

Optymalne wrażliwe na ryzyko strategie polityki pieniężnej dla Polski

Mariusz Górajski*, Magdalena Ulrichs#

Nadesłany: 29 czerwca 2015 r. Zaakceptowany: 25 listopada 2015 r.

Streszczenie

Głównym celem pracy jest analiza optymalnych, wrażliwych na ryzyko stóp procentowych służących do realizacji strategii bezpośredniego celu inflacyjnego (BCI). Wykorzystując model mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej w gospodarce Polski, wyznaczono optymalne strategie banku centralnego charakteryzującego się różną wrażliwością na ryzyko nieosiągnięcia założonego celu. Optymalizujący bank centralny może realizować sztywną lub elastyczną strategię BCI.

W zależności od przyjętego poziomu ryzyka optymalizujący bank centralny ma odmienną strategię optymalną. Zaobserwowano dodatnią zależność między poziomem awersji banku centralnego do ryzyka a siłą reakcji obu optymalnych reguł polityki pieniężnej oraz szybkością powrotu inflacji do jej celu po wystąpieniu szoku popytowego i szoku polityki pieniężnej. Dla optymalizującego banku centralnego kierującego się sztywną strategią BCI zwiększenie awersji do ryzyka powoduje równomierny wzrost wartości wszystkich parametrów reguły. Z kolei wrażliwe na ryzyko elastyczne strategie BCI cechują się większym wzrostem parametru wygładzania stóp procentowych oraz silnie reagują na realny kurs walutowy. Ponadto optymalne trajektorie inflacji i kursu walutowego w mniejszym stopniu zależą od zmian parametru ryzyka niż optymalne ścieżki stopy procentowej i luki produkcyjnej.

Słowa kluczowe: optymalna polityka pieniężna, strategie banku centralnego wrażliwe na ryzyko, model VAR, sztywna strategia bezpośredniego celu inflacyjnego, elastyczna strategia celu inflacyjnego

JEL: C53, E47, E52, E58

* Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonometrii; e-mail: mariuszg@math.uni.lodz.pl.

Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonometrii; e-mail: magdau@uni.lodz.pl.

1. Wstęp

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

W literaturze podkreśla się, że możliwość uwzględnienia ryzyka i niepewności w modelach transmisji monetarnej jest niezmiernie istotna dla prowadzenia polityki pieniężnej (Poole 1998; Blinder 2000; Greenspan 2004). Istnieje wiele badań teoretycznych i empirycznych mających na celu określenie zależności między niepewnością w modelu a optymalną regułą decyzyjną (Onatski, Williams 2003; Kłos 2004; Hansen, Sargent 2008). Reguły uwzględniające niepewność modelu nazywa się odpornymi strategiami (ang. *robust strategies*). Zgodnie z klasycznym rezultatem, zwanym odporną zasadą Brainarda (ang. *Brainard conservatism principle*; Brainard 1967), jeśli losowe parametry są nieskorelowane z egzogenicznymi szokami, to odporne decyzje są bardziej ostrożne. Reakcje zmiennych na impulsy egzogeniczne, wynikające z odpornej polityki, są więc znacznie słabsze niż w przypadku nieuwzględniania niepewności. Jak zauważył Chow (1975), nie istnieje jednoznaczny wpływ poziomów niepewności i ryzyka w modelu na reguły polityki makroekonomicznej. Dynamiczne modele polityki makroekonomicznej bardzo często nie spełniają zasady Brainarda. W strukturalnych modelach z niewielką liczbą parametrów oraz z optymalną regułą Taylora nie obserwuje się złagodzenia reakcji optymalnej polityki pieniężnej na wzrost niepewności parametrów modelu (Rudebusch, Svensson 1999; Smets 2002). W modelach dynamicznej stochastycznej równowagi ogólnej (DSGE), opartych na zmiennych sformułowanych na podstawie oczekiwań, niepewność może powodować nawet nasilenie oddziaływania optymalnych reguł polityki monetarnej (Edge, Laubach, Williams 2010; Levin i in. 2006; Giannoni 2009). Z kolei w dużych modelach autoregresyjnych niepewność parametrów modelu wpływa na osłabienie wpływu reguł polityki monetarnej (Sack 2000; Söderström 2002).

W niniejszym opracowaniu rozważamy, rzadziej analizowane, optymalne reguły polityki pieniężnej, w których uwzględniamy pierwszy rodzaj losowości – ryzyko generowane przez egzogeniczne szok. Główne cele optymalizującego 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 poniesionej straty. Modele te znane są w literaturze jako wrażliwe na ryzyko modele optymalnego sterowania (ang. *risk-sensitive optimal control models*; Jacobson 1973 i Hansen, Sargent 1995; Whittle 1996). Za pośrednictwem parametru ryzyka w funkcji dysużyteczności uwzględniają one wrażliwość banku centralnego na ryzyko nieosiągnięcia postawionych celów oraz pozwalają na analizę nowych, optymalnych ścieżek polityki monetarnej, ostrożniej reagującej na szoki makroekonomiczne. Teoretyczne modele uwzględniające awersję banku do ryzyka były analizowane przez Tallariniego Jr. (2000), der Ploega (2009) i Vitale'a (2012). Matematyczne własności optymalnych wrażliwych na ryzyko modeli optymalnego sterowania były badane m.in. przez Jacobsona (1973) i Whittle'a (1981). Według wiedzy autorów istnieją jednak tylko nieliczne prace dotyczące zastosowania tych modeli w ekonomii. Hansen i Sargent (1995) przeanalizowali pewną wersję optymalnego, wrażliwego na ryzyko modelu sterowania

z nieskończonym horyzontem. Vitale (2012) rozszerzył analizowany przez Svenssona (1997) optymalny strukturalny model polityki monetarnej z nieskończonym horyzontem czasowym o wrażliwość banku na ryzyko nieosiągnięcia celu. W ramach modelu DSGE Tallarini Jr. (2000) potwierdził dodatnią zależność między poziomem awersji do ryzyka w wykładniczej funkcji użyteczności gospodarstw domowych a zdolnościami prognostycznymi modelu. W literaturze nie ma jednak empirycznych wyników dotyczących tego, jak awersja banku centralnego do ryzyka wpływa na kształt optymalnej polityki pieniężnej.

Niniejsze opracowanie stanowi, zgodnie z wiedzą autorów, pierwszą w literaturze empiryczną analizę optymalnej wrażliwej na ryzyko polityki monetarnej. W badaniu użyto modelu gospodarki Polski. W celu uzyskania rozwiązań optymalnych niezbędne było sformułowanie nowych warunków wystarczających do ich istnienia oraz wyprowadzenie rekurencyjnych formuł (por. twierdzenie 1 w Aneksie). Otrzymane wyniki pozwalają sformułować dwa główne wnioski. Po pierwsze, nie jest spełniona zasada Brainarda – wzrost parametru ryzyka zwiększa siłę reakcji optymalnej stopy procentowej na szoki. Niewątpliwie wiąże się to z postacią funkcji celu, która zależy od parametru awersji do ryzyka. Z tego względu decydent przyjmuje postawę pesymistyczną i przez to jest bardziej ostrożny. Zakłada, że zmienne endogeniczne przyjmą postać najmniej dla niego korzystną, co oddali go od zamierzonych celów. Aby temu zapobiec, musi reagować bardziej agresywnie. Po drugie, ryzyko w modelu osłabia siłę reakcji inflacji na szoki: popytowy i polityki pieniężnej, oraz zmniejsza jej wahania wokół celu inflacyjnego.

Praca składa się z czterech części. W następnej przedstawimy empiryczny model transmisji monetarnej. W części trzeciej będziemy rozważać dwa optymalizujące banki centralne. Pierwszy realizuje sztywną strategię bezpośredniego celu inflacyjnego (ang. *strict inflation targeting*, dalej SIT), drugi zaś elastyczną strategię bezpośredniego celu inflacyjnego (ang. *flexible inflation targeting*, FIT). Część czwarta prezentuje wyniki symulacji z wykorzystaniem optymalnych modeli uwzględniających parametr ryzyka. W szczególności dla różnych poziomów awersji banku centralnego do ryzyka porównano optymalne reguły polityki pieniężnej, kształtowanie się zmiennych endogenicznych oraz funkcje odpowiedzi na impulsy egzogeniczne. Ostatnia część zawiera podsumowanie wyników.

2. Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej

2.1. Reguły polityki pieniężnej

W niniejszym opracowaniu analizowane są tzw. reguły celu (tj. optymalne reguły polityki monetarnej), które uwzględniają w ustalonej przez bank funkcji straty zmienne celu i ich pożądane poziomy. Wyznaczenie optymalnej reguły polityki pieniężnej polega na minimalizacji oczekiwanej straty lub oczekiwanej dysużyteczności poniesionej straty względem wszystkich możliwych ścieżek instrumentu polityki pieniężnej oraz przy ograniczeniach zadanych przez dynamikę zmiennych stanu.

Reguły celu wyznaczane są najczęściej w modelach z nieskończonym horyzontem czasowym, liniową dynamiką gospodarki i kwadratową funkcją straty (Fair, Howrey 1996; Svensson 1999; Rudebusch, Svensson 1999; Woodford 2003). W tych modelach przy użyciu teorii sterowania dla problemów liniowo-kwadratowych (Whittle 1996; Zabczyk 1996) uzyskiwane są jednorodne w czasie optymalne strategie polityki pieniężnej.

W ostatnich latach optymalna polityka monetarna często jest budowana przy użyciu dynamicznych stochastycznych modeli równowagi ogólnej (Smets, Wouters 2003; Smets, Wouters 2007; Gali 2009) zgodnych z paradygmatem ekonomii nowokeynesowskiej. W modelach tych gospodarka jest opisana za pomocą strukturalnych równań wyprowadzonych z optymalnych zachowań mikroprzedsiębiorstw, które cechują się racjonalnymi oczekiwaniami. Aby otrzymać optymalną regułę polityki pieniężnej, maksymalizuje się funkcję dobrobytu społecznego (ang. *welfare function*, por. Woodford 2003), mającą postać funkcji użyteczności gospodarstw domowych, przy ograniczeniach zadanych przez równania opisujące zachowanie gospodarki.

Alternatywnym podejściem jest modelowanie gospodarki za pomocą prostych w konstrukcji, ateoretycznych modeli wektorowej autoregresji: modeli VAR (Bernanke, Blinder 1992; Sack 2000; Polito, 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, Wickens 2012). W przeciwieństwie do nich nie są jednak odporne na krytykę Lucasa (Lucas Jr. 1976)¹. 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 – szacowanych zgodnie z empiryczną regułą polityki pieniężnej, jednak pełna identyfikacja szoków egzogenicznych opiera się na optymalnej regule polityki pieniężnej (por. podrozdział 4.2). Ten sposób identyfikacji szoków egzogenicznych oraz fakt, że optymalna wrażliwa na ryzyko reguła polityki pieniężnej uwzględnia zmienność i korelację zmiennych endogenicznych, w pewnym stopniu osłabiają krytykę Lucasa.

2.2. Model VAR

Znajomość mechanizmu transmisji monetarnej jest ważna, szczególnie dla banków centralnych realizujących strategię bezpośredniego celu inflacyjnego. Pozwala ona na osiąganie celów inflacyjnych za pomocą instrumentów polityki pieniężnej. Wyjaśnienie występujących w tym obszarze zależności przyczynowo-skutkowych nie tylko ma duże znaczenie teoretyczne, ale stanowi także ważną wskazówkę dla polityków gospodarczych, którzy muszą przewidywać skutki podejmowanych decyzji monetarnych.

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 niniejszym opracowaniu działanie kanałów mechanizmu transmisji monetarnej zostało ocenione na podstawie strukturalnego modelu wektorowej autoregresji – SVAR (np. Kapuściński i in. 2014; Polito, Wickens 2012; Sack 2000).

¹ Rozważania na temat uodpornienia modeli VAR na krytykę Lucasa można znaleźć m.in. w opracowaniu Simsa (1986), natomiast Amman i Kendrick (2003) przedstawili odporne na argumenty Lucasa metody analizy optymalnej polityki ekonomicznej. Budowany w niniejszej pracy optymalny model transmisji monetarnej ma jednak służyć głównie do pokazania wpływu parametru awersji do ryzyka na kształt optymalnych strategii, przy założeniu, że model gospodarki i funkcja straty banku centralnego są ustalone. Zdajemy sobie sprawę, że nie jest to w pełni doskonała procedura wyznaczania optymalnej polityki makroekonomicznej.

Parametry modelu oszacowano na danych kwartalnych dotyczących Polski, obejmujących lata 1995–2014². Przy konstruowaniu modelu założono, że reguła polityki pieniężnej bierze pod uwagę najważniejsze zmienne makroekonomiczne: odchylenie inflacji od celu inflacyjnego i lukę produkcyjną (reprezentującą wahania koniunkturalne), oraz pozwala na uwzględnienie wygładzania stóp procentowych. Ponieważ analizowana gospodarka jest gospodarką otwartą, pod uwagę wzięto również kurs walutowy. W celu wyeliminowania zagadki cenowej³ uwzględniono egzogeniczne ceny ropy naftowej. Przyjęto, że jedynym instrumentem banku centralnego jest krótkookresowa nominalna stopa procentowa, przybliżona za pomocą jednomiesięcznej stopy WIBOR.

