

Paweł Baranowski
Uniwersytet Łódzki

**REGUŁA POLITYKI PIENIĘŻNEJ DLA POLSKI
– PORÓWNANIE WYNIKÓW RÓŻNYCH
SPECYFIKACJI¹**

Klasyfikacja JEL: *E43, E31, E52, C38*

Słowa kluczowe: *reguła Taylora, polityka pieniężna, Polska*

Abstrakt: Celem opracowania jest ekonometryczna analiza reguły polityki pieniężnej w Polsce. Rozważono modele stopy procentowej oparte o regułę zaproponowaną przez Taylora (1993), rozszerzoną o wygładzanie stóp procentowych. Rozważono dwa rodzaje reakcji: bieżącą oraz wyprzedzającą. W regule z reakcją wyprzedzającą postanowiono uwzględnić przypadek, gdy bank centralny analizuje oczekiwaną inflację przy pomocy wielu zmiennych (Bernanke, Boivin, 2003). Wyniki wskazują, że polskie władze monetarne silnie reagują na inflację, nie reagują (bądź reagują bardzo słabo) na lukę produkcyjną, a reakcja jest silnie rozłożona w czasie (silne wygładzanie stóp procentowych).

¹ Praca finansowana ze środków na naukę w latach 2009-2011 jako projekt badawczy pt. *Ocena skutków wprowadzenia euro w Polsce na podstawie dynamicznych stochastycznych modeli równowagi ogólnej.*

MONETARY POLICY RULE FOR POLAND – RESULTS FOR VARIOUS SPECIFICATIONS

JEL Classification Codes: E43, E31, E52, C38

Keywords: *Taylor Rule, monetary policy, Poland*

Abstract: The aim of the paper is to analyse monetary policy rules for Poland. We estimate models based on the proposition of Taylor (1993), augmented with interest rate smoothing. We deal with the case of instantaneous as well as forward-looking relationship between interest rate and inflation. In the latter case, the proposition of *data-rich* reaction function (Bernanke and Boivin, 2003) was also considered. The evidence show that Polish monetary authority reaction to inflation is strong, contrary to the output gap. In addition, we found strong interest smoothing, which implies time-distributed response of the interest rate.

WPROWADZENIE

Jednym z kluczowych elementów dynamicznych modeli stochastycznych opartych o paradygmat nowej ekonomii keynesistowskiej jest reguła polityki pieniężnej. Równanie to stanowi domknięcie nominalne modelu, zapewniające samoczynny powrót systemu do równowagi. W zdecydowanej większości prac korzysta się z reguły zaproponowanej przez Taylora (1993).

Celem opracowania jest oszacowanie parametrów reguły Taylora dla Polski w wariacie standardowym, w którym władze monetarne reagują na bieżące wartości zmiennych oraz „wyprzedzającym” (*forward looking*), gdzie występuje reakcja na oczekiwaną inflację. W przypadku reguły *forward looking* dodatkowo zostanie uwzględnione podejście zaproponowane przez Bernanke i Boivina (2003), pozwalające odzwierciedlić reakcję banku centralnego na wiele zmiennych (*data-rich environment*) potencjalnie kształtujących przyszłą inflację.

REGUŁA TAYLORA – PODSTAWY TEORETYCZNE

Reguła Taylora opisuje wahania nominalnych stóp procentowych w zależności od inflacji i luki produkcyjnej. Równanie to w wersji zapro-

ponowanej przez Taylora (1993) posiadało parametry skalibrowane w następującej postaci:

$$i_t = 1 + 1,5\pi_t + 0,5x_t, \quad (1)$$

gdzie:

i – nominalna stopa procentowa,

π – stopa inflacji,

x – luka produkcyjna.

Równanie to stało się punktem wyjścia do innych postaci reguły Taylora. Stosowane obecnie wersje tej reguły zwykle posiadają zmodyfikowaną specyfikację dynamiczną, a ich parametry są estymowane.

Jak wskazują modele teoretyczne, ze względu na szeroko rozumianą niepewność (np. co do „prawdziwego” modelu gospodarki lub wynikająca z błędów pomiaru zmiennych) skłania ku ostrożnym, stopniowym reakcjom polityki gospodarczej². Taki sposób działania banku centralnego, zwany wygładzaniem stóp procentowych (*interest rate smoothing*), znajduje również potwierdzenie w wielu badaniach empirycznych.

