężnej dla Polski porównanie wyników różnych specyfikacji. *Oeconomia Copernicana*, (3):7–31.
- [Baranowski, 2014] Baranowski, P. (2014). *Reguły polityki pieniężnej w Polsce. Podejście ilościowe*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- [Batini i Haldane, 1999] Batini, N. i Haldane, A. (1999). Forward-looking rules for monetary policy. In *Monetary policy rules*, s. 157–202. University of Chicago Press.
- [Batini i Nelson, 2001] Batini, N. i Nelson, E. (2001). Optimal horizons for inflation targeting. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(6):891–910.
- [Bernanke i Blinder, 1992] Bernanke, B. S. i Blinder, A. S. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *The American Economic Review*, s. 901–921.
- [Blinder, 2001] Blinder, A. S. (2001), Bankowość centralna w teorii i praktyce. tłum. Błachnio, M., Rusiński, M., CeDeWu.
- [Brainard, 1967] Brainard, W. C. (1967). Uncertainty and the effectiveness of policy. *The American Economic Review Vol. 57, No. 2*, s. 411–425.
- [Brzoza-Brzezina, 2003] Brzoza-Brzezina, M. (2003). Zagadnienie naturalnej stopy procentowej. *Ekonomista*, 4:457–477.
- [Brzoza-Brzezina, 2011] Brzoza-Brzezina, M. (2011). *Polska polityka pieniężna*. Wydawnictwo CH Beck.

- 
- [Camarero i in., 2002] Camarero, M., Ordóñez, J., i Tamarit, C. (2002). Monetary transmission in Spain: a structural cointegrated VAR approach. *Applied Economics*, 34(17):2201–2212.
- [Chari i in., 2008] Chari, V. V., Kehoe, P. J., i McGrattan, E. R. (2008). New keynesian models: not yet useful for policy analysis. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- [Christiano i in., 2006] Christiano, L. J., Eichenbaum, M., i Vigfusson, R. (2006). Assessing structural VARs. In *NBER Macroeconomics Annual 2006, Volume 21*, s. 1–106. MIT Press.
- [Clarida i in., 1998] Clarida, R., Gali, J., i Gertler, M. (1998). Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*, 42(6):1033–1067.
- [Clarida i in., 1999] Clarida, R., Gali, J., i Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: a new keynesian perspective. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- [Clarida i in., 2000] Clarida, R., Gali, J., i Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115(1):147–180.
- [Colander i in., 2009] Colander, D., Goldberg, M., Haas, A., Juselius, K., Kirman, A., Lux, T., i Sloth, B. (2009). The financial crisis and the systemic failure of the economics profession. *Critical Review*, 21(2-3):249–267.
- [De Masi, 1997] De Masi, M. P. (1997). IMF estimates of potential output: Theory and practice (epub).
- [DeGroot i in., 1981] DeGroot, M., Bracha, C., i Czakański, M. (1981). *Optymalne decyzje statystyczne*. Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- [Demchuk i in., 2012] Demchuk, O., Łyziak, T., Przystupa, J., Sznajderska, A., i Wróbel, E. (2012). Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2011 roku? *Materiał i Studia nr 270, NBP*.

- [Égert i MacDonald, 2009] Égert, B. i MacDonald, R. (2009). Monetary transmission mechanism in Central and Eastern Europe: surveying the surveyable. *Journal of Economic Surveys*, 23(2):277–327.
- [Elbourne i de Haan, 2009] Elbourne, A. i de Haan, J. (2009). Modeling Monetary Policy Transmission in Acceding Countries: Vector Autoregression Versus Structural Vector Autoregression. *Emerging Markets Finance and Trade*, 45(2):4–20.
- [Galí, 2009] Galí, J. (2009). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton University Press.
- [Gibbs, 1995] Gibbs, D. (1995). Potential output: concepts and measurement. *Labour Market Bulletin*, 1:72–115.
- [Greenspan, 2004] Greenspan, A. (2004). Risk and uncertainty in monetary policy. *American Economic Review*, s. 33–40.
- [Hansen i Sargent, 1995] Hansen, L. P. i Sargent, T. J. (1995). Discounted linear exponential quadratic gaussian control. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 40(5):968–971.
- [Hansen i Sargent, 2008] Hansen, L. P. i Sargent, T. J. (2008). *Robustness*. Princeton University Press.
- [Jacobson, 1973] Jacobson, D. (1973). Optimal stochastic linear systems with exponential performance criteria and their relation to deterministic differential games. *Automatic Control, IEEE Transactions on*, 18(2):124–131.
- [Jacobson, 1977] Jacobson, D. H. (1977). *Extensions of linear-quadratic control, optimization and matrix theory*. Elsevier.
- [Judd i Rudebusch, 1998] Judd, J. P. i Rudebusch, G. D. (1998). Taylor’s rule and the FED: 1970-1997. *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, s. 3–16.
- [Kapuściński i in., 2014] Kapuściński, M., Łyziak, T., Przystupa, J., Stanisławska, E., Sznajderska, A., i Wróbel, E. (2014). Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2013 roku? *Materiały i Studia nr 306, NBP*.