Na etapie konstruowania modelu przeprowadzono estymacje pozwalające wyłonić model spełniający założenia ekonomiczne. Przetestowano różne rzędy rozkładów opóźnień, zarówno zmiennych endogenicznych, jak i zmiennych egzogenicznych w modelu, oraz uwzględniono wygładzanie stóp procentowych przez wprowadzenie dodatkowych opóźnień stopy procentowej (Sack, Wieland 2000). Ostatecznie przyjęto model VAR(2) z bieżącą oraz opóźnioną o jeden kwartał ceną ropy naftowej, uwzględniający następujące zmienne endogeniczne:

$\pi_t = CPI_t - \hat{CPI}_t$ – 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)⁴,

$q_t = REER_t - \hat{REER}_t$ – odchylenie realnego efektywnego kursu walutowego od jego długookresowego trendu,

$i_t = \ln WIBOR_t - \ln \hat{WIBOR}_t$ – odchylenie stopy procentowej WIBOR od jej długookresowego trendu,

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

CPI_t – wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych, analogiczny okres roku poprzedniego = 100, źródło: www.stat.gov.pl,

$\hat{CPI}_t$ – cel inflacyjny NBP zgodnie ze *Strategią polityki pieniężnej*, www.nbp.pl,

GDP_t – PKB, ceny stałe, rok odniesienia 2010, obliczenia na podstawie danych GUS,

$REER$ – realny efektywny kurs walutowy, źródło: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>,

$WIBOR_t$ – źródło: www.stooq.pl,

$OILR_t$ – PLN/baryłka, obliczenia na podstawie danych NBP, GUS oraz MFW, <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.

Zmienne zostały oczyszczone z sezonowości (procedura Census X12). Długookresowe trendy zmiennych oszacowano za pomocą filtru Hodricka-Prescotta dla parametru $\lambda = 1600$. Analiza wrażliwości rozwiązań optymalnych na zmiany wartości parametru λ została zaprezentowana w pracy Milo i in. (2013).

Odchylenia zmiennych makroekonomicznych od długookresowych trendów (bądź celu w przypadku CPI) tworzą wektor⁵ zmiennych stanu $y_t = [x_t, \pi_t, q_t, i_t]'$, zmienna i_t jest zmienną sterującą i stanowi instrument banku centralnego.

² Wyniki uzyskane dla krótszych prób: 1998–2014, 2000–2014 oraz 2003–2014, potwierdzają stabilność rozwiązań w czasie, jednak charakteryzują się mniejszą precyzją, a siła reakcji zmiennych na szoki jest w nich słabsza.

³ Zagadka cenowa polega na niezgodnym z intuicją ekonomiczną wzroście cen bezpośrednio po zacieśnieniu polityki pieniężnej (por. Sims 1992).

⁴ Długookresowy trend często jest utożsamiany z produkcją potencjalną. Należy pamiętać, że nie jest ona bezpośrednio obserwowalna. O jej szacowaniu piszą m.in. Gibbs (1995) i De Masi (1997).

⁵ Dla wektora y y' oznacza wektor transponowany.

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

gdzie $c_1, c_2, \mathbf{A}_k, \mathbf{B}_k, \mathbf{C}_l, \mathbf{D}_j, \mathbf{E}_k, \mathbf{F}_l$ dla $k = 1, 2, j = 0, 1, 2, l = 0, 1$ są macierzami parametrów, $\Xi_t^e = [\xi_t^x, \xi_t^\pi, \xi_t^q]'$, dla $t = 1, \dots, T$ to wektory szoków o macierzy kowariancji Σ_y , ε_t^i jest fundamentalnym szokiem polityki pieniężnej.

Wszystkie uwzględnione zmienne są stacjonarne (por. tabela 3). Opóźnienie modelu oparto na kryteriach informacyjnych (tabela 4). Trzy kryteria: LR, FPE i HQ, spośród pięciu wskazują na rząd opóźnień wynoszący dwa kwartały. Jedynie kryterium informacyjne Schwarza (SC) przyjmuje wartość najmniejszą przy rzędzie opóźnień wynoszącym jeden, natomiast AIC wskazuje na rząd opóźnień $p_1 = 6$. Analiza wyników testu weryfikującego istotność opóźnień zmiennych endogenicznych wprowadzonych do modelu VAR potwierdza dobór rzędu modelu. Wszystkie zmienne opóźnione są statystycznie istotne na poziomie istotności $\alpha = 5\%$ (por. tabela 5). Wszystkie odwrotności pierwiastków wielomianu charakterystycznego 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 12,38 z empirycznym poziomem istotności $p\text{-value} = 0,14$, brakiem autokorelacji (empiryczny poziom istotności testu LM dla hipotezy zerowej o braku autokorelacji rzędu 8 wynosi $p\text{-value} V = 0,46$) oraz brakiem heteroskedastyczności reszt (empiryczny poziom istotności testu White'a wynosi $p\text{-value} V = 0,90$). Sprawdzono również zdolność prognostyczną modelu VAR, sporządzając dynamiczną prognozę *ex post*. Wyniki symulacji przedstawiono na wykresie 9. Błędy prognozy *ex post* mają akceptowalne poziomy (por. tabela 6).

W celu identyfikacji szoków makroekonomicznych w optymalnych modelach polityki monetarnej posłużono się procedurą opartą na restrykcjach zerowych w macierzy $\mathbf{B}$, odpowiedzialnej za strukturyzację szoków (Sims 1986; Christiano, Eichenbaum, Vigfusson 2006). Macierz $\mathbf{B}$ wiąże wektor składników losowych dla zmiennych stanu, $\Xi_t^e = [\xi_t^x, \xi_t^\pi, \xi_t^q]'$, z wektorem szoków fundamentalnych, $\varepsilon_t^e = [\varepsilon_t^x, \varepsilon_t^\pi, \varepsilon_t^q]'$, który składa się z niezależnych zmiennych losowych gaussowskich o zerowej średniej i jednostkowej wariancji.

$$\Xi_t^e = \mathbf{B} \varepsilon_t^e \quad (2)$$

Fundamentalne impulsy makroekonomiczne $\varepsilon_t^x, \varepsilon_t^\pi$ oraz ε_t^q nazywamy, odpowiednio, szokiem popytu krajowego, szokiem inflacyjnym (cenowym) oraz szokiem kursu walutowego (aprecjacja).

W celu wyznaczenia macierzy $\mathbf{B}$ z równania $\mathbf{B}\mathbf{B}' = \Sigma_y$ nałożono trzy jednoczesne restrykcje zerowe na elementy macierzy $\mathbf{B}$ poza główną przekątną oraz nieujemne restrykcje na elementy diagonalne macierzy $\mathbf{B}$. Następnie wybrano te rozwiązania, dla których funkcje odpowiedzi optymalnej polityki monetarnej (8) na szoki $\varepsilon_t^\pi, \varepsilon_t^x, \varepsilon_t^q$ mają dla obu strategii: FIT oraz SIT, ekonomicznie poprawne znaki, tzn. reakcje stóp procentowych na szok inflacyjny ε_t^π oraz na szok popytu krajowego ε_t^x są dodat-

nie, natomiast początkowa reakcja stóp procentowych na aprecjację złotego jest ujemna. W wyniku identyfikacji szoków makroekonomicznych uzyskano pięć macierzy, w tym macierz Choleskiego, która została wybrana do identyfikacji modelu.

Powyższa struktura szoków jest zgodna z opóźnionym mechanizmem transmisji, opisanym m.in. w pracach: Bernanke, Blinder (1992), Sack (2000) oraz Angeloni, Kashyap i Mojon (2003). Przyjęta kolejność zmiennych uwzględnia założenie, że szok polityki pieniężnej z powodu występującej w gospodarce sztywności, m.in. cen i płac, nie ma jednoczesnego wpływu na produkcję oraz ceny. Bank centralny, kształtując stopę procentową, reaguje na zmiany sfery realnej gospodarki, cen oraz kursu walutowego.

Analiza funkcji odpowiedzi na impulsy makroekonomiczne pozwala zauważyć istotną reakcję zmiennych endogenicznych modelu na negatywny szok polityki pieniężnej (wzrost stóp procentowych). Najsilniejsza ujemna zmiana luki produkcyjnej oraz inflacji następuje, odpowiednio, po sześciu i siedmiu kwartałach od zacieśnienia polityki pieniężnej (por. wykres 1). Warto podkreślić, że w modelu nie występuje problem zagadki cenowej. Po upływie około dwóch lat reakcje obu zmiennych stają się nieistotne statystycznie. Kurs walutowy nie reaguje istotnie na szok stóp procentowych (por. Kapuściński i in. 2014).

Dodatni szok popytu krajowego najsilniej oddziałuje na kurs walutowy (por. wykres 1) i powoduje aprecjację waluty krajowej. Widoczne są również, zgodne z intuicją ekonomiczną, dodatnie reakcje inflacji oraz stóp procentowych (zacieśnienie polityki pieniężnej).

Wystąpienie dodatniego szoku inflacyjnego (por. wykres 2) powoduje wzrost stóp procentowych; najsilniejsza reakcja występuje po trzech kwartałach i wygasa po upływie około półtora roku. W wyniku obniżenia realnych stóp procentowych dodatni szok inflacyjny wywołuje dodatnią zmianę luki produkcyjnej⁶. Najsilniejsza reakcja widoczna jest dwa kwartały po wystąpieniu szoku, a rok po szoku staje się nieistotna statystycznie. Według analizowanego modelu szok cenowy powoduje aprecjację polskiej waluty; maksymalna reakcja widoczna jest rok po wystąpieniu szoku.

Dodatni szok kursu walutowego (aprecjacja) nie powoduje istotnej statystycznie reakcji sfery realnej ani stóp procentowych (por. wykres 2). Na granicy istotności jest natomiast ujemna reakcja cen na szok walutowy, skumulowana w II i III kwartale (Przystupa 2002). Uzyskane wyniki są zgodne z funkcjami reakcji zaprezentowanymi m.in. w pracy Kapuścińskiego i in. (2014).

3. Ryzyko w modelach polityki monetarnej

W tej części pracy będziemy rozważać modele optymalnej wrażliwej na ryzyko polityki monetarnej, w których bank centralny minimalizuje wykładniczą funkcję dysużyteczności. Za pomocą parametru funkcji dysużyteczności uwzględniamy wrażliwość banku centralnego na ryzyko nieosiągnięcia celów postawionych w funkcji straty. Pozwoli to na analizę nowych optymalnych rozwiązań w zakresie polityki monetarnej, w których widoczna jest ostrożniejsza reakcja na szoki makroekonomiczne.

Empiryczne ścieżki reguł polityki monetarnej zastępujemy optymalnymi strategiami z nieujemnym parametrem ($\mu \geq 0$) awersji banku do ryzyka nieosiągnięcia zadanego celu. Załóżmy, że w każdym okresie t banki centralne kierują się międzyokresową funkcji straty L , która jest zmienną losową o postaci:

⁶ Szok inflacyjny jest rzędu 0,65% i powoduje, że nominalne stopy procentowe wzrastają o około 2% ich trendu. Ich maksymalny możliwy wzrost w badanym okresie nie przekracza 0,6%, a zatem realne stopy procentowe maleją.

$$L((i_s)_{s=t}^{t+T-1}) = \frac{1}{2} \sum_{s=t}^{t+T} \gamma^{s-t} (\lambda x_s^2 + \pi_s^2 + \rho q_s^2) + \frac{1}{2} \sum_{s=t}^{t+T-1} \gamma^{s-t} v i_s^2 \quad (3)$$

gdzie:

- $\gamma \in (0,1)$ – stopa dyskonta optymalizującego banku centralnego,
- λ – relatywna waga luki produkcyjnej w funkcji straty; w funkcjach straty L zastosowano normalizację, polegającą na przyjęciu jednostkowej wagi przy odchyleniach inflacji od celu inflacyjnego,
- v – waga odzwierciedlająca znaczenie wygładzania stóp procentowych w L ,
- ρ – relatywny udział zmienności kursu walutowego w L .

Zmienne mające znaczną wagę w funkcji straty L nazywamy zmiennymi celu dla banku centralnego. Waga nie większa niż 0,01 występująca w funkcji straty nie jest uznawana za znaczną (por. Svensson 2000).

W literaturze przyjmuje się, że zestaw wag $\lambda \leq 0,01$, $v \leq 0,01$ i $\rho \leq 0,01$ odpowiada sytuacji, gdy optymalizujący bank centralny, nazywany dalej bankiem SIT, realizuje sztywną strategię bezpośredniego celu inflacyjnego (por. Svensson 1999; Polito, Wickens 2012). W przypadku, gdy parametr λ w funkcji straty jest znacznie większy od 0,01, optymalizujący bank nazywamy bankiem FIT i wówczas realizowana jest elastyczna polityka bezpośredniego celu inflacyjnego (Rudebusch, Svensson 1999). Przyjmuje się, że parametr λ należy do przedziału $[0; 5]$. W niniejszym badaniu przyjęto, że $\lambda = 2$. 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 produkcyjnej w funkcji celu.

