

DOMINIKA BOGUSZ<sup>1</sup>, MARIUSZ GÓRAJSKI<sup>2</sup>, MAGDALENA ULRICHS<sup>3</sup>

## SZTYWNA VS. ELASTYCZNA STRATEGIA BEZPOŚREDNIEGO CELU INFLACYJNEGO W MODELU OPTYMALNEJ POLITYKI PIENIĘŻNEJ DLA POLSKI<sup>4</sup>

### 1. WSTĘP

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

Reguły polityki monetarnej podzielone są na dwie główne kategorie – tj. reguły odnoszące się do instrumentów polityki oraz do jej celów. Pierwszą grupę stanowią reguły oparte o instrumenty polityki monetarnej. Najczęściej takim instrumentem jest krótkookresowa stopa procentowa. Przegląd literatury na temat reguł polityki można znaleźć np. w McCallum (1999), Svensson (1999), Woodford (2003). Badania empiryczne wskazują, iż reguły te często dobrze objaśniają zmiany stóp procentowych (por. np. Taylor, 1993; Taylor, 1999; Clarida i inni, 1998; Clarida i inni, 2000; Mehra, 1999; Judd, Rudebusch, 1998), jednak nie zawsze dają precyzyjną odpowiedź na jakim poziomie należy ustalić stopy referencyjne (por. Sławiński, 2011).

Najczęściej stosowaną we współczesnych badaniach empirycznych regułą objaśniającą kształtowanie się stopy procentowej banku centralnego jest reguła oparta na równaniu Taylora (Taylor, 1993). Zgodnie z tym równaniem stopa procentowa liniowo reaguje na lukę produkcyjną i odchylenia inflacji od pożądanego celu infla-

---

<sup>1</sup> Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno Socjologiczny, Katedra Ekonometrii, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41/43, 90-214 Łódź, Polska.

<sup>2</sup> Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno Socjologiczny, Katedra Ekonometrii, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41/43, 90-214 Łódź, Polska, autor prowadzący korespondencję – e-mail: mariuszg@math.uni.lodz.pl.

<sup>3</sup> Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno Socjologiczny, Katedra Ekonometrii, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41/43, 90-214 Łódź, Polska.

<sup>4</sup> Autorzy składają serdeczne podziękowania za cenne komentarze na etapie powstawania niniejszej pracy. Chcielibyśmy podziękować Recenzentom, uczestnikom seminarium Instytutu Ekonomicznego NBP, współpracownikom z Katedry Ekonometrii UŁ, w szczególności prof. W. Milo, prof. J.J. Sztandyrgerowi, prof. P. Wdowińskiemu, dr. P. Baranowskiemu, dr. G. Szafrzańskiemu oraz uczestnikom konferencji Forecasting Financial Markets and Economic Decision-Making Conference (maj 2014).

cyjnego. 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. W artykułach, m.in. Ball (1999), Orphanides, Wilcox (2002), Rotemberg, Woodford (1998), Woodford (1999), autorzy pokazali pewne empiryczne przykłady reguł stóp procentowych i porównali je z zachowaniem optymalizującego banku centralnego. Svensson (2000) podkreśla, iż reguł typu Taylora nie można uznać za efektywne reguły polityki pieniężnej, ponieważ poza poziomem inflacji i luki nie uwzględniają innych zmiennych.

W tej pracy analizowany jest drugi rodzaj strategii polityki monetarnej czyli tzw. reguły celu lub równoważnie optymalne reguły polityki monetarnej. Oparte są one o zmienne celu i ich pożądane poziomy, które występują w ustalonej przez bank funkcji straty. Wyznaczenie optymalnej reguły polityki pieniężnej polega na rozwiązaniu zadania minimalizacji oczekiwanej straty po wszystkich możliwych ścieżkach zmiennej sterującej (którą w tym badaniu jest stopa referencyjna NBP) oraz przy ograniczeniach zadanych przez dynamikę zmiennych opisujących stan gospodarki.

W modelach optymalnej polityki pieniężnej (np. Batini, Haldane, 1999; Rudebusch, Svensson, 1999; McCallum, Nelson, 2000; Sack, 2000; Svensson, 2000; Polito, Wickens, 2012; Milo i inni, 2013; Bogusz i inni, 2015) główny cel banku centralnego jest uwzględniony poprzez zapisanie funkcji straty jako średniej ważonej z kwadratów odchyłeń poziomu inflacji od celu inflacyjnego oraz luki produkcyjnej od zera. Modele tego typu pozwalają na określenie optymalnych poziomów stóp procentowych i są często stosowane w badaniach empirycznych. W Gali (2009), Rotemberg, Woodford (1998), Woodford (2003) autorzy wskazują, że ten typ funkcji celu można otrzymać z mikropodstaw.

W niniejszej pracy, na podstawie modelu opisującego gospodarkę Polski, zaprezentowane zostały wyniki analiz dwóch odmian strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. Według pierwszej bank centralny realizuje sztywny, według drugiej elastyczny bezpośredni cel inflacyjny (por. Svensson, 1999; Przybylska-Kapuścińska, 2006). Strategia sztywnego bezpośredniego celu inflacyjnego (ang. *strict inflation targeting*, dalej krótko *SIT*) polega na ścisłym realizowaniu celu inflacyjnego, zatem optymalizujący bank centralny w swojej funkcji celu uwzględnia jedynie odchylenia inflacji od celu inflacyjnego. Strategia elastycznego bezpośredniego celu inflacyjnego (ang. *flexible inflation targeting*, dalej krótko *FIT*) realizowana jest poprzez minimalizację zarówno wahań przyrostów cen jak i luki produkcyjnej. Zatem dopuszcza ona szerszy przedział odchyłeń inflacji od ustalonego celu.

W tym artykule rozwinięto i poszerzono wstępne wyniki z pracy Bogusz i inni (2015), wprowadzając inny instrument polityki pieniężnej, zakładając prostszą dynamikę zmiennych makroekonomicznych, dodając procedurę dyskontowania celów w funkcji straty banków optymalizujących oraz analizując kilka różnych wariantów strategii *FIT* oraz *SIT*. Rozszerzenia te doprowadziły do uzyskania zgodnych z intuicją

ekonomiczną rezultatów dotyczących mniejszych odległości inflacji od jej celu dla strategii *SIT*.

Reguły celu wyznaczone są najczęściej w modelach z nieskończonym horyzontem czasowym, liniową dynamiką gospodarki i kwadratową funkcją straty (por. Svensson, 1999; Rudebusch, Svensson, 1999; Woodford, 2003). Przyjęcie nieskończonego horyzontu czasowego wydaje się być jednak 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 por. Przybylska-Kapuścińska (2006). Stąd założenie o nieskończonym horyzoncie decyzyjnym nie jest spójne z krótkookresowym oddziaływaniem 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. Banki centralne krajów spoza strefy euro będą dążyć do spełnienia tych kryteriów w skończonym horyzoncie czasowym. Dlatego też, w niniejszym opracowaniu rozważono optymalne modele polityki monetarnej ze skończonym horyzontem decyzyjnym. Pozwoliło to, w szczególności, na zbadanie w jaki sposób horyzont podejmowanych decyzji wpływa na te decyzje. Dla takich modeli przy użyciu teorii sterowania optymalnego dla problemów liniowo-kwadratowych (por. Whittle, 1996; Zabczyk, 1996) uzyskano niejednorodne w czasie strategie polityki pieniężnej.