- 
- [Kłos, 2004] Kłos, B. (2004). Niepewność modelu w polityce makroekonomicznej. *Bank i Kredyt*, (10):25–40.
- [Knight, 1921] Knight, F. H. (1921). Risk, uncertainty and profit. *New York: Hart, Schaffner and Marx*.
- [Kłos i in., 2004] Kłos, B., Kokoszcyński, R., Łyziak, T., Przystupa, J., i Wróbel, E. (2004). Modele strukturalne w prognozowaniu inflacji w Narodowym Banku Polskim,. *Materiały i Studia NBP nr 180*.
- [Krugman i in., 1998] Krugman, P. R., Dominquez, K. M., i Rogoff, K. (1998). It's baaack: Japan's slump and the return of the liquidity trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, s. 137–205.
- [Lucas Jr, 1976] Lucas Jr, R. E. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, volume 1, s. 19–46. Elsevier.
- [Lütkepohl, 2005] Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.
- [Łyziak, 2002] Łyziak, T. (2002). Monetary transmission mechanism in Poland. The strenght and delays. *National Bank of Poland Working Papers No. 26*.
- [Łyziak i in., 2012] Łyziak, T., Przystupa, J., Sznajderska, A., i Wróbel, E. (2012). Pieniądz w polityce pieniężnej. *Materiały i Studia NBP nr 283*.
- [Majsterek, 2008] Majsterek, M. (2008). *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- [McCallum, 1999] McCallum, B. T. (1999). Issues in the design of monetary policy rules. *Handbook of Macroeconomics*, 1:1483–1530.
- [McCallum i Nelson, 2000] McCallum, B. T. i Nelson, E. (2000). Timeless perspectives vs. discretionary monetary policy in forward-looking models. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- [Mehra, 1999] Mehra, Y. P. (1999). A forward-looking monetary policy reaction function. *Economic Quarterly - Federal Reserve Bank of Richmond*, 85:33–54.

- [Miller, 1991] Miller, S. M. (1991). Monetary Dynamics: an Application of Cointegration and Error-correction Modeling. *Journal of Money, Credit and Banking*, s. 139–154.
- [Milo i in., 2013] Milo, W., Bogusz, D., Górajski, M., i Ulrichs, M. (2013). Notes on some optimal monetary policy rules: the case of Poland. *Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica, Financial Markets and Macroprudential Policy*, 295:59–77.
- [Mishkin, 1996] Mishkin, F. S. (1996). The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- [Onatski i Stock, 2002] Onatski, A. i Stock, J. H. (2002). Robust monetary policy under model uncertainty in a small model of the US economy. *Macroeconomic Dynamics*, 6(01):85–110.
- [Orphanides i Wilcox, 2002] Orphanides, A. i Wilcox, D. W. (2002). The opportunistic approach to disinflation. *International Finance*, 5(1):47–71.
- [Orphanides i Williams, 2002] Orphanides, A. i Williams, J. C. (2002). Robust monetary policy rules with unknown natural rates. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2002(2):63–145.
- [Ploeg van der, 2009] Ploeg van der, F. (2009). Prudent monetary policy and prediction of the output gap. *Journal of Macroeconomics*, 31(2):217–230.
- [Polito i Wickens, 2012] Polito, V. i Wickens, M. (2012). Optimal monetary policy using an unrestricted VAR. *Journal of Applied Econometrics*, 27(4):525–553.
- [Poole, 1998] Poole, W. (1998). A policymaker confronts uncertainty. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 80(September/October 1998).
- [Postek, 2011] Postek, Ł. (2011). Nieliniowy model mechanizmy transmisji monetarnej w Polsce w latach 1999-2009. *NBP Bureau of Macroeconomic Research Working Paper*.