Każdy z optymalizujących banków charakteryzuje się innym poziomem awersji do ryzyka nieosiągnięcia celu określonego przez funkcję straty. Rozważmy następującą wykładniczą funkcję dysużyteczności optymalizującego banku centralnego: $U(\cdot; \mu) = e^{\mu L(\cdot)}$. Parametr $\mu > 0$ opisuje absolutną awersję do ryzyka (DeGroot 1981, rozdział 7) i informuje nas, o ile procent zmieni się prędkość zmian użyteczności na skutek zwiększenia straty o jednostkę. Parametr μ mierzy zatem wrażliwość banku centralnego na nieosiągnięcie założonego celu; każdy kolejny przyrost funkcji straty jest oceniany ze zwiększoną utratą użyteczności banku. Rozważmy przykład dwóch decydentów, którzy z tym samym prawdopodobieństwem narażeni są na dużą stratę L_{max} i mogą osiągnąć równie dużą wygraną. Pierwszy z nich jest neutralny względem ryzyka i zabezpiecza się przed ewentualną stratą, odkładając oczekiwaną stratę równą $EL = 0,5(-L_{max}) + 0,5L_{max} = 0$. Drugi decydent ma awersję do ryzyka, z wykładniczą funkcją dysużyteczności $e^{\mu L}$, $\mu > 0$. Zabezpiecza się, odkładając zlogarytmowaną wartość oczekiwanej dysużyteczności $\log(Ee^{\mu L}) = \log(0,5e^{-\mu L_{max}} + 0,5e^{\mu L_{max}}) \approx \mu L_{max}$. Parametr ryzyka μ stanowi zatem udział zabezpieczenia decydenta w maksymalnej możliwej stracie.

Kryterium optymalności banku z awersją do ryzyka, zwane w literaturze *risk sensitive criterion* (Jacobson 1977; Whittle 1981), polega na minimalizowaniu w każdym okresie t oczekiwanej dysużyteczności $U(\cdot; \mu)$:

$$\min_{(i_t)_{s=t}^{t+T-1} \in I} E(U((i_s)_{s=t}^{t+T-1}; \mu)) = \min_{(i_t)_{t=0}^{T-1} \in I} E(e^{\mu L((i_s)_{s=t}^{t+T-1})} | F_t) \quad (4)$$

przy warunku:

$$\begin{cases} y_{t+s} = \sum_{j=1}^2 \mathbf{A}_j y_{t+s-j} + \sum_{j=1}^2 \mathbf{B}_j i_{t+s-j} + \sum_{j=0}^1 \mathbf{C}_j oil_{t+s-j} + \Xi_t^e & s = 1, 2, \dots, T \\ y_t, y_{t-1}; i_{t-1} \text{ są dane} \end{cases} \quad (5)$$

Zbiór $I = \{(i_s)_{s=t}^{t+T-1} : i_s = g_s(y_s, y_{s-1}, i_{s-1}, i_{s-2}) \text{ dla } s = t, t+1, \dots, t+T-1\}$ składa się z dopuszczalnych reguł polityki pieniężnej. Kryterium (4) zawiera element, który mierzy niepewność związaną z funkcją straty banku centralnego L . Można to zauważyć, stosując następujące rozwinięcie Taylora drugiego rzędu do oczekiwanej funkcji dysużyteczności względem parametru ryzyka μ :

$$\frac{\log E(U(\mu))}{\mu} = EL + \frac{\mu}{2} D^2(L) + o(\mu) \quad (6)$$

gdzie $D^2(L)$ jest wariancją funkcji straty banku centralnego oraz $\lim_{\mu \rightarrow 0} \frac{o(\mu)}{\mu} = 0$.

Przechodząc w (6) do granicy, otrzymujemy:

$$\lim_{\mu \rightarrow 0} \frac{\log E(U(\mu))}{\mu} = EL$$

Możemy zatem interpretować $\mu = 0$ jako parametr banku neutralnego względem ryzyka, którego celem jest minimalizacja oczekiwanej straty.

3.1. Wrażliwa na ryzyko optymalna reguła polityki pieniężnej

W celu uzyskania wrażliwych na ryzyko rozwiązań optymalnych niezbędne jest sformułowanie nowych warunków wystarczających do ich istnienia oraz wyprowadzenie rekurencyjnych formuł optymalnych dla problemu optymalnej wrażliwej na ryzyko polityki pieniężnej. Szczegóły rozwiązania zadania (4)–(5) zostały przedstawione w Aneksie.

Zauważmy, że równanie (5) można zapisać za pomocą reprezentacji w przestrzeni stanów (por. wzór A2 w Aneksie) z nowym wektorem stanu:

$$\mathbf{X}_t = [y_t, y_{t-1}, i_{t-1}]' \quad (7)$$

Przyjmując warunek początkowy $\mathbf{X}_{0|0} = [y_0, y_{-1}, i_{-1}]$ dla każdego okresu $t = 0, 1, 2, \dots$, zgodnie z twierdzeniem 1 z Aneksu wyznaczamy bieżącą wartość optymalnej wrażliwej na ryzyko reguły polityki pieniężnej:

$$i_{0|t}^*(\mu) = P_0(\mu) \mathbf{X}_{0|t} + p_{0|t}(\mu) \quad (8)$$

gdzie $P_0(\mu) = -\gamma \mathbf{R}^{-1} \mathbf{B}' (\mathbf{\Pi}_1^{-1} + \mathbf{J}_\mu)^{-1} \mathbf{A}$, $p_{0|t}(\mu)$ jest rozwiązaniem rekurencyjnej zależności:

$$p_{s|t}(\mu) = \gamma \mathbf{R}^{-1} \mathbf{B}' (\mathbf{\Pi}_{s+1}^{-1} + \mathbf{J}_\mu)^{-1} (\mathbf{D}_{t+s} + (\mathbf{\Pi}_{s+1}^{-1} - \mu \mathbf{\Sigma}) p_{t+s+1|t}(\mu)), s = 0, 1, \dots, T_1 \quad p_{T_1|t} = 0$$

$(\mathbf{\Pi}_s)_{s=0,1,\dots,T}$ oznacza ciąg macierzy Riccatiego, $\mathbf{D}_{t+s}$ jest wektorem zmiennych egzogenicznych, a $\mathbf{J}_\mu$ jest macierzą ryzyka (definicje macierzy i oznaczenia symboli zawiera Aneks).

Ponadto reguła (8) oraz wartość zmiennych stanu $\mathbf{X}_{0|t}$ pozwalają wyznaczyć za pomocą równania (A2) optymalną prognozę zmiennych stanu $\mathbf{X}_{1|t}^*$ na okres $t + 1$:

$$\mathbf{X}_{1|t}^* = \mathbf{D}_{s+1} + \mathbf{A}\mathbf{X}_{0|t} + \mathbf{B}_{0|t}^* + \mathbf{U}_{t+1}$$

Następnie optymalna prognoza zmiennych stanu staje się warunkiem początkowym w kolejnym okresie $t + 1$, tzn. $\mathbf{X}_{0|t+1} = \mathbf{X}_{1|t}^*$.

Warto podkreślić, że optymalna wrażliwa na ryzyko reguła polityki pieniężnej istnieje tylko dla z góry ograniczonych wartości parametru ryzyka $\mu \in (0, \mu_{max})$, tzn. dla parametrów, dla których spełnione są założenia twierdzenia 1 o dodatniości ciągu macierzy:

$$\mathbf{J}_\mu + \mathbf{\Pi}_s^{-1} > 0$$

dla każdego horyzontu $s = 0, 1, \dots, T$. Eksperymenty symulacyjne na modelach optymalnych pokazały, że maksymalna wartość poziomu awersji do ryzyka wynosi $\mu_{max} = 0,35$.

W kolejnym rozdziale przedstawione zostały symulacje na optymalnych modelach dla czterech poziomów awersji banku centralnego do ryzyka $\mu \in \{0; 0,1; 0,2; 0,3\}$.

4. Analiza wrażliwości reguł polityki pieniężnej na ryzyko

W tym rozdziale wyznaczymy rozwiązania modelu optymalnej wrażliwej na ryzyko polityki monetarnej z dodatnim parametrem awersji do ryzyka ($\mu > 0$) oraz dla banku neutralnego względem ryzyka ($\mu = 0$)⁷. Ponadto dla każdego poziomu ryzyka μ rozważamy dwa warianty funkcji straty: SIT oraz FIT (por. część 3). Przejmujemy, iż funkcja straty dla banku SIT jest określona przez wagi $\lambda = 0,001$, $\nu = 0,001$, $\rho = 0,001$, natomiast dla banku FIT zakładamy, że $\lambda = 2$, $\nu = 0,001$ i $\rho = 0,001$.

Analiza optymalnych ścieżek zmiennych stanu i instrumentu polityki pieniężnej została przeprowadzona dla okresu I kwartał 2009 – IV kwartał 2014 r., tj. dla horyzontu decyzyjnego wynoszącego $T = 24$ kwartały. W analizie optymalnych rozwiązań w każdym okresie uwzględnione są wyestymowane szoki zmiennych endogenicznych oraz procedura reoptymalizacji przy stałym horyzoncie decyzyjnym.

Przypomnijmy, że parametry $P_0(\mu)$ optymalnej reguły (8) zależą od poziomu parametru μ . W tabeli 1 porównano wartości parametrów dla analizowanych odmian optymalnych reguł BCI przy różnym poziomie awersji do ryzyka. Zmiany wartości parametrów pod wpływem wzrostu poziomu μ dla obu modeli optymalnych prezentuje tabela 2.

Parametry optymalnych reguł BCI mają identyczne znaki. Optymalne stopy reagują dodatnio na bieżącą i opóźnioną lukę produkcyjną, bieżącą inflację oraz opóźniony realny kurs walutowy oraz ujemnie na bieżący realny kurs walutowy i opóźnioną inflację.

Z tabeli 1 wynika, że dla $\mu = 0$ bieżące reakcje optymalizującego banku SIT na kurs walutowy q_t oraz na inflację π_t są znacznie silniejsze niż dla banku FIT. Parametry bieżącego kursu walutowego mają aż pięciokrotnie wyższą wartość w przypadku strategii SIT. Jest to w pewien sposób rekompensowane słabszą reakcją strategii SIT na opóźniony realny kurs walutowy q_{t-1} . Ponadto zgodnie z złoże-

⁷ W pracy Bogusz i in. (2015) znaleźć można porównanie optymalnych modeli transmisji monetarnej dla Polski bez uwzględniania ryzyka nieosiągnięcia założonego celu.

niami strategia FIT silniej reaguje na zmiany bieżącej i opóźnionej luki produkcyjnej (x_t, x_{t-1}). Na uwagę zasługuje również większa w strategii FIT uporczywość stóp procentowych, rozumiana jako wartość parametrów przy opóźnionej stopie procentowej i_{t-1} . Wszystkie powyższe relacje występują w bankach z dodatnim parametrem awersji do ryzyka.

Zauważmy, że zmiany optymalnych reguł BCI pod wpływem zwiększenia awersji do ryzyka mają przebieg nieliniowy i są znacznie większe w przypadku strategii FIT (por. tabela 2). Dla optymalizującego banku stosującego strategię SIT wraz ze wzrostem awersji do ryzyka μ następuje w miarę równomierne zwiększenie wartości wszystkich parametrów strategii BCI. W tym modelu wzrost μ o 0,1; 0,2 oraz 0,3 powoduje zwiększenie poziomu parametrów reguły średnio o 12%, 27% oraz 47%. Strategia FIT jest bardziej wrażliwa na stopień awersji do ryzyka i zmiany jej parametrów nie są równomierne. Szczególnie silnie zwiększają się reakcje na kurs walutowy; dla $\mu = 0,3$ mamy ponad 2,5-krotnie silniejszą reakcję banku z regułą FIT niż w przypadku optymalizującego banku z neutralnym stosunkiem do ryzyka. Ponadto strategia FIT dużo bardziej zwiększa parametr wygładzania stóp procentowych – dla $\mu = 0,3$ rośnie on o 86%.

4.1. Optymalne rozwiązania dla banków z awersją do ryzyka

Na wykresach 3 i 4 przedstawiono optymalne poziomy: stopy procentowej (*WIBOR*), wskaźnika zmian cen (*CPI**) oraz realnego kursu walutowego (*REER**) i luki produkcyjnej (x^*) dla modeli ze sztywną i z elastyczną strategią bezpośredniego celu inflacyjnego przy różnym poziomie awersji banku centralnego do ryzyka nieosiągnięcia założonego celu.

Wzrost parametru μ w obu modelach optymalnych powoduje zróżnicowanie poziomów optymalnych stóp procentowych. Największe różnice zaobserwowano w latach 2009–2010 oraz od 2013 r. W okresie 2011–2012 różnice te nie były znaczne.

Optymalne poziomy indeksu cen dla tak wyznaczonych wrażliwych na ryzyko stóp procentowych istotnie różnią się od empirycznego poziomu *CPI*. W całej próbie im wyższy poziom awersji do ryzyka, tym bliżej celu inflacyjnego jest optymalna inflacja. W latach 2011–2012 różnice pomiędzy *CPI** dla różnych μ nie były znaczne.

W obu modelach optymalnych kurs walutowy (por. wykres 4) nie ulega dużym zmianom pod wpływem zwiększenia awersji banku centralnego do ryzyka. Można zaobserwować, że w latach 2010–2011 wzrost parametru μ powodował zmniejszenie poziomu *REER**, natomiast od III kwartału 2013 do I kwartału 2014 r. tendencja była odwrotna. Warto zauważyć, że podobna zależność występuje dla optymalnej stopy procentowej w modelu FIT.

Optymalna luka produkcyjna w obu modelach zwiększa się wraz ze wzrostem awersji do ryzyka.