Praca składa się ze wstępu, czterech części oraz podsumowania. W następnym punkcie przedstawiono empiryczny model transmisji monetarnej. W części 3 zdefiniowano optymalizujące banki centralne, realizujące odpowiednio strategię *SIT* oraz *FIT*. Ostatnie dwie sekcje pracy zawierają wyniki symulacji przeprowadzonych na modelach optymalnych, w szczególności rozwiązania dla rozważanych strategii banku centralnego oraz funkcje odpowiedzi na impulsy egzogeniczne dla różnych horyzontów decyzyjnych. Ponadto porównano długości horyzontów stabilizujących inflację.

## 2. MODEL TRANSMISJI MONETARNEJ

Powszechnym podejściem do opisu polityki pieniężnej jest empiryczne modelowanie mechanizmu transmisji monetarnej, w ramach którego uwzględnia się 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: Postek, 2011; Brzoza-Brzezina, 2011; Kłós i inni, 2004; Demchuk i inni, 2012; Kapuściński i inni, 2014). Szeroki przegląd badań dla gospodarek centralnej i wschodniej Europy zamieszcza Egert, MacDonald (2009).

Działanie kanałów mechanizmu transmisji monetarnej zostało ocenione, podobnie jak w Kapuściński i inni (2014), Polito, Wickens (2012), Sack (2000), na podstawie strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR) zdefiniowanego dla poziomów

zmiennych endogenicznych nieopóźnionych i opóźnionych oraz zmiennych egzogenicznych.

Przy konstrukcji modelu przyjęto założenie, iż reguła polityki pieniężnej uwzględnia najważniejsze zmienne makroekonomiczne<sup>5</sup>, tj. – odchylenie inflacji od celu inflacyjnego oraz lukę produkcyjną (reprezentującą wahania koniunkturalne), jak również pozwala na uwzględnienie procesu wygładzania stóp procentowych (por. Sack, Wieland, 2000). Ponieważ analizowana gospodarka jest gospodarką otwartą uwzględniono również wahania kursu walutowego. W celu wyeliminowania zagadki cenowej<sup>6</sup> do modelu włączono egzogeniczne ceny ropy naftowej. Przyjęto, iż jedynym instrumentem banku centralnego jest stopa referencyjna<sup>7</sup> *RREF* określająca rentowność bonów pieniężnych.

Podsumowując, model transmisji monetarnej ma postać wektorowej autoregresji ze zmienną egzogeniczną:

$$\begin{cases} y_t = c_1 + A_1 y_{t-1} + B_1 i_{t-1} + \sum_{j=0}^1 C_j oil_{t-j} + \Xi_t^e & t = 1, 2, \dots, T, \\ i_t = c_2 + D_1 y_{t-1} + E_1 i_{t-1} + \sum_{j=0}^1 F_j oil_{t-j} + \varepsilon_t^i & t = 0, 1, 2, \dots, T - 1, \end{cases} \quad (1)$$

$y_0, i_0$  są dane.

Wyróżniamy w nim wektor zmiennych stanu  $y_t = [x_t, \pi_t, q_t]'$  – opisujący podstawowe wielkości makroekonomiczne w gospodarce oraz zmienną egzogeniczną  $oil_t$  – log-odchylenia ceny ropy naftowej od długookresowego trendu. Zmienna  $x_t$  opisuje lukę produkcyjną (*OutputGap*) i wyrażona jest jako procentowa różnica pomiędzy produkcją faktyczną a jej długookresowym trendem<sup>8</sup>. Zmienna  $\pi_t$  jest odchyleniem inflacji (*CPI*) od celu inflacyjnego, natomiast zmienna  $q_t$  opisuje odchylenie realnego efektywnego kursu walutowego (*REER*) od jego długookresowego trendu. Jedynym instrumentem polityki pieniężnej (zmienną sterującą  $i_t$ ) jest log-odchylenie stopy procentowej (*RREF*) od jej długookresowego trendu. Ponadto  $c_1, c_2, A_1, B_1, C_j, D_1, E_1, F_j$

<sup>5</sup> W modelu uwzględniono następujące zmienne: *CPI* – wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych, analogiczny okres poprzedniego = 100, źródło: [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl); cel inflacyjny NBP zgodnie z „Strategią polityki pieniężnej”, [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl); *OutputGap* – procentowa różnica pomiędzy PKB (ceny stałe przy roku odniesienia 2010, obl. własne na podstawie danych GUS) a jego długookresowym trendem wyznaczonym za pomocą filtru HP; *REER* – realny efektywny kurs walutowy, źródło: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>; *RREF* – średnia w kwartale z jednomiesięcznej stopy referencyjnej, źródło: [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl); *OILR* – cena ropy Brent, PLN/baryłka, źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP, GUS oraz IMF <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>.

<sup>6</sup> Zagadka cenowa polega na niezgodnym z intuicją ekonomiczną wzroście cen bezpośrednio po zacieśnieniu polityki pieniężnej por. Sims (1992).

<sup>7</sup> Podjęto również próbę uwzględnienia stawki referencyjnej POLONIA jako instrumentu polityki pieniężnej, jednak ze względu na zbyt krótki szereg czasowy dla tej zmiennej precyzja szacunków okazała się zbyt mała.

<sup>8</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).

dla  $l = 0, 1$  są macierzami parametrów,  $\Xi_t^e = [\xi_t^x, \xi_t^\pi, \xi_t^q]'$ , dla  $t = 1, \dots, T$  są wektorami szoków,  $\varepsilon_t^i$  jest fundamentalnym szokiem polityki pieniężnej.

Parametry modelu oszacowano na polskich danych kwartalnych obejmujących lata 2000–2014. Najlepsze wyniki uzyskano dla modelu VAR(1) z bieżącą oraz opóźnioną o jeden kwartał egzogeniczną ceną ropy naftowej. Opóźnienie modelu oparto na kryteriach informacyjnych Schwarzera oraz Hannan-Quina, które przyjmują wartość najmniejszą przy rzędzie opóźnień wynoszącym jeden. Prezentowany model VAR jest modelem stabilnym spełniającym założenie o łącznej stacjonarności. Reszty modelu charakteryzują się normalnością rozkładu (łączna wartość statystyki testu Jarque-Bera wynosi 8,92 z empirycznym poziomem istotności  $p.\text{ist.} = 0,35$ ), brakiem autokorelacji (empiryczny poziom istotności dla testu mnożników Lagrange'a dla hipotezy zerowej o braku autokorelacji do rzędu 8 wynosi  $p.\text{ist.} = 0,81$ ) oraz brakiem heteroskedastyczności reszt (empiryczny poziom istotności w teście White'a wynosi  $p.\text{ist.} = 0,26$ ).

W celu identyfikacji modelu VAR przyjęto, że szoki polegające na odejściu od reguły monetarnej  $\varepsilon_t^i$  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, Blinder (1992) oraz Sack (2000).

### 3. OPTYMALIZUJĄCE BANKI CENTRALNE

Optymalna polityka pieniężna zostanie określona poprzez zastąpienie empirycznej ścieżki reguły polityki monetarnej optymalnymi strategiami.