Z tego względu specyfikacja dynamiczna uwzględnia wygładzanie stóp procentowych i przedstawia się następująco:

$$i_t = \hat{i} + \rho i_{t-1} + (1 - \rho)\phi_\pi \pi_t + (1 - \rho)\phi_x x_t, \quad (2)$$

gdzie:

ϕ_π, ϕ_x – parametry opisujące długookresową reakcję stóp procentowych na odpowiednio: inflację i lukę produkcyjną,

ρ – parametr wygładzania stóp procentowych,

\hat{i} – parametr (długookresowa realna stopa procentowa w równowadze).

Kolejna modyfikacja pozwala uwzględnić zasadę, że polityka pieniężna powinna być „wyprzedzająca”, tzn. bank centralny powinien kierować się przyszłymi, oczekiwanymi wartościami inflacji³. W ten sposób otrzymujemy regułę Taylora w wariacie „wyprzedzającym” (*forward looking*). Powstaje oczywiście pytanie, jak odległe oczekiwania powinny być brane pod

² Ten typ argumentacji zapoczątkował Brainard (1967).

³ Pogląd jest powszechny w literaturze i wynika głównie z faktu, że polityka pieniężna wpływa na inflację z opóźnieniem.

uwagę przez bank centralny. Z jednej strony horyzont oczekiwań powinien być równy opóźnieniu reakcji gospodarki na zmianę stóp procentowych (co wskazuje na horyzont w granicach 2-6 kwartałów). Z drugiej strony, w miarę wydłużania horyzontu prognozy rośnie jej błąd, co skłania bank centralny do krótszego horyzontu. W niniejszej pracy, podobnie jak w większości prac empirycznych, przyjęto reakcję na inflację oczekiwaną na 1 kwartał naprzód, niemniej jednak założenie to powinno być w przyszłości zweryfikowane empirycznie⁴.

Równanie to, w wersji z omówionym powyżej wygładzaniem stóp procentowych posiada następującą postać:

$$\hat{i}_t = \hat{i}_t + \rho \hat{i}_{t-1} + (1 - \rho) \phi_\pi \mathbf{E}_t \pi_{t+1} + (1 - \rho) \phi_x x_t, \quad (3)$$

gdzie:

\mathbf{E}_t – operator racjonalnych oczekiwań.

Osobnym przypadkiem rozpatrzonym w opracowaniu jest wariant, w którym bank centralny – pośrednio – reaguje na dużą ilość zmiennych potencjalnie kształtujących inflację. Wariant ten posiada interesującą motywację ekonomiczną, a także nieco inne podejście metodologiczne. Zagadnienie to omówimy poniżej.

PODEJŚCIE *DATA-RICH* W ANALIZIE POLITYKI PIENIĘŻNEJ

Strategia bezpośredniego celu inflacyjnego, stosowana między innymi przez Narodowy Bank Polski, zakłada, że cel nadrzędny banku centralnego – jakim jest utrzymanie niskiej inflacji – jest wyrażony ilościowo i podany do publicznej wiadomości, a jego realizacja nie wymaga użycia celów pośrednich⁵. Dlatego też bank centralny w procesie podejmowania decyzji bierze pod uwagę dużą liczbę zmiennych mających wpływ na kształtowanie się inflacji (zob. np.: Bernanke i inni, 2001, s. 22; Krajewski, Baranowski, 2006, s. 20). Przykładowo, w Polsce, poza wskaźnikami cen dóbr i usług konsumpcyjnych, przy pomocy którego wyrażony jest cel inflacyjny, analizie podlegają takie zmienne jak: ceny producenta, PKB oraz jego komponenty, dochody i wydatki sektora finansów publicznych, charakterystyki rynku pracy, kurs walutowy, zmienne z rynku finansowego, agregaty

⁴ Clarida i in. (1998) wskazują, iż oszacowania parametrów funkcji reakcji Bundesbanku są mało wrażliwe na zmiany horyzontu oczekiwań.