Zmienność uzyskanych rozwiązań optymalnych zależy od przyjętego stopnia awersji do ryzyka. Średnie miary zmienności trajektorii empirycznych i optymalnych dla banku centralnego z różnym poziomem awersji do ryzyka nieosiągnięcia celu są przedstawione na wykresie 5.

Miarą realizacji bezpośredniego celu inflacyjnego jest:

$$\sqrt{\frac{\sum_{t=0}^T \pi_t^2}{T}}$$

Miara ta zależy od przyjętej funkcji straty. Przyjęcie optymalnej strategii SIT dla banku optymalizującego powoduje lepszą realizację celu inflacyjnego niż przyjęcie strategii FIT.

Stosowanie reguł optymalnych pomaga stabilizować sferę realną gospodarki, zbliżając ją przy tym do realizacji bezpośredniego celu inflacyjnego. Dodatkowo osiągnięcie celu inflacyjnego w modelu SIT jest możliwe kosztem zwiększenia wahań stóp procentowych. W przypadku strategii FIT dla mniejszych wartości parametru ryzyka wahania stóp procentowych były słabsze od wahań rzeczywistych, dla $\mu = 0,2$ oraz $\mu = 0,3$ przekraczały rzeczywiste wahania. Wraz ze wzrostem parametru μ wahania luki popytowej w obu modelach rosną, natomiast odległość inflacji od celu maleje. Wahania kursu walutowego są większe w obu modelach optymalnych i nie zależą od wartości parametru ryzyka. Okazuje się, że w modelach optymalnych zmienność stóp procentowych rośnie wraz ze zwiększaniem parametru ryzyka μ . Optymalne strategie polityki pieniężnej różnią się zatem w zależności od stopnia awersji banku centralnego do nieosiągnięcia celu. Strategie polityki pieniężnej banku centralnego z awersją do ryzyka pozwalają na osiągnięcie inflacji na poziomie bliższym realizacji bezpośredniego celu inflacyjnego niż w przypadku banku neutralnego względem ryzyka. Odbywa się to jednak kosztem zwiększenia wahań stóp procentowych.

Przejdźmy teraz do omówienia wpływu parametru ryzyka na reakcję optymalnych zmiennych na szoki.

4.2. Funkcje odpowiedzi na szoki dla banków z awersją do ryzyka

W tej części pracy zbadano, jak optymalne stopy procentowe w modelach SIT oraz FIT reagują na szoki pochodzące od zmiennych stanu ε^x , ε^π i ε^q oraz jak zmienne x , π i q uwzględnione w modelu optymalnej polityki banku centralnego reagują na szoki polityki pieniężnej ε^i . Przyjęto, że wielkość szoku pochodzącego od zmiennych x , π , q , i w chwili początkowej jest równa odchyleniom standardowym tych zmiennych wyznaczonym w modelu VAR.

Zauważmy, że zwiększanie awersji do ryzyka μ w obu modelach optymalnych powoduje nasilenie siły reakcji stopy procentowej na szoki (por. wykres 6), a jednocześnie przyspiesza wygasanie tej reakcji po szoku ε^x . Uwzględnienie ryzyka w modelu prowadzi więc do bardziej restrykcyjnej polityki banku centralnego. Ponadto parametr μ modyfikuje nie tylko siłę reakcji stopy procentowej, ale również jej kształt – szczególnie reakcję WIBOR na szok popytowy ε^x w modelu z elastyczną polityką banku centralnego (FIT).

Wielkość parametru μ , odzwierciedlającego awersję banku centralnego do nieosiągnięcia celu, w większym stopniu zmienia reakcję gospodarki na zacieśnienie polityki pieniężnej (szok ε^i) w modelu FIT niż dla banku ze strategią SIT (por. wykres 7). W obu przypadkach zwiększenie parametru μ powoduje osłabienie reakcji inflacji na szok polityki pieniężnej oraz skraca długość oddziaływania tego szoku. Uwzględnienie ryzyka w modelu wpływa więc stabilizująco na inflację.

Na wykresie 8 przedstawiono oddziaływanie na inflację pozostałych szoków: ε^x , ε^q , ε^π . W obu optymalizujących bankach uwzględnienie parametru ryzyka w ich funkcji dysużyteczności powoduje osłabienie maksymalnej reakcji inflacji na szoki popytu krajowego ε^x oraz realnego kursu walutowego ε^q . Reakcja inflacji na szok cenowy ε^π nie zmienia się pod wpływem zwiększenia parametru μ .

5. Podsumowanie

Przeprowadzone symulacje na modelu polskiej gospodarki pozwalają sformułować wnioski, które pozostają odporne na zmiany: wagi $\lambda \in (1, 5)$ w funkcji straty, długości próby wykorzystanej w estymacji oraz liczby opóźnień w modelu VAR.

Trajektorie odpowiedzi na szoki dla rozważanych optymalizujących banków centralnych z różnym poziomem ryzyka mają zbliżone punkty zwrotne. Reguły optymalne w zbudowanym modelu są lepsze, w sensie realizacji bezpośredniego celu inflacyjnego, od rzeczywistych poziomów inflacji. Zgodnie z oczekiwaniami inflacja jest najbliższą celowi, gdy stosowana jest strategia sztywnego celu inflacyjnego, jednak odbywa się to kosztem większych wahań stóp procentowych.

Strategia SIT znacznie silniej niż strategia FIT reaguje na realny kurs walutowy i inflację. Z kolei polityka pieniężna FIT, zgodnie z założeniami, jest bardziej wrażliwa na zmiany bieżącej i opóźnionej luki produkcyjnej oraz występuje w niej silniejsza uporczywość.

W analizowanych modelach nie jest spełniona zasada odporności Brainarda. Oznacza to, że wzrost parametru ryzyka zwiększa siłę reakcji optymalnej stopy procentowej na szoki. Jednocześnie ryzyko w modelu osłabia siłę reakcji inflacji na szoki: popytowy i polityki pieniężnej. Świadczy to, że reguły te stabilizują poziomy zmian cen w sposób trwały. W wyniku wzrostu parametru ryzyka w funkcji dysużyteczności banku centralnego zaobserwowano zwiększenie się absolutnych wartości parametrów analizowanych strategii. W modelu SIT procentowe przyrosty parametrów są równomierne i osiągają 47%. Dużo silniejsze zmiany odnotowano dla strategii FIT. W jej przypadku przyrosty parametrów przy realnym kursie walutowym oraz opóźnionej stopie procentowej wyniosły, odpowiednio, 167% oraz 85%. Zmiany optymalnych poziomów zmiennych są często niewielkie, przy czym optymalne trajektorie inflacji i kursu walutowego są mniej wrażliwe na zmiany parametru ryzyka niż optymalne ścieżki stopy procentowej i luki produkcyjnej.

Ostatecznie z powyższych wniosków wynika, że uwzględnienie ryzyka w modelach optymalnej transmisji monetarnej polepsza efektywność wynikającej z nich polityki pieniężnej. Zaproponowane modele mogą stanowić narzędzie opracowywania optymalnych prognoz polityki monetarnej, pozwalające na uwzględnianie określonych celów banków centralnych i poziomów awersji do ryzyka.

Bibliografia

- Amman H.M., Kendrick D.A. (2003), Mitigation of the Lucas critique with stochastic control methods, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27(11), 2035–2057.
- Angeloni I., Kashyap A., Mojon B. (2003), *Monetary policy transmission in the euro area: a study by the eurosystem monetary transmission network*, Cambridge University Press.
- Berge C. (1963), *Topological spaces: including a treatment of multi-valued functions, vector spaces, and convexity*, Courier Corporation.
- Bernanke B.S., Blinder A.S. (1992), The federal funds rate and the channels of monetary transmission, *The American Economic Review*, 82(4), 901–921.
- Blinder A.S. (2001), *Bankowość centralna w teorii i praktyce*, CeDeWu.
- Bogusz D., Górajski M., Ulrichs M. (2015), Sztywna vs. elastyczna strategia bezpośredniego celu inflacyjnego w modelu optymalnej polityki pieniężnej dla Polski, *Przegląd Statystyczny*, 4, 379–396.

- Brainard W.C. (1967), Uncertainty and the effectiveness of policy, *The American Economic Review*, 57(2), 411–425.
- Chow G.C. (1975), *Analysis and control of dynamic economic systems*, Wiley.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Vigfusson R. (2006), *Assessing structural VARs*, NBER Macroeconomics Annual 2006, 21, 1–106.
- De Masi P.R. (1997), *IMF estimates of potential output: theory and practice*, IMF WP/97/177, International Monetary Fund.
- DeGroot M. (1981), *Optymalne decyzje statystyczne*, Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Edge R.M., Laubach T., Williams J. C. (2010), Welfare-maximizing monetary policy under parameter uncertainty, *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 129–143.
- Fair R.C., Howrey E.P. (1996), Evaluating alternative monetary policy rules, *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 173–193.
- Gali J. (2009), *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework*, Princeton University Press.
- Giannoni M.P. (2009), Robust optimal monetary policy in a forward-looking model with parameter and shock uncertainty, *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 179–213.
- Gibbs D. (1995), Potential output: concepts and measurement, *Labour Market Bulletin*, 1, 72–115.
- Greenspan A. (2004), Risk and uncertainty in monetary policy, *American Economic Review*, 94(2), 33–40.
- Hansen L.P., Sargent T.J. (1995), Discounted linear exponential quadratic Gaussian control, *IEEE Transactions on Automatic Control*, 40(5), s. 968–971.
- Hansen L.P., Sargent T.J. (2008), *Robustness*, Princeton University Press.
- Jacobson D. (1973), Optimal stochastic linear systems with exponential performance criteria and their relation to deterministic differential games, *IEEE Transactions on Automatic Control* 18(2), 124–131.
- Jacobson D.H. (1977). *Extensions of linear-quadratic control, optimization and matrix theory*, Elsevier.
- Kapuściński M., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Sznajderska A., Wróbel E. (2014), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2013 roku?*, Materiały i Studia, 306, Narodowy Bank Polski.
- Kłos B. (2004), Niepewność modelu w polityce makroekonomicznej, *Bank i Kredyt*, 10, 25–40.
- Knight F.H. (1921), *Risk, uncertainty and profit*, Houghton Mifflin Company.
- Levin A.T., Onatski A., Williams J.C., Williams N. (2006), Monetary policy under uncertainty in micro-founded macroeconomic models, *NBER Macroeconomics Annual 2005*, MIT Press, 20.
- Lucas Jr. R.E. (1976), *Econometric policy evaluation: a critique*, American Elsevier Publishing Company.
- Milo W., Bogusz D., Górajski M., Ulrichs M. (2013), Notes on some optimal monetary policy rules: the case of Poland, *Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica, Financial Markets and Macroprudential Policy*, 295, 59–77.
- Onatski A., Williams N. (2003), Modeling model uncertainty, *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1087–1122.
- Ploeg van der F. (2009), Prudent monetary policy and prediction of the output gap, *Journal of Macroeconomics*, 31(2), 217–230.
- Polito V., Wickens M. (2012), Optimal monetary policy using an unrestricted VAR, *Journal of Applied Econometrics*, 27(4), 525–553.
- Poole W. (1998), A Policymaker Confronts Uncertainty, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 80(5).

- Przystupa J. (2002), *The exchange rate in the monetary transmission mechanism*, NBP Bureau of Macroeconomic Research Working Paper, 25.
- Rudebusch G., Svensson L.E. (1999), Policy rules for inflation targeting, w: *Monetary policy rules*, University of Chicago Press.
- Sack B. (2000), Does the FED act gradually? A VAR analysis, *Journal of Monetary Economics*, 46(1), 229–256.
- Sack B., 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 C.A. (1986), Are forecasting models usable for policy analysis?, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10(1), 2–16.
- Sims C.A. (1992), Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy, *European Economic Review*, 36(5), 975–1000.
- Smets F. (2002), Output gap uncertainty: does it matter for the Taylor rule?, *Empirical Economics*, 27(1), 113–129.
- Smets F., 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 F., Wouters R. (2007), *Shocks and frictions in us business cycles: a Bayesian DSGE approach*, ECB Working Paper Series, 722, European Central Bank.
- Söderström U. (2002), Monetary policy with uncertain parameters, *The Scandinavian Journal of Economics*, 104(1), 125–145.
- Svensson L.E.O. (1997), Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets, *European Economic Review*, 41(6), 1111–1146.
- Svensson L.E.O. (1999), Inflation targeting as a monetary policy rule, *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 607–654.
- Svensson L.E.O. (2000), Open-economy inflation targeting, *Journal of International Economics*, 50(1), 155–183.
- Tallarini Jr. T.D. (2000), Risk-sensitive real business cycles, *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 507–532.
- Vitale P. (2012), *Linear risk-averse optimal control problems: applications in economics and finance*, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2334131.
- Whittle P. (1981), Risk-sensitive linear/quadratic/Gaussian control, *Advances in Applied Probability*, 13(4), 764–777.
- Whittle P. (1996), *Optimal control: basics and beyond*, John Wiley & Sons.
- Woodford M. (2003), *Interest and prices*, Princeton University.
- Zabczyk J. (1996), *Chance and decision. Stochastic control in discrete time*, Scuola Normale Superiore.