Rozważmy 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 kwadratową międzyokresową funkcją straty  $L$ , która jest zmienną losową postaci:

$$L = \frac{1}{2} \sum_{t=0}^T \gamma^t (\lambda x_t^2 + \pi_t^2 + \rho q_t^2) + \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{T-1} \gamma^t v i_t^2, \quad (2)$$

gdzie  $\gamma > 0$  jest współczynnikiem dyskonta banku centralnego,  $\lambda > 0$  oraz  $v > 0$  są relatywnymi wagami luki produkcyjnej oraz zmienności stopy referencyjnej względem jednostkowego udziału odchylenia inflacji od celu inflacyjnego,  $T$  jest skończonym horyzontem decyzyjnym. Wyznaczenie optymalnych reguł polityki pieniężnej polega na minimalizacji oczekiwanej funkcji straty  $\mathbb{E}L$  przy warunku

$$y_t = c_1 + A_1 y_{t-1} + B_1 i_{t-1} + \sum_{j=0}^1 C_j \text{oil}_{t-j} + \Xi_t^e, \quad (3)$$

dla  $t = 1, 2, \dots, T$ . Zmienne występujące w funkcji straty  $L$  ze znaczącą wagą nazywać będziemy zmiennymi celu dla banku centralnego<sup>9</sup>. Przyjmuje się, że bank centralny realizuje sztywny bezpośredni cel inflacyjny (*SIT*), gdy wagi  $\lambda$ ,  $\nu$ ,  $\rho$  są nie większe niż 0,01 (por. Svensson, 1999; Polito, Wickens, 2012). W przypadku, gdy parametr  $\lambda$  w funkcji straty jest większy niż 0,01 to realizowana jest elastyczna polityka bezpośredniego celu inflacyjnego (*FIT*). 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 porównania strategii *SIT* i *FIT* są odporne na zmiany udziału luki popytowej w funkcji celu.

Banki optymalne poza ustalaniem wag w swojej funkcji straty decydują również o długości horyzontu decyzyjnego  $T$  w jakim chcą osiągnąć zamierzony cel. Założenie to prowadzi do powstania heterogenicznych w czasie optymalnych reguł polityki pieniężnej:

$$i_t^* = P_{t|T} y_t^* + p_{t|T}, \quad (4)$$

gdzie  $P_{t|T} = -\gamma \nu^{-1} B'_1 (\Pi_{t+1|T}^{-1} + B'_1 \nu^{-1} B_1)^{-1} A_1$ ,

$$p_{t|T} = \gamma \nu^{-1} B'_1 (\Pi_{t+1|T}^{-1} + B'_1 \nu^{-1} B_1)^{-1} (d_t + \Pi_{t+1|T}^{-1} p_{t+1|T}), \quad p_{T|T} = 0,$$

dla  $t = 0, 1, \dots, T - 1$ , gdzie  $d_t = c_1 + \sum_{j=0}^1 C_j oil_{t-j}$  oraz macierze  $\Pi_t$  są ciągami macierzy Riccatiego spełniającymi równania:

$$\Pi_{t|T} = \gamma A'_1 (\Pi_{t+1|T}^{-1} + B'_1 \nu^{-1} B_1)^{-1} A_1 + Q, \quad \Pi_{T|T} = Q,$$

dla  $t = 1, 2, \dots, T - 1$ , gdzie  $Q = \begin{bmatrix} \lambda & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \end{bmatrix}$  jest macierzą wag stojących przy zmiennych

stanu w funkcji celu banku centralnego. Powyższe formuły wynikają z zasady programowania dynamicznego dla problemów liniowo-kwadratowych (por. Whittle, 1996; Zabczyk, 1996).

#### 4. OPTYMALNE TRAJEKTORIE STRATEGII BEZPOŚREDNIEGO CELU INFLACYJNEGO

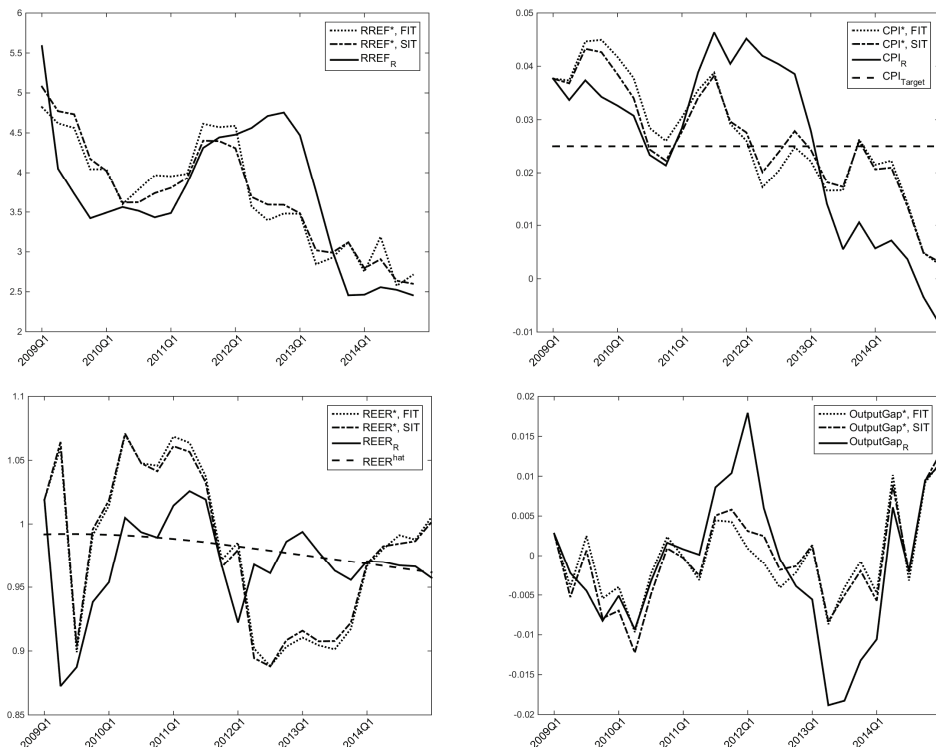
W tym rozdziale pokazano optymalne rozwiązania modelu (2)–(3) dla optymalizujących banków realizujących dwie odmiany strategii bezpośredniego celu inflacyjnego z następującymi wagami w funkcji straty:  $\lambda = \rho = \nu = w$  dla strategii *SIT* oraz  $\lambda = 2$ ,

<sup>9</sup> Waga występująca w funkcji straty nie jest znacząca, jeśli jest nie większa od 0,01 – por. także Svensson (2000).

$\rho = v = w$  dla strategii *FIT*, gdzie  $w \in \{0,01; 0,005; 0,001\}$  jest wagą w funkcji straty  $L$  stojącą przy zmiennych nie należących do celów banku centralnego.

Istnieje wiele sposobów na przeprowadzenie eksperymentów na modelu optymalnym. Mogą one uwzględniać reestymacje parametrów modelu w każdym okresie oraz wydzielone w procesie estymacji szoki. W dalszej analizie zrezygnowano z reestymacji parametrów modelu (3), jednak w każdym okresie uwzględniono wyestymowane szoki zmiennych endogenicznych oraz procedurę reoptymalizacji skracając horyzont decyzyjny o jeden kwartał.