- 
- [Przybylska-Kapuścińska, 2006] Przybylska-Kapuścińska, W. (2006). Strategia bezpośredniego celu inflacyjnego w nowych krajach członkowskich unii europejskiej. *Bank i Kredyt*, (4).
- [Rotemberg i Woodford, 1998] Rotemberg, J. J. i Woodford, M. (1998). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy: expanded version.
- [Rudebusch i Svensson, 1999] Rudebusch, G. i Svensson, L. E. (1999). Policy rules for inflation targeting. In *Monetary policy rules*, s. 203–262. University of Chicago Press.
- [Rudebusch, 2001] Rudebusch, G. D. (2001). Is the fed too timid? Monetary policy in an uncertain world. *Review of Economics and Statistics*, 83(2):203–217.
- [Sack, 2000] Sack, B. (2000). Does the FED act gradually? A VAR analysis. *Journal of Monetary Economics*, 46(1):229–256.
- [Sack i Wieland, 2000] Sack, B. i Wieland, V. (2000). Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence. *Journal of Economics and Business*, 52(1):205–228.
- [Sims, 1986] Sims, C. A. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10(1):2–16.
- [Sims, 1992] Sims, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European Economic Review*, 36(5):975–1000.
- [Sławiński, 2011] Sławiński (2011). *Polityka pieniężna*. Wydawnictwo CH Beck.
- [Smets, 2003] Smets, F. (2003). Maintaining price stability: how long is the medium term? *Journal of Monetary Economics*, 50(6):1293–1309.
- [Smets i Wouters, 2003] Smets, F. i Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro Area. *Journal of the European economic association*, 1(5):1123–1175.
- [Smets i Wouters, 2007] Smets, F. i Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in us business cycles: A bayesian DSGE approach.

- [Svensson, 1997] Svensson, L. E. (1997). Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, 41(6):1111–1146.
- [Svensson, 1999] Svensson, L. E. (1999). Inflation targeting as a monetary policy rule. *Journal of monetary economics*, 43(3):607–654.
- [Svensson, 2000] Svensson, L. E. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of international economics*, 50(1):155–183.
- [Tallarini Jr, 2000] Tallarini Jr, T. D. (2000). Risk-sensitive real business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 45(3):507–532.
- [Taylor, 1993] Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, volume 39, s. 195–214. Elsevier.
- [Taylor, 1999] Taylor, J. B. (1999). A historical analysis of monetary policy rules. In *Monetary policy rules*, s. 319–348. University of Chicago Press.
- [Uhlig, 2005] Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2):381–419.
- [Urbańska, 2002] Urbańska, A. (2002). Polityka monetarna: współczesna teoria i analiza empiryczna dla Polski. *Materiały i Studia NBP nr 148*.
- [Vitale, 2012] Vitale, P. (2012). Linear risk-averse optimal control problems: applications in economics and finance. *Available at SSRN 2334131*.
- [Wdowiński, 2010] Wdowiński, P. (2010). *Modele kursów walutowych*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- [Whittle, 1981] Whittle, P. (1981). Risk-sensitive linear/quadratic/gaussian control. *Advances in Applied Probability*, s. 764–777.
- [Whittle, 1996] Whittle, P. (1996). *Optimal control: basics and beyond*. John Wiley & Sons, Inc.
- [Woodford, 1999] Woodford, M. (1999). Optimal monetary policy inertia. *The Manchester School*, 67(s1):1–35.



- 
- [Woodford, 2003] Woodford, M. (2003). *Interest and prices*. Princeton University.
- [Wróbel i Pawłowska, 2002] Wróbel, E. i Pawłowska, M. (2002). Monetary transmission in Poland: some evidence on interest rate and credit channels. *NBP Bureau of Macroeconomic Research Working Paper*, (24).
- [Zabczyk, 1996] Zabczyk, J. (1996). Chance and decision. *Stochastic Control in Discrete Time, Quaderni, Scuola Normale Superiore, Pisa*.

---

[www.nbp.pl](http://www.nbp.pl)