Podziękowania

Autorzy składają podziękowania za cenne komentarze na etapie powstawania niniejszej pracy. Chcielibyśmy podziękować Recenzentom, uczestnikom seminarium Instytutu Ekonomicznego NBP, współpracownikom z Katedry Ekonometrii UŁ, w szczególności W. Milo, J.J. Sztaudyngerowi, P. Wdowińskiemu, P. Baranowskiemu, G. Szafrąnskiemu oraz uczestnikom konferencji Forecasting Financial Markets and Economic Decision-Making Conference (maj 2014). Ponadto za udział w początkowej fazie badań oraz pomoc w przygotowaniu kodów do obliczeń serdecznie dziękujemy D. Bogusz.

Przedstawione wyniki stanowią rozwinięcie badań zrealizowanych w ramach projektu badawczego NBP, zaprezentowanego w pracy: Bogusz D., Górajski M., Ulrichs M. (2015), *Optymalne strategie polityki pieniężnej dla Polski uwzględniające wrażliwość banku na ryzyko nieosiągnięcia założonego celu*, Materiały i Studia NBP, 317, Narodowy Bank Polski.

Aneks

Niech

$$\mathbf{X}_s = [y_s, y_{s-1}, i_{s-1}]' \quad (\text{A1})$$

oznacza nowy wektor stanu. Wówczas równanie (5) dla $t = 0$ ma następującą reprezentację (tzw. równie w przestrzeni stanów):

$$\begin{cases} \mathbf{X}_s = \mathbf{D}_s + \mathbf{A}\mathbf{X}_{s-1} + \mathbf{B}i_{s-1} + \mathbf{U}_s & s = 1, 2, \dots, T \\ \mathbf{X}_0 = [y_0, y_{-1}, i_{-1}]' \text{ jest dany} \end{cases} \quad (\text{A2})$$

gdzie: $\mathbf{U}_s = \begin{bmatrix} \Xi_s^e \\ \mathbf{0} \\ 0 \end{bmatrix}_{7 \times 1}$ jest gaussowskim wektorem losowym z zerową średnią i osobiłą macierzą

kowariancji: $\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_y & \mathbf{0} & 0 \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}_{7 \times 7}$ oraz $\mathbf{D}_s = \begin{bmatrix} c_1 + \sum_{j=d_0}^{d_k} \mathbf{C}_j \text{oil}_{s-j} \\ \mathbf{0} \\ 0 \end{bmatrix}_{7 \times 1}$, $\mathbf{B} = \begin{bmatrix} \mathbf{B}_1 \\ \mathbf{0} \\ 1 \end{bmatrix}_{7 \times 1}$,

$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_1 & \mathbf{A}_2 & \mathbf{B}_2 \\ \mathbf{I} & \mathbf{0} & 0 \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & 0 \end{bmatrix}_{7 \times 7}$ mają znane nielosowe wartości.

Funkcja straty ma postać:

$$L((i_s)_{s=0}^{T-1}) = \frac{1}{2} \sum_{s=0}^T \gamma^s \langle \mathbf{Q} y_s, y_s \rangle + \frac{1}{2} \sum_{s=0}^{T-1} \gamma^s v_i^2 \quad (\text{A3})$$

gdzie $\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \lambda & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \end{bmatrix}$; $\langle x, y \rangle$ jest iloczynem skalarnym wektorów x, y .

Oznaczmy przez $\tilde{L}$ funkcję straty w przestrzeni stanów o postaci:

$$\tilde{L} = \frac{1}{2} \sum_{s=0}^{T-1} \gamma^s (\langle \mathbf{Q} \mathbf{X}_s, \mathbf{X}_s \rangle + \langle \mathbf{R} i_s, i_s \rangle) + \frac{1}{2} \gamma^T \langle \mathbf{Q}_T \mathbf{X}_T, \mathbf{X}_T \rangle \quad (\text{A4})$$

gdzie:

$$\mathbf{R} = \frac{1}{2} \nu, \quad \mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \frac{1}{2} \mathbf{Q} & \mathbf{0} & 0 \\ \mathbf{0} & \frac{1}{2\gamma} \mathbf{Q} & 0 \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \frac{1}{2\gamma} \nu \end{bmatrix}, \quad \mathbf{Q}_T = \begin{bmatrix} \mathbf{Q} & \mathbf{0} & 0 \\ \mathbf{0} & \frac{1}{2\gamma} \mathbf{Q} & 0 \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \frac{1}{2\gamma} \nu \end{bmatrix}$$

Oczekiwaną dysużteczność $\tilde{U}(\cdot; \mu)$ dla $\mu > 0$ zapisujemy wówczas wzorem:

$$\tilde{U}((i_s)_{s=0}^{T-1}; \mu) = E(e^{\mu \tilde{L}((i_s)_{s=0}^{T-1})} | F_0) \quad (A5)$$

Zauważmy, że podstawiając w (A4) za macierze Q , Q_T , R oraz za wektory X_s wzór (A5), otrzymujemy:

$$\tilde{L} = L + \frac{1}{2\gamma} \langle Q y_{-1}, y_{-1} \rangle + \frac{1}{2\gamma} v i_{-1}^2$$

Rozwiązanie problemu optymalnego sterowania:

$$\min_{(i_s)_{s=0}^{T-1} \in I} \tilde{U}((i_s)_{s=0}^{T-1}; \mu) = \min_{(i_s)_{s=0}^{T-1} \in I} E(e^{\mu \tilde{L}} | F_0) \quad (A6)$$

$$I = \{(i_s)_{s=0}^{T-1} : i_s = g_s(X_s), g_s \text{ jest funkcją ciągłą } X_s \text{ spełnia (A2)}\}$$

jest zatem takie samo jak rozwiązanie zadania (4)–(5).

Twierdzenie 1. Dla ustalonego $\mu \geq 0$ oznaczmy macierz ryzyka $J_\mu = \gamma B' R^{-1} B - \mu \Sigma$. Załóżmy, że szoki $\Xi_t^e = [\xi_t^x, \xi_t^\pi, \xi_t^q]'$, dla $s = 1, \dots, T$ są gaussowskimi wektorami takimi, że:

$$E(\Xi_s^e | F_{s-1}) = 0, \text{cov}(\Xi_s^e | F_{s-1}) = \Sigma_y$$

gdzie $(F_s)_{s=0}^T$ oznacza filtrację z $F_s = \sigma(y_{-1}, y_0; i_{-1}, i_0; oil_{-1}, \dots, oil_T; (\varepsilon_u^i)_{u=1}^s; (\Xi_u^e)_{u=1}^s)$.

Załóżmy, że $R > 0$ oraz dla każdego $s = 1, 2, \dots, T$ macierz $J_\mu + \Pi_s^{-1} > 0$, gdzie Π_s jest ciągiem macierzy Riccatiego spełniającym równania⁸:

$$\Pi_s = \gamma A' (\Pi_{s+1}^{-1} + J_\mu)^{-1} A + Q, \quad \Pi_T = Q_T \text{ dla } s = 0, 1, \dots, T-1 \quad (A7)$$

Wówczas zadanie optymalnego sterowania (4)–(5) ma rozwiązanie $(i_s^*)_{s=0}^{T-1}$ o postaci:

$$i_s^* = P_s X_s^* + p_s \quad (A8)$$

gdzie:

$$P_s = -\gamma R^{-1} B' (\Pi_{s+1}^{-1} + J_\mu)^{-1} A$$

$$p_s = \gamma R^{-1} B' (\Pi_{s+1}^{-1} + J_\mu)^{-1} (D_s + (\Pi_{s+1}^{-1} - \mu \Sigma) p_{s+1}), \quad p_T = 0$$

dla $s = 0, 1, \dots, T-1$, gdzie $(X_s^*)_{s=1, \dots, T}$ spełnia równanie (A2) z optymalną wrażliwą na ryzyko regułą polityki monetarnej $(i_s^*)_{s=0}^{T-1}$.

⁸ Dla rzeczywistej symetrycznej macierzy A nierówność $A > 0$ oznacza dodatnią określoność macierzy A .

Dowód. Gdyby macierz kowariancji składnika losowego U_s w równaniu (A2) była nieosobliwa, to dowód powyższego twierdzenia wynikałby z zasady programowania dynamicznego dla problemów z wykładniczą funkcją celu (por. twierdzenia 16.4.1 i 16.5.1 w pracy Whittle'a 1996). W naszym przypadku zastosujemy rozumowanie z twierdzenia o maksimum Berge'a (Berge 1963). Dla każdej liczby naturalnej n rozważymy następujące przybliżenie wektora stanu X_s^n spełniające równanie:

$$\begin{cases} X_s^n = D_s + AX_{s-1}^n + Bi_{s-1} + U_s + V_s^n & s = 1, 2, \dots, T \\ X_0^n = [y_0, y_{-1}, i_{-1}]' \text{ jest dany} \end{cases} \quad (A9)$$

gdzie V_s^n , $s = 0, 1, \dots, T$ jest ciągiem iid wektorów gaussowskich o średnich zero i macierzy

$$\text{kowariancji } \Sigma_n = \begin{bmatrix} \mathbf{0} & \mathbf{0} & 0 \\ \mathbf{0} & \frac{1}{n^2}I & 0 \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \frac{1}{n^2} \end{bmatrix} \text{ niezależnym od } U_s, s = 0, 1, \dots, T.$$

Wówczas składnik losowy $U_s + V_s^n$ w (A9) ma nieosobliwą macierz kowariancji. Z twierdzenia 16.5.1 w pracy Whittle'a (1996) wynika więc, że dla każdego n problem

$$\min_{(i_s)_{s=0}^{T-1} \in I_n} \tilde{U}(\{i_s\}_{s=0}^{T-1}; \mu) = \min_{(i_s)_{s=0}^{T-1} \in I_n} E(e^{\mu \tilde{L}} | F_0) \quad (A10)$$

$$I_n = \{(i_s)_{s=0}^{T-1} : i_s = g_s(X_s^n), g_s \text{ jest funkcją ciągłą, } X_s^n \text{ spełnia (A9) dla } s = 0, 1, \dots, T-1\}$$

ma rozwiązanie $(i_s^n)_{s=0}^{T-1}$ określone przez równania (A8) oraz (A7) z macierzą $J_\mu^n = \gamma B'R^{-1}B - \mu \Sigma_n$ w miejsce macierzy J_μ . Ponieważ $\Sigma_n \rightarrow \mathbf{0}$, gdy $n \rightarrow \infty$ oraz $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n^2} < \infty$, dla każdego $s = 0, 1, \dots, T$ zachodzą następujące zbieżności przy $n \rightarrow \infty$: $V_s^n \rightarrow \mathbf{0}$ oraz $X_s^n \rightarrow X_s$, $i_s^n \rightarrow i_s^*$ prawie wszędzie oraz w normie przestrzeni L^2 . Z tego oraz z założenia o normalności składników losowych mamy również $E(e^{\mu \tilde{L}((i_s^n)_{s=0}^{T-1})} | F_0) \rightarrow E(e^{\mu \tilde{L}((i_s^*)_{s=0}^{T-1})} | F_0)$, gdy $n \rightarrow \infty$. Pokażemy teraz, że $i_s^*, s = 0, 1, 2, \dots, T-1$ jest rozwiązaniem zadania (A6). Przypuśćmy nie wprost, że istnieje inne rozwiązanie tego problemu $\tilde{i}_s, s = 0, 1, 2, \dots, T-1$, dla którego wartość oczekiwanej straty jest mniejsza niż dla ciągu sterowań $i_s^*, s = 0, 1, 2, \dots, T-1$. Wówczas dla każdego t istnieje funkcja g_s , taka że $\tilde{i}_s = g_s(\tilde{X}_s)$, gdzie $\tilde{X}_s$ spełnia (A2) oraz

$$\min_{(i_s)_{s=0}^{T-1} \in I} E(e^{\mu \tilde{L}((i_s)_{s=0}^{T-1})} | F_0) = E(e^{\mu \tilde{L}((\tilde{i}_s)_{s=0}^{T-1})} | F_0) < E(e^{\mu \tilde{L}((i_s^*)_{s=0}^{T-1})} | F_0)$$

Możemy teraz wybrać n tak, aby przybliżenie $\tilde{X}_s^n = \tilde{X}_s + V_s^n$ i odpowiadający mu ciąg $\tilde{i}_s^n = g_s(\tilde{X}_s^n)$ spełniały nierówność:

$$E(e^{\mu \tilde{L}((\tilde{i}_s^n)_{s=0}^{T-1})} | F_0) < E(e^{\mu \tilde{L}((i_s^*)_{s=0}^{T-1})} | F_0)$$

Ostatnia nierówność daje oczekiwaną sprzeczność, z tym że ciąg $(i_s^n)_{s=0}^{T-1}$ jest rozwiązaniem zadania (A10), co dowodzi, że $i_s^*, s = 0, 1, 2, \dots, T-1$ jest rozwiązaniem zadania (A6).