Analiza optymalnych ścieżek zmiennych stanu i zmiennej sterującej została przeprowadzona dla lat 2009–2014. Na lewym górnym panelu rysunku 1<sup>10</sup> przedstawiono optymalne stopy procentowe wraz z empiryczną stopą referencyjną dla banków realizujących strategię *SIT* oraz *FIT*. Na prawym górnym panelu znajdują się optymalne i empiryczne ścieżki *CPI*. Dynamika pozostałych zmiennych makroekonomicznych uwzględnionych w modelu przedstawiona została w drugim wierszu.



Rysunek 1. Optymalne rozwiązania dla banków *SIT* i *FIT* z  $w = 0,005$ .  
Okres decyzyjny 1 kwartał 2009 r.–4 kwartał 2014 r.

Źródło: opracowanie własne.

<sup>10</sup> Symbol \* oznacza optymalne rozwiązania, subskrypt *R* – wartości empiryczne zmiennych, a ‘hat’ oznacza długookresowy trend bądź w przypadku *CPI* cel inflacyjny.

W tabelach 1 oraz 2 podano odpowiednio miary zmienności dla optymalnych oraz rzeczywistych poziomów zmiennych makroekonomicznych. Tabela 1 zawiera ponadto wyniki z modeli optymalnych z trzema różnymi wersjami strategii *FIT* oraz *SIT* różniącymi się wagą  $w$  równą 0,01; 0,005 oraz 0,001<sup>11</sup>.

Analiza uzyskanych rozwiązań pozwala zauważyć, iż obie optymalne strategie bezpośredniego celu inflacyjnego (*FIT* oraz *SIT*) dają te same punkty zwrotne. Optymalne trajektorie  $CPI^*$  w modelach *SIT* i *FIT* są bliższe celowi inflacyjnemu w przeważającej liczbie okresów w porównaniu do empirycznej ścieżki *CPI*. Średnia odległość rzeczywistego *CPI* od celu wynosiła ok. 1,60 p.p. podczas, gdy dla wagi  $w = 0,005$  optymalne strategie zbliżyły inflację do jej celu na odległość ok. 1,13 p.p. dla *FIT* oraz ok. 1,04 p.p. dla *SIT*. Ponadto, optymalne decyzje banku stosującego strategię *SIT* powodowały większe zbliżenie się inflacji do jej celu niż w przypadku banku stosującego strategię *FIT* w większości analizowanych okresów. We wszystkich modelach optymalnych strategia *SIT* średnio lepiej realizuje cel inflacyjny od reguły *FIT*. Ponadto wraz ze spadkiem wagi  $w$  w funkcji straty banków optymalizujących odległości  $CPI^*$  od celu inflacyjnego maleje.

Dla wag  $w \in \{0,01; 0,005\}$  optymalne stopy procentowe mają mniejszą zmienność od zmiennych rzeczywistych. Natomiast dla najmniejszego udziału stopy procentowej i kursu walutowego  $w = 0,001$  w funkcji straty dla strategii *SIT* otrzymano większą zmienność  $RREF^*$ . Dla obu analizowanych optymalnych strategii w modelu z  $w = 0,005$  w około 16 kwartałach  $RREF^*$  przewyższa poziom empiryczny, natomiast  $RREF^*$  jest niższa od wartości rzeczywistych od 2 kwartału 2012 r. do 3 kwartału 2013 r. W okresie od 3 kwartału 2010 r. do 1 kwartału 2012 r. bardziej agresywna jest strategia dla modelu z elastyczną strategią celu inflacyjnego (*FIT*) niż wyznaczona zgodnie ze strategią *SIT*. Ponadto dla wagi  $w = 0,001$  w funkcji straty zmienność optymalnych stóp procentowych  $RREF^*$  jest większa dla strategii *FIT* niż dla *SIT*. Jest to wynik zgodny z intuicją ekonomiczną.

Średnie wahania realnego kursu walutowego  $REER$  są większe w modelach z optymalnymi strategiami bezpośredniego celu inflacyjnego oraz nie ulegają one znaczącym zmianom pod wpływem zmian wagi  $w$ . Stosowanie optymalnych strategii spowodowałyby aprecjację kursu walutowego w latach 2009–2012 oraz od 1 kwartału 2014 r. w porównaniu do jego rzeczywistego poziomu w tych okresach.

Optymalne strategie polityki pieniężnej w 8 kwartałach powodują większą stabilizację sfery realnej gospodarki (utożsamianej ze zmienną *OutputGap*) niż jej obserwowane wahania, przy czym w 15 kwartałach luka produkcyjna dla modelu *FIT* jest mniejsza (co do wartości bezwzględnej) od tej uzyskanej dla modelu *SIT*. Tabela 2 pokazuje, że bank ze strategią *FIT*, zgodnie z założeniami, średnio najbardziej zmniejsza odległość produkcji od jej potencjalnych poziomów. Strategie optymalne pozwalały

<sup>11</sup> Przyjęcie zerowych wartości dla wagi  $w$  w funkcji straty banku centralnego przy zmiennych niebędących celami banku, tj. dla zmian stóp procentowych  $i_t$  i wahań kursu walutowego  $q_t$ , prowadzi do uzyskania nierealistycznych, bardzo agresywnych strategii stóp procentowych.



uzyskać średnie wahania luki produkcyjnej między 0,51 a 0,77 p.p., podczas gdy jej rzeczywiste wahania wynosiły 0,91 p.p.

Tabela 1.

Miary zmienności dla trajektorii optymalnych, wartość funkcji straty dla danych historycznych  $L_R$ , wartość funkcji straty dla modeli optymalnych  $L^*$

Miary zmienności	$w = 0,01$		$w = 0,005$		$w = 0,001$	
	<i>FIT</i>	<i>SIT</i>	<i>FIT</i>	<i>SIT</i>	<i>FIT</i>	<i>SIT</i>
$\sqrt{L_R}$	0,1329	0,1165	0,1187	0,0999	0,1059	0,0843
$\sqrt{L^*}$	0,0838	0,0712	0,0785	0,0636	0,0717	0,0509
$\sqrt{\frac{\sum (CPI^* - \hat{CPI})^2}{T}}$	0,0119	0,0115	0,0113	0,0104	0,0104	0,0086
$\sqrt{\frac{\sum (RREF^* - \hat{RREF})^2}{T}}$	0,2875	0,2476	0,378	0,3602	0,6024	0,7083
$\sqrt{\frac{\sum (OutputGap^*)^2}{T}}$	0,0051	0,0054	0,0053	0,0059	0,0059	0,0077
$\sqrt{\frac{\sum (REER^* - \hat{REER})^2}{T}}$	0,0578	0,0568	0,0575	0,0556	0,0575	0,0541

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2.

Miary zmienności dla trajektorii rzeczywistych

$\sqrt{\frac{\sum (CPI_R - \hat{CPI})^2}{T}}$	0,016
$\sqrt{\frac{\sum (RREF_R - \hat{RREF})^2}{T}}$	0,6557
$\sqrt{\frac{\sum (OutputGap_R)^2}{T}}$	0,0091
$\sqrt{\frac{\sum (REER^* - \hat{REER})^2}{T}}$	0,0395

Źródło: opracowanie własne.

5. FUNKCJE ODPOWIEDZI NA IMPULSY  
DLA OPTYMALIZUJĄCYCH BANKÓW CENTRALNYCH

W celu identyfikacji szoków makroekonomicznych w modelu oraz w optymalnych modelach polityki monetarnej posłużono się następującą procedurą.