⁵ Obszerny przegląd tej strategii przedstawia np. Svensson (2011).

pieniężne czy saldo bilansu obrotów bieżących (zob. *Raport o Inflacji, czerwiec 2010*).

Taka praktyka, w połączeniu z postulatem reakcji wyprzedzającej, wskazuje, że analizy polityki pieniężnej powinny odzwierciedlać reakcję banku centralnego na szeroki wachlarz zmiennych mających potencjalne znaczenie prognostyczne.

Standardowym podejściem do formalno-modelowej metody uzyskania zmiennych syntetyzujących informacje pochodzące z licznego zbioru danych są modele czynnikowe (zob. Stock i Watson, 2006). Jednocześnie wiele prac poświęconych prognozowaniu sygnalizuje, że tak otrzymane zmienne mają dużą zdolność prognostyczną⁶. Oczywiście jest bardzo prawdopodobne, że reakcja władz monetarnych na tak wiele zmiennych ma charakter ekspercki i wynika raczej z dyskusji i ścierania się poglądów członków ciał decyzyjnych niż z analizy czynnikowej. Jednakże, wprowadzenie tak skonstruowanej syntetycznej zmiennej może przybliżyć zastosowany model do rzeczywistości.

Idea zaprezentowana powyżej została wykorzystana po raz pierwszy przez Bernanke i Boivina (2003), którzy w charakterze inflacji oczekiwanej wykorzystali prognozy z dynamicznego modelu czynnikowego, tj. definiując oczekiwania następująco⁷:

$$\mathbf{E}_t \pi_{t+1} = \varphi_1 f_{1,t} + \varphi_2 f_{2,t} + \dots + \varphi_R f_{R,t}, \quad (4)$$

gdzie:

$f_{1,t}, f_{2,t}, \dots, f_{R,t}$ – kolejne wspólne czynniki,

$\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_R$ – parametry strukturalne.

Zbliżone podejście zaproponowali Favero i in. (2005), którzy oszacowali parametry reguły Taylora przy pomocy uogólnionej metody momentów⁸ stosując wspólne czynniki w charakterze zmiennych instrumentalnych. W rezultacie oczekiwania inflacyjne zostały zdefiniowane jako kombinacja liniowa bieżących wartości wspólnych czynników, podobnie jak w podej-

⁶ Na przykład Kotłowski (2008) oraz Baranowski, Leszczyńska i Szafranski (2010) wskazują, iż podobnie zmienne skonstruowane przy pomocy analizy czynnikowej pozwalają dobrze prognozować inflację w Polsce.

⁷ W pracy Bernanke i Bovin (2003) wykorzystano $R=3$ wspólne czynniki. Dodatkowo w równaniu dopuszczono występowanie opóźnień, których rząd dobierano rekursywnie korzystając z kryterium Schwartza.

⁸ Wyjaśnienie takiego ujęcia oczekiwań w kontekście reguły Taylora typu *forward looking* znajduje się w następnej części opracowania.

ściu Bernanke i Boivina (2003). Jedyna różnica tkwi w oszacowaniach parametrów $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_R$, przy czym zaletą estymacji przy pomocy uogólnionej metody momentów jest jej niewrażliwość na ewentualną autokorelację i heteroskedastyczność składników losowych równania (4). Dodatkowo, jak wskazują Kapetanios i Marcellino (2010), użycie w charakterze instrumentu wspólnego czynnika poprawia efektywność estymatora. Co więcej, dobre własności estymatora są zachowane nawet w przypadku, gdy instrumenty są słabo skorelowane z endogenicznymi zmiennymi objaśniającymi (problem „słabych instrumentów”) lub gdy istnieją zmienne wchodzące w skład wspólnych czynników, dla których udział wariancji wyjaśniony przez wspólne czynniki spada wraz z dodaniem kolejnych zmiennych do tego czynnika (problem „słabej struktury wspólnych czynników”).

DANE I METODY ESTYMACJI

Do estymacji wykorzystano dane o częstotliwości kwartalnej, od 1 kw. 1999 r. (początek stosowania strategii bezpośredniego celu inflacyjnego w Polsce) do 3 kw. 2010 r.

Ze względu na zmienny w czasie cel inflacyjny oraz występowania w próbie okresu dezinflacji, zamiast inflacji zastosowano jej odchylenie od oficjalnego celu inflacyjnego.