Tabela 1

Przyrosty wartości parametrów strategii FIT w stosunku do SIT przy różnych poziomach awersji banku do ryzyka μ (w %)

Zmienna	(FIT – SIT)/SIT			
	$\mu = 0$	$\mu = 0,1$	$\mu = 0,2$	$\mu = 0,3$
x_t	32,9	36,5	41,7	51,2
π_t	-29,0	-28,1	-26,3	-23,7
q_t	-78,8	-73,3	-66,3	-63,6
x_{t-1}	5,6	9,4	14,7	22,3
π_{t-1}	-4,1	-1,5	2,2	8,3
q_{t-1}	34,5	43,4	54,9	72,3
i_{t-1}	42,2	52,4	65,7	85,8

Tabela 2

Przyrosty wartości parametrów $P_0(\mu)$ w optymalnych wrażliwych na ryzyko regułach BCI w stosunku do reguł neutralnych względem ryzyka (w %)

Zmienna	$(P_0(\mu) - P_0(0)) / P_0(0)$					
	Sztywne strategie – SIT			Elastyczne strategie – FIT		
	$\mu = 0,1$	$\mu = 0,2$	$\mu = 0,3$	$\mu = 0,1$	$\mu = 0,2$	$\mu = 0,3$
x_t	11,2	25,4	44,2	14,2	33,8	64,1
π_t	12,4	28,5	50,4	13,9	33,4	61,7
q_t	13,4	31,1	55,6	42,7	109,0	167,4
x_{t-1}	11,7	26,8	47,0	15,7	37,6	70,1
π_{t-1}	11,9	27,3	47,9	14,9	35,7	67,1
q_{t-1}	11,0	24,9	43,2	18,3	43,8	83,4
i_{t-1}	10,8	24,4	42,2	18,8	45,0	85,9

Tabela 3

Poziomy istotności testu ADF

Zmienna	Wyraz wolny	Wyraz wolny + trend	Bez wyrazu wolnego i trendu
x	0,001	0,004	0,000
π	0,000	0,000	0,000
q	0,003	0,016	0,000
i	0,000	0,001	0,000

Tabela 4

Kryteria wyboru rzędu opóźnienia modelu VAR

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	×	$1,97 \cdot 10^{-12}$	-15,61	-14,24	-15,06
1	329,02	$1,17 \cdot 10^{-14}$	-20,75	-18,89*	-20,01
2	39,68*	$8,95 \cdot 10^{-15}$ *	-21,04	-18,68	-20,10*
3	17,43	$1,02 \cdot 10^{-14}$	-20,95	-18,09	-19,81
4	10,42	$1,33 \cdot 10^{-14}$	-20,74	-17,38	-19,40
5	25,74	$1,22 \cdot 10^{-14}$	-20,91	-17,05	-19,37
6	22,63	$1,17 \cdot 10^{-14}$	-21,06*	-16,70	-19,32

Uwagi:

LR – wartość statystyki testowej testu największej wiarygodności, FPE – minimalizacja jednookresowego błędu średnio-kwadratowego prognozy, AIC – kryterium informacyjne Akaike, SC – kryterium informacyjne Schwartz, HQ – kryterium informacyjne Hannan-Quina.

Oznaczenie * wskazuje rząd opóźnienia według danego kryterium.

Tabela 5

Wartości statystyki testowej oraz empiryczne poziomy istotności testu istotności opóźnień

Opóźnienie	x	π	q	i	Łącznie
1	48,25	140,78	52,08	171,86	404,29
Poziom istotności	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	14,52	11,87	2,21	32,62	59,26
Poziom istotności	0,01	0,02	0,70	0,00	0,00

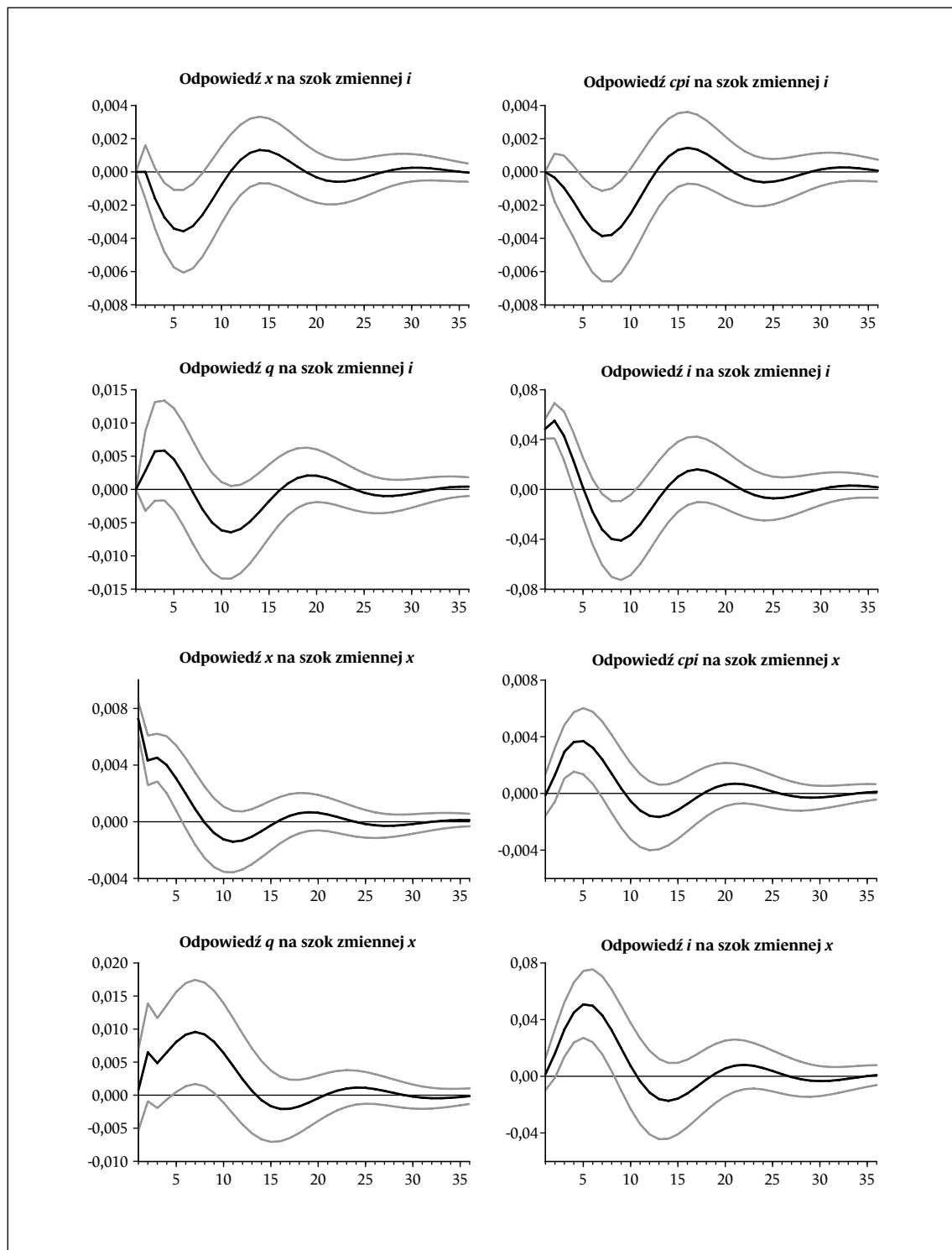
Tabela 6

Wartości błędów prognozy *ex post* wyznaczone dla symulacji deterministycznej dynamicznej

Błąd prognozy	GDP	CPI	REER	WIBOR
MAE	2667,74	0,01	0,03	0,89
RMSE	3245,07	0,01	0,04	1,42
MAPE	0,92	×	×	×

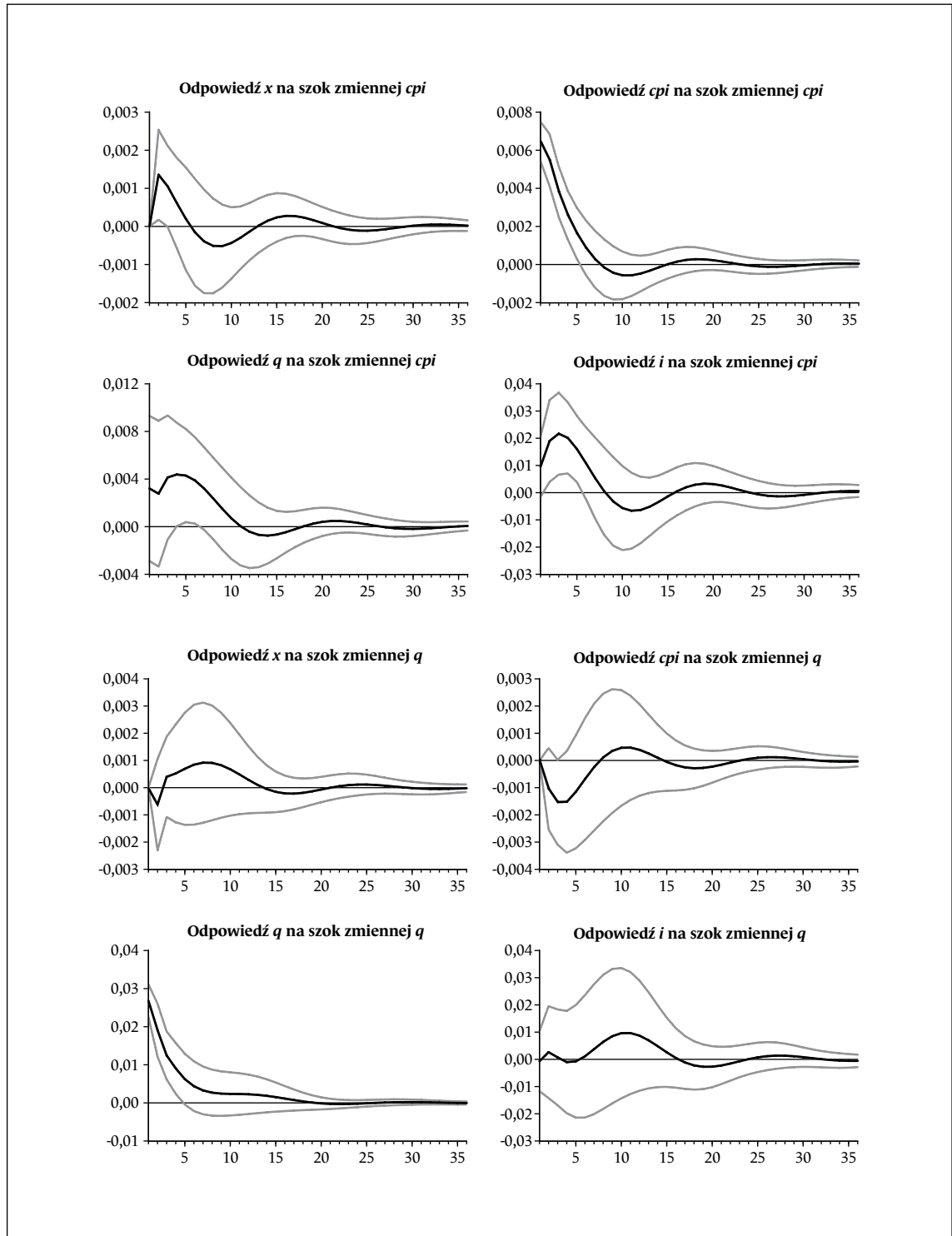
Wykres 1

Funkcje reakcji zmiennych endogenicznych na negatywny szok polityki pieniężnej oraz szok popytu krajowego wraz z 95-procentowymi przedziałami ufności



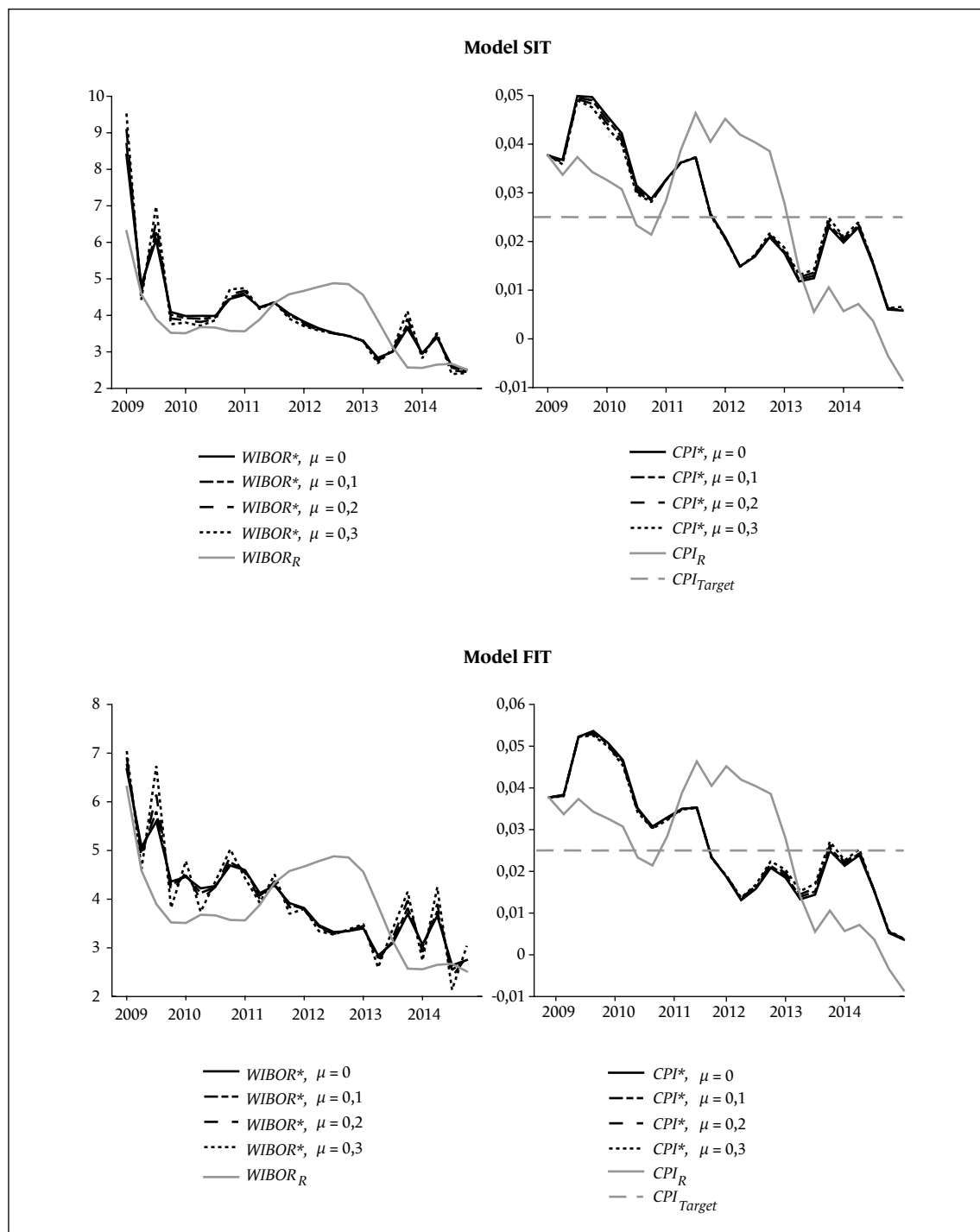
Wykres 2

Funkcje reakcji zmiennych endogenicznych na szok inflacyjny oraz szok kursu walutowego wraz z 95-procentowymi przedziałami ufności