Rozważmy dekompozycję szoków  $\Xi_t^e$  postaci:

$$\Xi_t^e = B\varepsilon_t^e, \quad (6)$$

dla pewnej macierzy B takiej, że

$$BB^T = \hat{\Sigma} \quad (7)$$

oraz wektora szoków fundamentalnych  $\varepsilon_t^e = [\varepsilon_t^x, \varepsilon_t^\pi, \varepsilon_t^q]'$  z jednostkową macierzą wariancji-kowariancji. Macierz  $\hat{\Sigma}$  jest zgodnym oszacowaniem macierzy wariancji-kowariancji  $\Sigma$  wektora szoków makroekonomicznych  $\Xi^e = [\xi^x, \xi^\pi, \xi^q]'$  uzyskanym w wyniku estymacji modelu (1)

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} 0,000044 & 0,000005 & -0,000006 \\ 0,000005 & 0,000040 & 0,000021 \\ -0,000006 & 0,000021 & 0,000880 \end{bmatrix}. \quad (8)$$

Do wyznaczenia macierzy B z równania (7) nałożono trzy jednoczesne restrykcje zerowe<sup>12</sup> na elementy macierzy B poza główną przekątną oraz nieujemne restrykcje na elementy diagonalne macierzy B, a następnie wybrano te rozwiązania równania (7), dla których funkcje odpowiedzi optymalnej polityki monetarnej  $i^*$  na szoki:  $\varepsilon_t^\pi, \varepsilon_t^x, \varepsilon_t^q$  mają ekonomicznie poprawne znaki tzn. reakcje stóp procentowych zarówno na szok inflacyjny  $\varepsilon_t^\pi$  jak i szok popytu krajowego ( $\varepsilon_t^x$ ) są dodatnie, natomiast początkowa reakcja stóp procentowych na aprecjację złotego jest ujemna. W wyniku identyfikacji szoków makroekonomicznych wybrano następującą wspólną macierz B dla dwóch rozważanych w Sekcji 3 banków centralnych *SIT* oraz *FIT*<sup>13</sup>, postaci:

$$B = \begin{bmatrix} 0,0066 & 0 & 0 \\ 0,0008 & 0,0063 & 0 \\ -0,0009 & 0,0034 & 0,0029 \end{bmatrix}. \quad (9)$$

Identyfikacja szoków określona przez (9) oznacza, że dodatni szok popytowy  $\varepsilon_t^x$  wpływa jednocześnie i dodatnio na inflację oraz ujemnie na kurs walutowy powodu-

<sup>12</sup> Nałożone restrykcje interpretować można, jako brak jednoczesnego wpływu szoku o numerze równym kolumnie na zmienną z wektora stanu, któremu odpowiada numer wiersza.

<sup>13</sup> W procesie identyfikacji znaleziono kilka macierzy (w tym macierz (9)) spełniających powyższe warunki restrykcji znaków w funkcjach odpowiedzi optymalnych reguł. Jednakże, z uwagi na większą porównywalności wyników z istniejącymi badaniami, ostatecznie wybrano dekompozycję (9).

jąc deprecjację waluty krajowej. Natomiast ujemny szok podażyowy  $\varepsilon_t^\pi$  nie przenosi się bezpośrednio na lukę popytową, lecz wpływa on dodatnio na kurs walutowy. Ponadto szok powodujący aprecjację złotego  $\varepsilon_t^q$  nie ma jednoczesnego wpływu na lukę produkcyjną i zmiany ceny w gospodarce.

W dalszej części pracy zbadano jak optymalna stopa procentowa reaguje na szoki pochodzące od zmiennych stanu  $\varepsilon^x$ ,  $\varepsilon^\pi$  i  $\varepsilon^q$  oraz jak zmienne  $x$ ,  $\pi$  i  $q$  uwzględnione w modelu optymalnego sterowania reagują na szoki polityki pieniężnej.