Lukę produkcyjną wyznaczono jako odchylenie PKB od deterministycznego trendu wykładniczego⁹.

W badaniu oszacowaniu podlegały reguły z wygładzaniem stóp procentowych – standardową oraz „wyprzedzającą”, o postaci odpowiednio:

$$\hat{i}_t = \hat{i} + \rho \hat{i}_{t-1} + \hat{\phi}_\pi (\pi_t - \pi_t^{CEL}) + \hat{\phi}_x x_t, \quad (5)$$

$$\hat{i}_t = \hat{i} + \rho \hat{i}_{t-1} + \hat{\phi}_\pi \mathbf{E}_t (\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^{CEL}) + \hat{\phi}_x x_t, \quad (6)$$

gdzie:

\hat{i}_t – stopa procentowa WIBOR 1M,

π_t, π_t^{CEL} – odpowiednio: inflacja CPI (w stosunku do analogicznego kwartału roku poprzedniego) oraz wartość celu inflacyjnego NBP,

⁹ W celu zbadania wrażliwości wyników na sposób pomiaru luki, stosujemy dodatkowo dwa inne warianty: z wykorzystaniem wartości dodanej bez rolnictwa i usług nierynkowych zamiast PKB oraz lukę szacowaną przy pomocy filtru Hodricka-Prescotta.

x_t – luka produkcyjna, oszacowana jako procentowe odchylenie PKB (odsezonowanego za pomocą procedury Tramo-Seats) od deterministycznego trendu wykładniczego.

Uwaga: pomiędzy parametrami równań (5) i (6) a parametrami długookresowymi zachodzą następujące relacje: $\hat{\phi}_x = (1 - \rho)\phi_x$, $\hat{\phi}_x = (1 - \rho)\phi_x$.

Pierwszy z wymienionych wariantów zostanie oszacowany klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (MNK).

W wariancie *forward looking*, podobnie jak w każdym modelu racjonalnych oczekiwań, oczekiwane wartości zmiennych są współzależne z bieżącymi wartościami wszystkich zmiennych w systemie, a co za tym idzie endogeniczne w stosunku do dzisiejszych wartości składników losowych (zaburzeń równań (5) i (6)). W takiej sytuacji estymator MNK jest niezgodny (zob. np. Osińska, 2000, s. 70-75; Welfe, 2009, s. 211 i nast.), dlatego też estymacje parametrów powyższych równań przeprowadzono przy pomocy uogólnionej metody momentów (ang. *Generalised Method of Moments*, GMM).

Idea uogólnionej metody momentów polega na wykorzystaniu dużej liczby warunków momentów nakładanych na kombinacje zmiennych i parametrów szacowanych równań. W rozważanym przypadku korzysta się z dużej liczby zmiennych instrumentalnych, silnie skorelowanych ze zmienną endogeniczną stojącą po prawej stronie równania (bieżącą bądź oczekiwaną), lecz nieskorelowanych z zaburzeniami. Dzięki wykorzystaniu dodatkowej, w pewnym sensie „nadmiarowej” informacji o momentach (mówimy wówczas o warunkach nad-identyfikujących) możliwa jest bardziej efektywna estymacja oraz testowanie warunków momentów (tj. zasadności przyjęcia danego zestawu zmiennych instrumentalnych). Estymator ten ma postać (zob. np. Canova, 2007, s. 170):

$$\mathbf{a}_{\text{GMM}} = (\mathbf{X}^T \mathbf{Z} \cdot \mathbf{W}_{\text{GMM}} \cdot \mathbf{Z}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Z} \cdot \mathbf{W}_{\text{GMM}} \cdot \mathbf{Z}^T \mathbf{y}, \quad (7)$$

gdzie:

\mathbf{y} – wektor zmiennej objaśnianej,

\mathbf{X}, \mathbf{Z} – macierze zmiennych, odpowiednio: objaśniających i instrumentalnych,

\mathbf{W}_{GMM} – macierz wag, szacowana w pierwszym kroku¹⁰.