Wykres 3

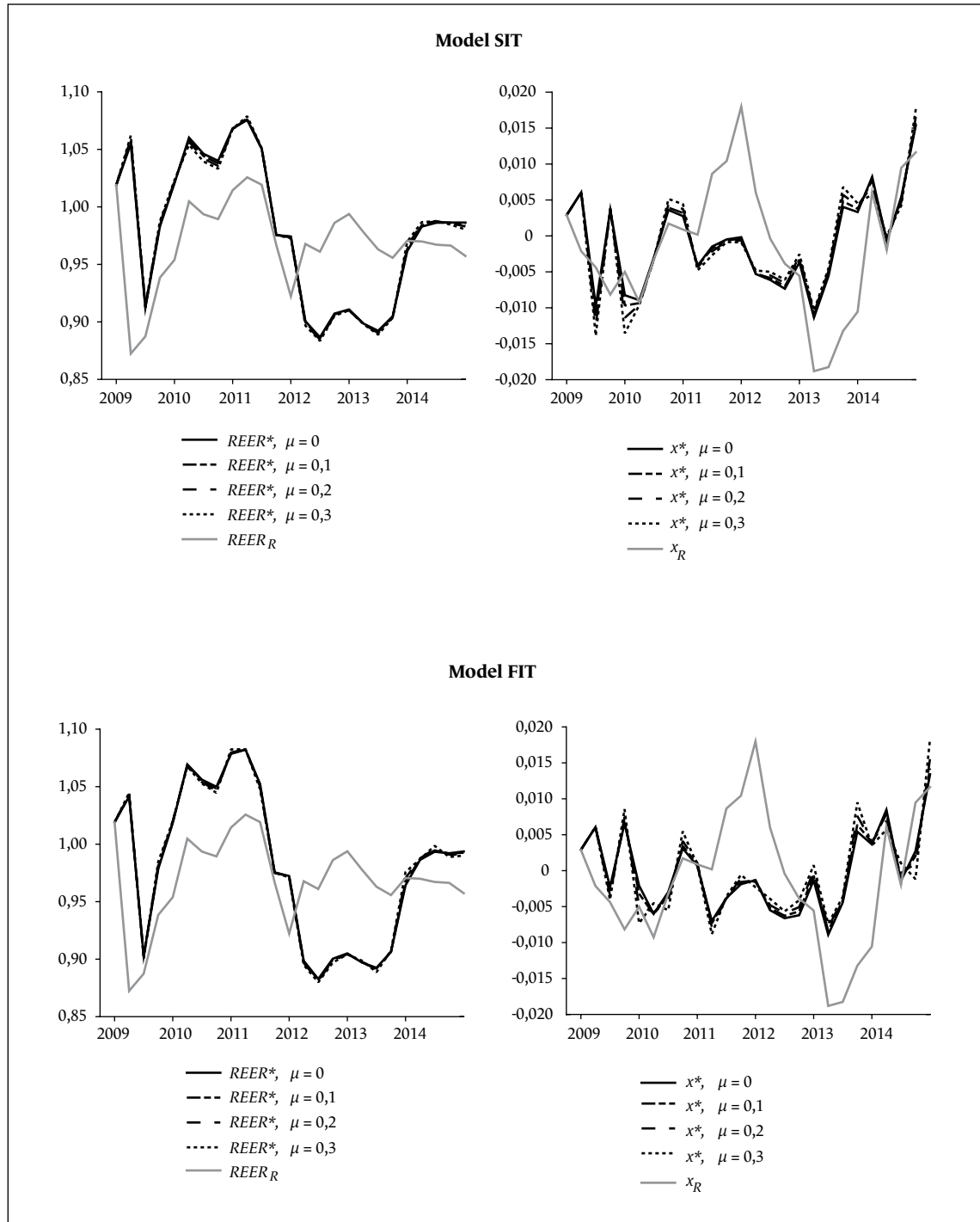
Optymalne rozwiązanie modelu dla banku centralnego z awersją do ryzyka w modelu SIT oraz w modelu FIT



Okres decyzyjny 2009–2014, $T = 24$.

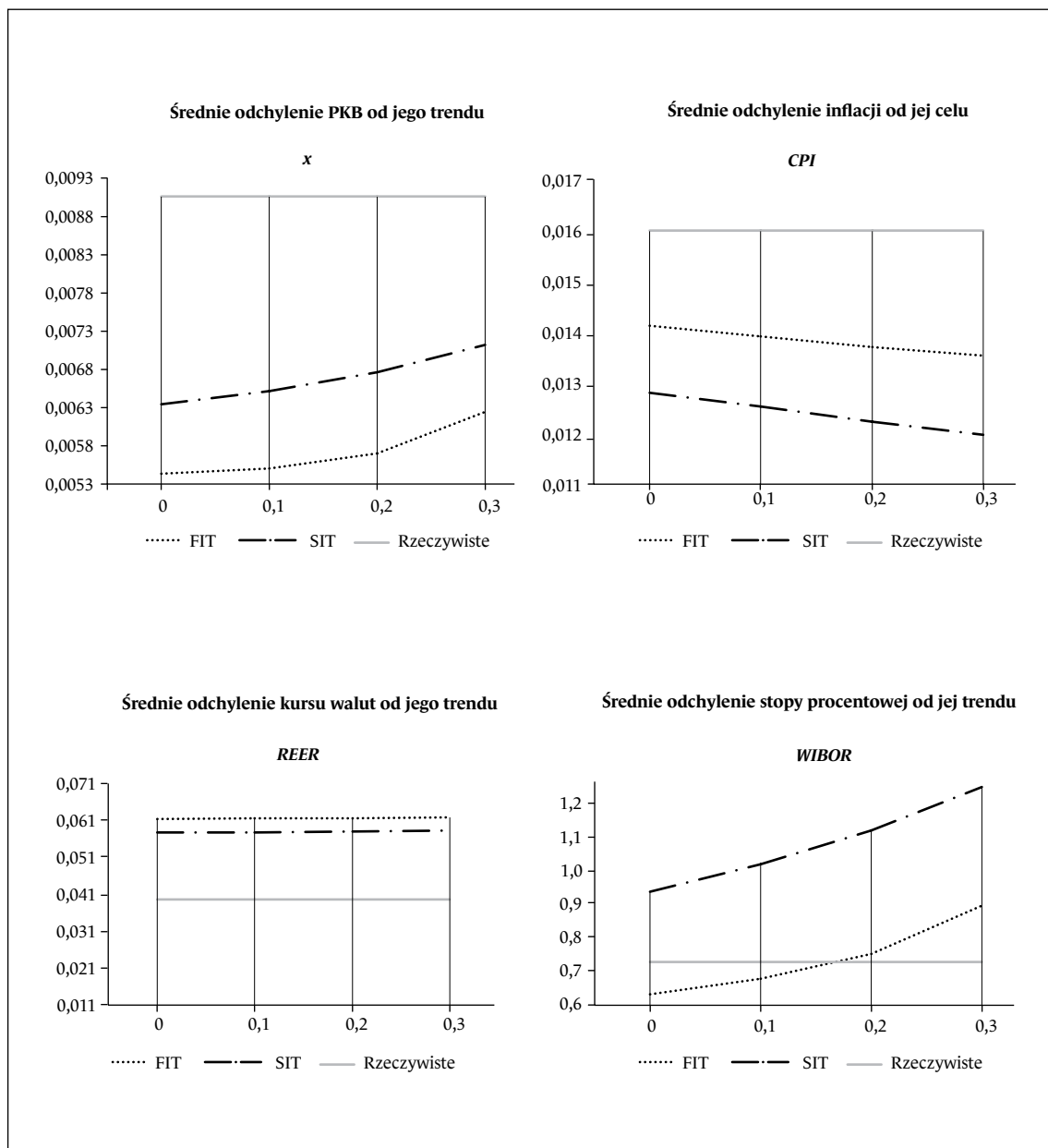
Wykres 4

Optymalne rozwiązanie modelu dla banku centralnego z awersją do ryzyka w modelu SIT oraz w modelu FIT



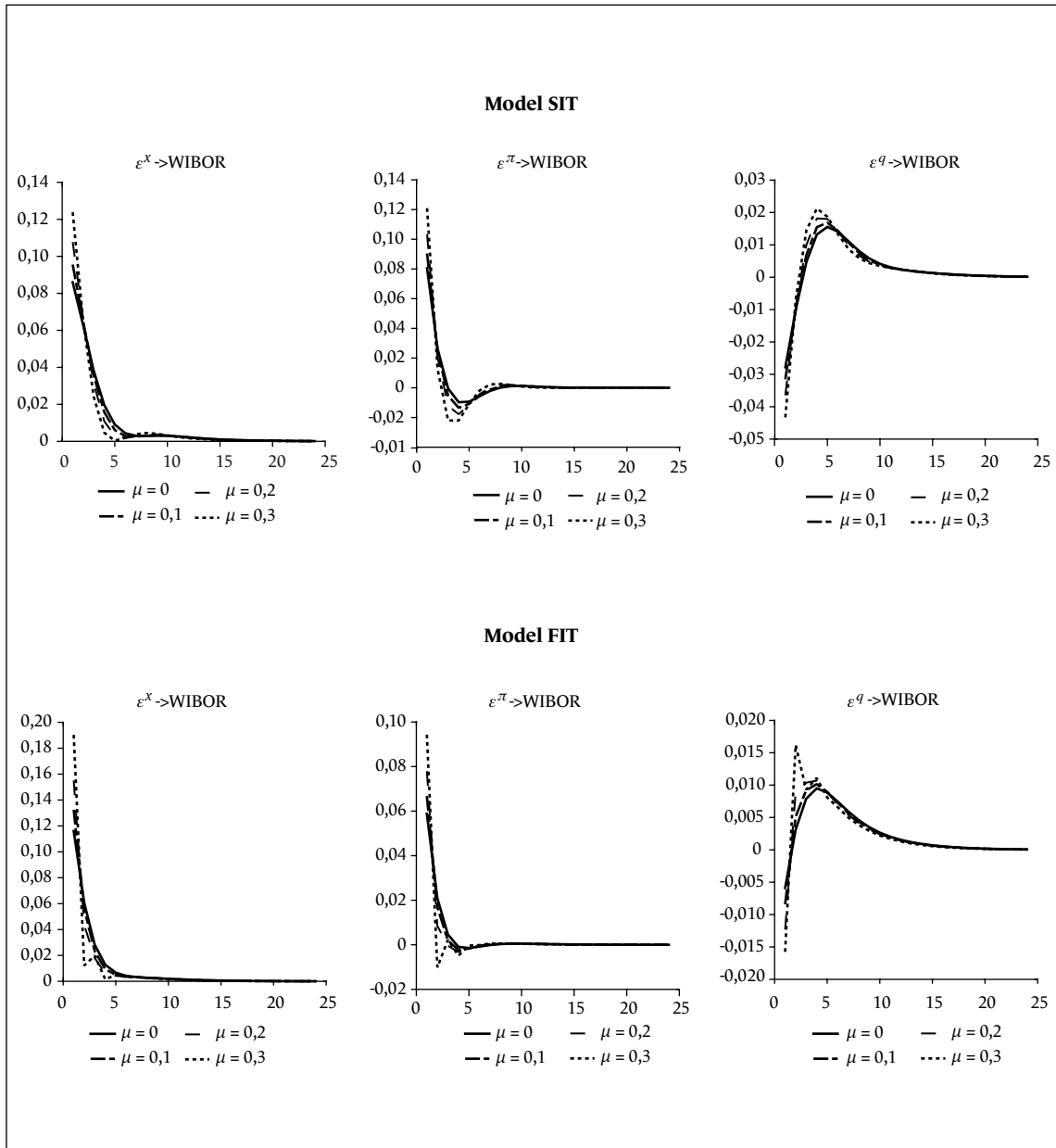
Okres decyzyjny 2009–2014, $T = 24$.