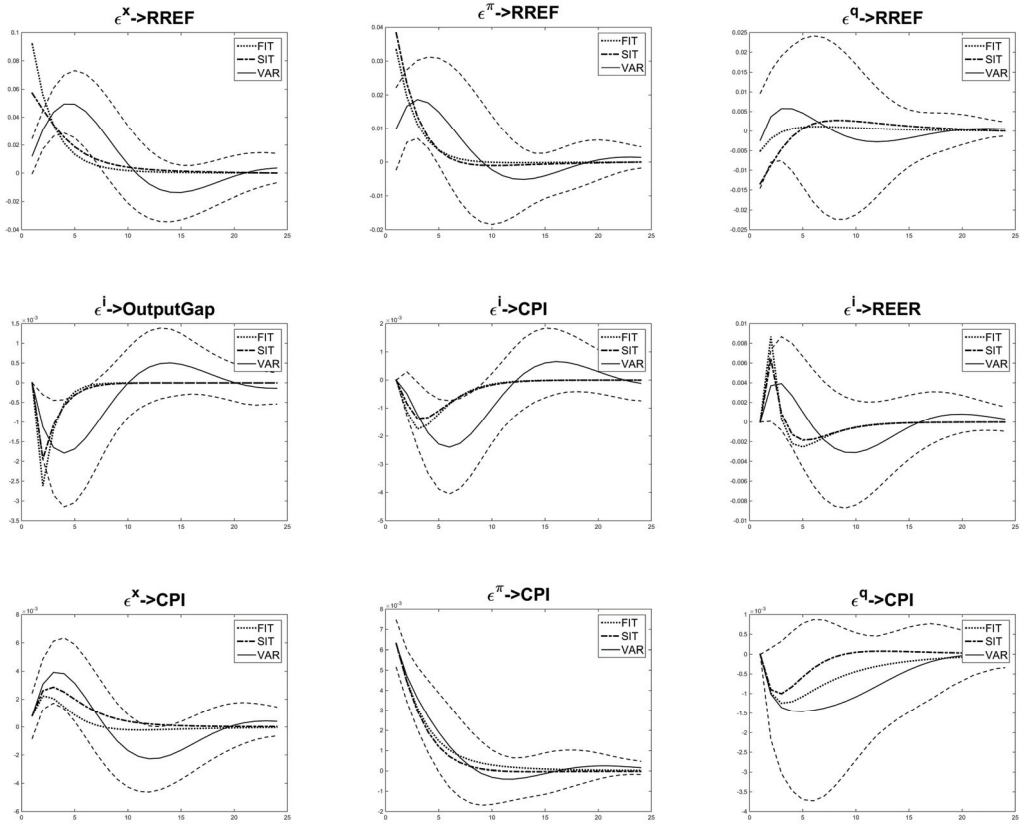
### 5.1. REAKCJE OPTYMALNYCH STÓP PROCENTOWYCH NA SZOKI ZMIENNYCH STANU

Na rysunku 2 w wierszu pierwszym przedstawiono funkcje reakcji stopy procentowej na szoki zmiennych stanu  $\varepsilon^x$ ,  $\varepsilon^\pi$  i  $\varepsilon^q$ . Odpowiedzi optymalnych stóp procentowych w modelach *SIT* i *FIT* są znacznie silniejsze od tych uzyskanych z modelu *VAR*. Szok popytu krajowego  $\varepsilon^x$ , oznaczający jego wzrost oraz szok cenowy  $\varepsilon^\pi$ , rozumiany jako nieoczekiwany wzrost cen, powodują istotnie silniejsze reakcje optymalnych stóp procentowych od tych uzyskanych z modelu *VAR*<sup>14</sup>. Przy czym reakcja optymalnej stopy referencyjnej na szok  $\varepsilon^x$  jest znacznie silniejsza w modelu *FIT* (ponad 9 p.p.), natomiast szok inflacyjny prowadzi do największego zacieśnienia polityki pieniężnej w modelu *SIT* (około 6 p.p.). Efekt maksymalny tych reakcji występuje w pierwszym kwartale, podczas gdy empiryczne funkcje reakcji stopy procentowej na szok popytu krajowego oraz szok cenowy osiągają maksimum w czwartym kwartale (około 5 p.p.) oraz trzecim kwartale (około 2 p.p.) odpowiednio. Szok kursu walutowego (aprecjacja) powoduje nieistotną statystycznie dodatnią reakcję empirycznej stopy procentowej z maksymalną wartością około 0,5 p.p. w czwartym kwartale. Natomiast odpowiedź optymalnych reakcji jest ujemna i spada do -0,5 p.p. dla modelu *FIT* oraz -1,3 p.p. w modelu *SIT*.

### 5.2. FUNKCJE REAKCJI NA SZOK POLITYKI PIENIĘŻNEJ

Szok polityki pieniężnej (zacieśnienie) w modelu *VAR* (por. wiersz drugi na rysunku 2) wywołuje statystycznie istotny spadek luki produkcyjnej oraz inflacji. Optymalne reakcje luki produkcyjnej oraz kursu walutowego są silniejsze i szybciej wygasają niż w modelu *VAR*. Natomiast odejście od optymalnej reguły w modelach *SIT* oraz *FIT* powoduje słabsze i szybciej wygasające reakcje inflacji.

<sup>14</sup> Funkcje reakcji zmiennych stanu i zmiennej sterującej na szoki egzogeniczne uzyskane z modelu *VAR* nazywane są krótko empirycznymi funkcjami reakcji.



Rysunek 2. Funkcje reakcji na szoki w modelu VAR wraz z 95% przedziałami ufności oraz funkcje reakcji dla optymalizujących banków centralnych *SIT* oraz *FIT*

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.

Długości horyzontów stabilizujących inflację

Szok	Model		
	VAR	<i>FIT</i>	<i>SIT</i>
$\epsilon^x$	27	7	12
$\epsilon^\pi$	8	8	7
$\epsilon^q$	28	17	8
$\epsilon^i$	26	10	11

Źródło: opracowanie własne.

### 5.3. HORYZONT STABILIZUJĄCY INFLACJĘ

W tej części pracy zostaną przedstawione długości oddziaływania szoków zmiennych stanu na inflację (por. wiersz trzeci na rysunku 2 oraz tabelę 3). W modelach *SIT* oraz *FIT* odnotowano słabsze niż w modelu VAR reakcje inflacji. Stąd reguły optymalne są bardziej stabilizujące dla tempa zmian cen.

Wyznaczone horyzonty stabilizujące zdefiniowane zostały jako ilość okresów, których potrzebuje inflacja, aby powrócić do stanu równowagi po oddziaływaniu szoków (por. Akram, 2010; Smets, 2003; Batini, Nelson, 2001). Długość horyzontu stabilizującego jest równa liczbie okresów, po których każda następną wartość absolutna reakcji  $\pi$  na szoki jest mniejsza niż 10% maksymalnego efektu tego szoku.

Szok popytu krajowego  $\varepsilon^x$  wywołuje w obu modelach dodatni wzrost cen. Okres oddziaływania tego szoku w modelu z elastycznym celem inflacyjnym *FIT* wynosi 7 kwartałów i jest znacznie krótszy od empirycznego (27 kwartałów) oraz od uzyskanego w modelu *SIT* – 12 kwartałów. Jest to bezpośrednia konsekwencja uwzględnienia luki popytowej w funkcji straty  $L$ .

Długości oddziaływania szoku inflacyjnego  $\varepsilon^\pi$  we wszystkich modelach są zbliżone i wynoszą między 7–8 kwartałów.

Szok kursu walutowego (aprecjacja) wywołuje spadek inflacji we wszystkich modelach. Długość oddziaływania tego szoku w modelu VAR wynosi 28 kwartałów. Optymalne horyzonty stabilizujące dla elastycznej i sztywnnej strategii bezpośredniego celu inflacyjnego są znacznie krótsze od empirycznych. Jednakże, tym razem to optymalizujący bank ze regułą *SIT* najszybciej – w ciągu 8 kwartałów sprowadza inflację do jej celu.

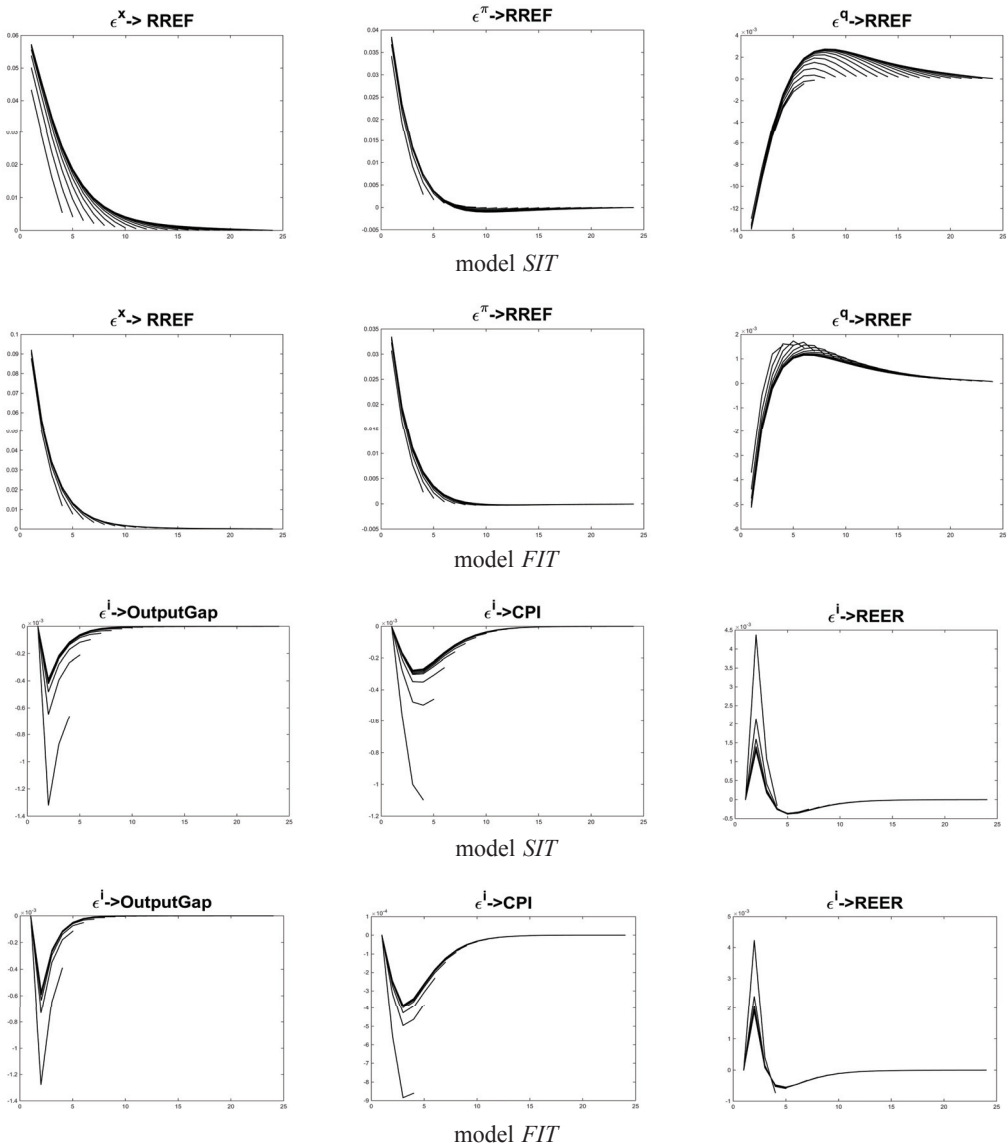
Szok polityki pieniężnej (zacieśnienie polityki) wywołuje zamierzony spadek inflacji. Maksymalny efekt reakcji inflacji jest znacznie mniejszy w modelach optymalnych i jego oddziaływanie jest ponad dwa razy krótsze w porównaniu do modelu VAR.

### 5.4. WRAŻLIWOŚĆ ROZWIĄZAŃ NA ZMIANY HORYZONTU DECYZYJNEGO

Rozważenie optymalnych modeli polityki monetarnej – ze skończonym horyzontem decyzyjnym  $T$  umożliwia zbadanie jak wartości parametru  $T$  zmieniają funkcje odpowiedzi zmiennych na szoki. W tym celu zostały wyznaczone funkcje reakcji dla różnych horyzontów decyzyjnych (rysunek 3).

Wszystkie reakcje optymalnych zmiennych na szoki egzogeniczne wygasają. Tylko dla krótkich horyzontów decyzyjnych (do 4 lat) zaobserwowano znaczący wpływ zmiennej  $T$  na funkcje reakcji. Szczególnie silne zmiany odnotowano w funkcjach odpowiedzi zmiennych stanu na szoki polityki pieniężnej, reakcje te są wielokrotnie silniejsze dla krótkich horyzontów decyzyjnych, po czym, wraz ze wzrostem  $T$ , słabną i stabilizują się.

Poza tym, zmiany w reakcji stopy procentowej na impulsy egzogeniczne pod wpływem wydłużania horyzontu decyzyjnego są silniejsze dla strategii *SIT*.



Rysunek 3. Funkcje reakcji na szoki w modelach *SIT* oraz *FIT* dla horyzontów decyzyjnych  $T = 4, 5, \dots, 24$ .

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie funkcje reakcji wyznaczone dla horyzontów decyzyjnych dłuższych niż 24 kwartały są podobne do siebie, zatem począwszy od horyzontu decyzyjnego ok. 6-letniego decyzje podejmowane w skończonym i nieskończonym horyzoncie czasowym nie będą się istotnie różniły.

## 6. PODSUMOWANIE

W niniejszej pracy dokonano analizy dwóch odmian optymalnych strategii bezpośredniego celu inflacyjnego: sztywnej i elastycznej. W pracy porównano trajektorie zmiennych wyznaczone w modelach z optymalizującymi bankami centralnymi oraz funkcje reakcji na szoki makroekonomiczne.

Obie odmiany optymalnych strategii bezpośredniego celu inflacyjnego powodują, że średnie odchylenie inflacji od jej celu są mniejsze od tych odchyżeń dla ścieżek rzeczywistych. Ponadto, optymalne decyzje banku ze strategią *SIT* skutkują tym, że optymalna inflacja jest średnio bliżej celu inflacyjnego w porównaniu z tą otrzymaną dla banku używającego strategii *FIT*. Poza tym można zauważyć, że wraz ze spadkiem udziału kursu walutowego i stopy referencyjnej (określonego przez wagę  $w$ ) w funkcji straty  $L$  następuje zbliżenie  $CPI^*$  do celu inflacyjnego.

Zwiększenie znaczenia sfery realnej w funkcjonale celu optymalizującego banku centralnego powoduje zmniejszenie wahań luki produkcyjnej. W modelu *FIT* średnie wahania luki produkcyjnej są mniejsze niż w modelu *SIT*. Przy czym, im mniejsze wartości wagi  $w$ , tym większe wahania luki produkcyjnej, ale w każdym przypadku są one mniejsze od rzeczywistych wahań luki produkcyjnej.

Średnie wahania realnego kursu walutowego są zbliżone dla obu strategii bezpośredniego celu inflacyjnego.

Dla optymalnych modeli z wagami  $w = 0,01$  oraz  $w = 0,005$  średnie wahania optymalnej stopy referencyjnej są mniejsze dla banku realizującego sztywny bezpośredni cel inflacyjny niż dla banku ze strategią *FIT*, ponadto obie optymalne strategie mają mniejszą zmienność od rzeczywistych trajektorii. Natomiast odwrotną relację można zaobserwować dla modeli optymalnych z najmniejszą wagą  $w = 0,001$ , tu dla strategii *SIT* otrzymujemy większe od obserwowanych historycznie średnie wahania stopy referencyjnej.

Analiza porównawcza funkcji odpowiedzi na szoki makroekonomiczne przeprowadzona w modelu VAR oraz w modelach optymalnej polityki pieniężnej *SIT* oraz *FIT* pozwoliła sformułować następujące wnioski. Po pierwsze, stabilizacja inflacji po szoku cenowym jest bardzo podobna w tych modelach. Zgodnie z oczekiwaniami reakcja inflacji na szok popytowy jest stabilizowana zdecydowanie najszybciej w modelu *FIT*. Podczas, gdy po szoku kursu walutowego, powodującego aprecjację złotego, strategia *SIT* w najkrótszym czasie stabilizuje inflację. Po drugie, optymalne stopy procentowe dla modeli bezpośredniego celu inflacyjnego są bardziej agresywne – tzn. odpowiedzi stopy referencyjnej wynikające z optymalnych strategii na szoki cenowy oraz popytu krajowego są znacznie silniejsze od tych uzyskanych z modelu VAR. Ponadto w przypadku strategii *FIT* maksymalna reakcja  $RREF^*$  jest niemal dwukrotnie silniejsza od tej wyznaczonej w modelu VAR. Po trzecie, szok polegający na odejściu od (optymalnej) polityki pieniężnej powoduje bardzo duże ujemne odchylenia luki produkcyjnej oraz dodatnie wahania realnego kursu walutowego, jednocześnie reak-

cje wszystkich zmiennych stanu po wystąpieniu tego szoku dużo szybciej wygasają w porównaniu do modelu VAR.

Długość horyzontu decyzyjnego  $T$  wpływa na zmianę funkcji reakcji zmiennych na szoki, największe różnice zaobserwowano dla horyzontów krótszych niż 10 kwartałów. Jednak dla dłuższych horyzontów decyzyjnych różnice w funkcjach reakcji zanikają.