Wykres 5

Historyczne i optymalne miary zmienności dla różnych wartości parametru μ Horyzont decyzyjny 2009–2014, na osi odciętej wartości parametru μ .

Wykres 6

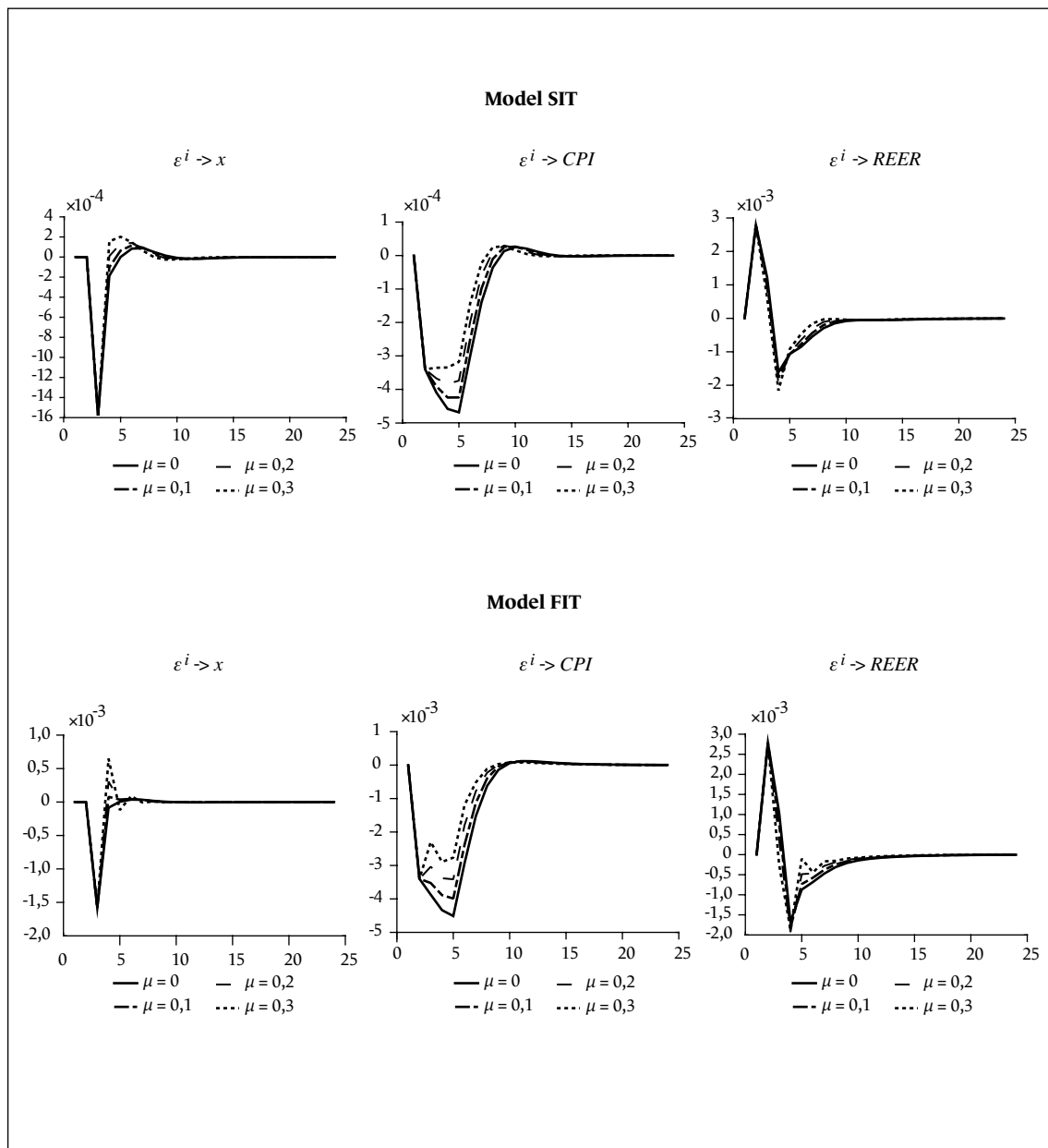
Funkcje reakcji stopy procentowej na szok pochodzący z gospodarki w modelu SIT oraz w modelu FIT



Okres decyzyjny 2009–2014, $T = 24$.

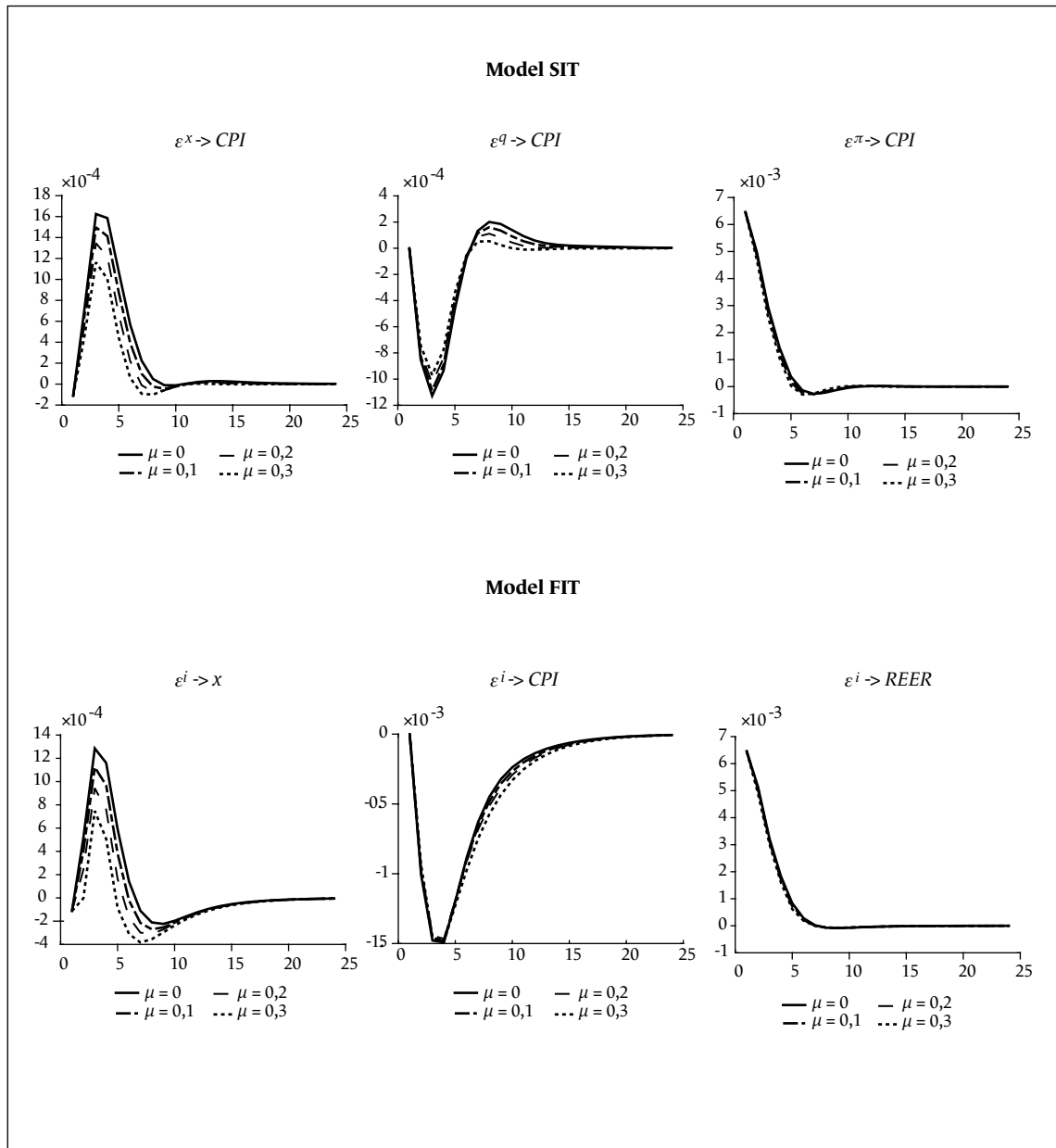
Wykres 7

Funkcje reakcji na szok polityki pieniężnej w modelu SIT oraz w modelu FIT

Uwaga: okres decyzyjny 2009–2014, $T = 24$.

Wykres 8

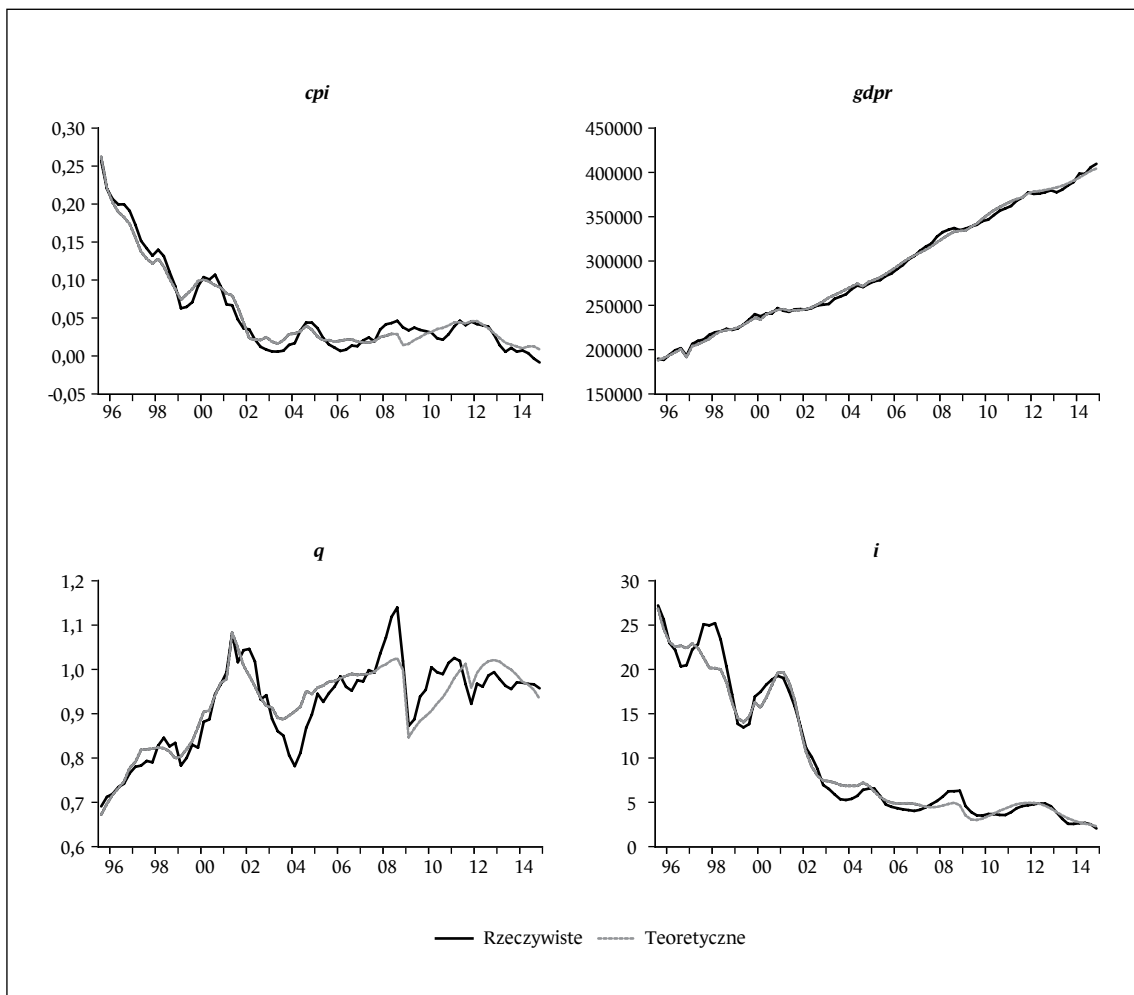
Funkcje reakcji inflacji w modelu SIT oraz w modelu FIT



Uwaga: okres decyzyjny 2009–2014.

Wykres 9

Wyniki deterministycznej symulacji dynamicznej



Optimal risk-sensitive monetary policy for the Polish economy

Abstract

The main objective of this paper is to analyse the optimal risk-sensitive interest rates, which are aimed at the realization of direct inflation targeting strategies. On the basis of a model describing the mechanism of transmission of monetary policy impulses in the Polish economy we determine the optimal strategies of the central banks characterized by a different level of sensitivity to the risk of not achieving the objectives. It is assumed that the central bank which optimizes the interest rate follows either a strict or a flexible inflation targeting rule.

Depending on the levels of risk the central bank uses a different optimizing policy. We observe a positive influence of the risk parameter on the strength of optimal policy response to exogenous shocks for both possible optimal monetary policy rules. A similar impact of risk aversion is found for the speed of the return of optimal inflation to its target following a demand and a monetary shock. For the optimizing central bank applying strict inflation targeting the increase in the risk-sensitive parameter leads to a steady growth in the absolute value of all optimal policy parameters, whereas in the case of the flexible inflation targeting strategy the changes in its parameters for the real exchange rate and for the lagged interest rate are significantly higher. Moreover, the optimal inflation and the real exchange rate paths are less sensitive to changes in the risk parameter than the optimal paths of the interest rate and of the output gap.

Keywords: optimal monetary policy, risk-sensitive monetary policy, VAR model, strict inflation targeting, flexible inflation targeting