#### LITERATURA

- Akram Q. F., (2010), What Horizon for Targeting Inflation?, *Empirical Economics*, 39 (3), 675–702.
- Ball L., (1999), Efficient Rules for Monetary Policy, *International Finance*, 2 (1), 63–83.
- Baranowski P., (2011), Reguła polityki pieniężnej dla Polski – porównanie wyników różnych specyfikacji, *Oeconomia Copernicana*, 3, 7–31.
- Baranowski P., (2014), *Reguły polityki pieniężnej w Polsce. Podejście ilościowe*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Batini N., Haldane A., (1999), Forward-looking Rules for Monetary Policy, *Monetary policy rules*, 157–202, University of Chicago Press.
- Batini N., Nelson E., (2001), Optimal Horizons for Inflation Targeting, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25 (6), 891–910.
- 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.
- Bogusz D., Górajski M., Ulrichs M., (2015), Optymalne strategie polityki pieniężnej dla Polski uwzględniające wrażliwość banku na ryzyko nieosiągnięcia założonego celu, *Materiały i Studia*, 317, *Narodowy Bank Polski*.
- Brzoza-Brzezina M., (2011), *Polska polityka pieniężna*, Wydawnictwo CH Beck.
- Clarida R., Gali J., Gertler M., (1998), Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence, *European Economic Review*, 42 (6), 1033–1067.
- Clarida R., Gali J., Gertler M., (2000), Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory, *Quarterly Journal of Economics*, 115 (1), 147–180.
- De Masi M. P., (1997), IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice, *IMF Working paper*, 177.
- Demchuk O., Lyziak T., Przystupa J., Sznajderska A., Wróbel E., (2012), Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2011 roku? *Materiały i Studia*, 270, *Narodowy Bank Polski*.
- Égert B., MacDonald, R., (2009), Monetary Transmission Mechanism in Central and Eastern Europe: Surveying the Surveyable, *Journal of Economic Surveys*, 23 (2), 277–327.
- Gali J., (2009), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press.
- Gibbs D., (1995), Potential Output: Concepts and Measurement, *Labour Market Bulletin*, 1, 72–115.
- Judd J. P., Rudebusch G. D., (1998), Taylor's Rule and the FED: 1970-1997, *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, 3, 3–16.
- Kapuściński M., Lyziak 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., Kokoszyczyński R., Lyziak T., Przystupa J., Wróbel E., (2004), Modele strukturalne w prognozowaniu inflacji w Narodowym Banku Polskim, *Materiały i Studia*, 180, *Narodowy Bank Polski*.
- McCallum B. T., (1999), Issues in the Design of Monetary Policy Rules, *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1483–1530.
- McCallum B. T., Nelson, E., (2000), Timeless Perspectives vs. Discretionary Monetary Policy in Forward-looking Models, *National Bureau of Economic Research*, 7915.



- Mehra Y. P., (1999), A Forward-looking Monetary Policy Reaction Function, *Economic Quarterly – Federal Reserve Bank of Richmond*, 85, 33–54.
- Milo W., Bogusz D., Górajski M., Ulrichs M., (2013), Notes on Some Optimal Monetary Policy Rules: the Case of Poland, *Acta Universitatis Lodzianae. Folia Oeconomica, Financial Markets and Macroeconomic Policy*, 295, 59–77.
- Orphanides A., Wilcox, D. W., (2002), The Opportunistic Approach to Disinflation, *International Finance*, 5 (1), 47–71.
- Polito V., Wickens M., (2012), Optimal Monetary Policy Using an Unrestricted VAR, *Journal of Applied Econometrics*, 27 (4), 525–553.
- Postek Ł., (2011), Nieliniowy model mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce w latach 1999–2009. Podejście Empiryczne, *Materiały i Studia*, 253, Narodowy Bank Polski.
- Przybylska-Kapuścińska W., (2006), Strategia bezpośredniego celu inflacyjnego w nowych krajach członkowskich unii europejskiej, *Bank i Kredyt*, 4, Dodatek Bankowość centralna od A do Z, 1–31.
- Rotemberg J. J., Woodford M., (1998), An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version, *National Bureau of Economic Research*, 233.
- Rudebusch G., Svensson L. E., (1999), Policy Rules for Inflation Targeting, w: *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 203–262.
- 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., (1992), Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy, *European Economic Review*, 36 (5), 975–1000.
- Sławiński A., (2011), *Polityka pieniężna*, Wydawnictwo CH Beck.
- Smets F., (2003), Maintaining Price Stability: How Long is the Medium Term? *Journal of Monetary Economics*, 50 (6), 1293–1309.
- Svensson L. E., (1999), Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule, *Journal of Monetary Economics*, 43 (3), 607–654.
- Svensson L. E., (2000), Open-Economy Inflation Targeting, *Journal of International Economics*, 50 (1), 155–183.
- Taylor J. B., (1993), Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Elsevier, 39, 195–214.
- Taylor, J. B., (1999), A Historical Analysis of Monetary Policy Rules, *Monetary Policy Rules*, 319–348, University of Chicago Press.
- Urbańska A., (2002), Polityka monetarna: współczesna teoria i analiza empiryczna dla Polski, *Materiały i Studia*, 148, Narodowy Bank Polski.
- Whittle P., (1996), *Optimal control: Basics and Beyond*, John Wiley & Sons.
- Woodford M., (1999), Optimal Monetary Policy Inertia, *The Manchester School*, 67 (1), 1–35.
- Woodford M., (2003), *Interest and Prices*, Princeton University.
- Zabczyk J., (1996), Chance and Decision, *Stochastic Control in Discrete Time*, *Quaderni, Scuola Normale Superiore*, Pisa.

## SZTYWNA VS. ELASTYCZNA STRATEGIA BEZPOŚREDNIEGO CELU INFLACYJNEGO W MODELU OPTYMALNEJ POLITYKI PIENIĘŻNEJ DLA POLSKI

### Streszczenie

W niniejszej pracy, na podstawie modelu VAR opisującego gospodarkę Polski, zaprezentowane zostały wyniki analiz porównawczych dotyczących dwóch dominujących w literaturze strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. Według pierwszej optymalizujący bank centralny realizuje sztywny bezpośredni cel inflacyjny, w drugiej podąża za elastycznym bezpośrednim celem inflacyjnym poprzez minimalizację zarówno zmian cen jaki i wahań w sferze realnej gospodarki. Dla obu optymalnych strategii oraz dla modelu VAR w skończonym horyzoncie decyzyjnym wyznaczono optymalne trajektorie oraz porównano funkcje reakcji na szoki makroekonomiczne. Ponadto sprawdzono w jaki sposób horyzont decyzyjny optymalizujących banków centralnych wpływa na przebieg funkcji odpowiedzi.

**Słowa kluczowe:** optymalna polityka pieniężna, model SVAR, sztywna strategia bezpośredniego celu inflacyjnego, elastyczna strategia bezpośredniego celu inflacyjnego

## STRICT VS FLEXIBLE INFLATION TARGETING IN THE OPTIMAL MONETARY POLICY MODEL FOR POLAND

### Abstract

In this paper, we use the model of Polish economy to examine the two most common strategies of the optimal monetary policy. In the first strategy it is assumed that the central bank implements a strategy of strict inflation targeting, according to the second strategy bank follows a flexible inflation targeting by using both: the inflation targeting and stabilizing the real economy. For both optimal strategies and for the empirical VAR model in finite decision-making horizons the optimal trajectories and impulse reaction functions are determined. Moreover it is examined how the decision-making horizon influences the optimal decisions.

**Keywords:** Optimal monetary policy, SVAR model, strict inflation targeting, flexible inflation targeting