¹⁰ Dodajmy, że w przypadku, gdy przyjmiemy $\mathbf{W}_{\text{GMM}} = \mathbf{I}$, GMM jest równoważna standardowej metodzie zmiennych instrumentalnych.

Standardowy dwuetapowy estymator GMM może być obciążony, szczególnie gdy nie dysponujemy zmiennymi instrumentalnymi silnie skorelowanymi z endogenicznym regresorem¹¹ (zob. np.: Stock i in., 2002). Hansen i in. (1996) zaproponowali wariant metody GMM z wielokrotną aktualizacją macierzy \mathbf{W}_{GMM} (ang. *Continuous Updating Estimator*, CUE), bardziej odporny na występowanie opisanego wyżej problemu „słabych instrumentów”. Estymator ten będzie wykorzystywany w dalszych obliczeniach.

Ponadto, w ślad za propozycją Favero i in. (2005), w podstawowym wariancie specyfikacji *forward looking*, w charakterze zmiennych instrumentalnych, poza opóźnieniami zmiennych objaśniających, użyto dodatkowo dwu głównych składowych ($f1$ i $f2$)¹². Składowe te skonstruowano na bazie zbioru 46 zmiennych mających potencjalnie silny wpływ na inflację (zob. Dodatek 1). Zmienne te zostały odsezonowane oraz doprowadzone do stacjonarności.

WYNIKI – REGUŁA BIEŻĄCA

Pierwszym wariantem poddanym analizie empirycznej jest reguła Taylora z bieżącymi wartościami inflacji oraz luki produkcyjnej oraz wyglądaniem stóp procentowych (tj. równanie (5)).

Wyniki estymacji tej wersji równania prezentują się następująco¹³:

$$i_t = 0,384 + 0,920 i_{t-1} + 0,261 (\pi_t - \pi_t^{CEL}) + 0,0407 x_t,$$

1,5
36,6
3,2
2,0

$$R^2 = 0,976 \quad R_{skoryg}^2 = 0,974 \quad LM(1) = 1,49(0,22) \quad LM(2) = 2,09(0,35)$$

Znaki wszystkich oszacowań są dodatnie, co sprawia że wyniki można ocenić jako poprawne od strony ekonomicznej. Wszystkie parametry są

¹¹ W tym przypadku z przyszłymi wartościami zmiennych, tj. dobrymi predyktorami inflacji oraz koniunktury (luki produkcyjnej).

¹² Jak już wspomniano we wcześniejszej części opracowania, metody stosowane przez Bernanke i Boivin (2003) oraz Favero i in. (2005) są koncepcyjnie tożsame, aczkolwiek druga z wymienionych metod pozwala na efektywną estymację przy bardziej ogólnych założeniach.

¹³ Pod oszacowaniami znajdują się statystyki t-Studenta. $LM(1)$ i $LM(2)$ oznaczają statystyki testu LM autokorelacji rzędu pierwszego i drugiego (w nawiasach podano empiryczny poziom istotności).

istotne statystycznie (choć w przypadku parametru stojącego przy luce produkcyjnej wartość statystyki jest zbliżona do wartości krytycznej na 5% poziomie istotności). Stopień objaśnienia jest wysoki – równanie wyjaśnia 97,6% zmienności stopy procentowej. Na przyjętym 5% poziomie istotności nie występuje autokorelacja składników losowych.

Otrzymane wyniki wskazują, że:

- reakcja polityki pieniężnej na inflację jest silna i istotna statystycznie – podwyższenie inflacji o 1 p.p. podwyższa stopę procentową łącznie (długookresowo) o około 3,2 p.p., z czego w danym kwartale o ok. 0,26 p.p.,
- wpływ luki produkcyjnej jest słaby – podwyższenie luki produkcyjnej o 1 p.p. podwyższa stopę procentową łącznie o ok. 0,5 p.p., z czego w danym kwartale jedynie o ok. 0,04 p.p.,
- występuje silne wygładzanie stóp procentowych.

Zbliżone rezultaty otrzymano przyjmując inne sposoby pomiaru luki produkcyjnej (filtr Hodricka-Prescotta lub oparcie o szereg wartości dodanej brutto z pominięciem rolnictwa i usług nierynkowych zamiast PKB) – zob. Załącznik 1.

WYNIKI – REGUŁA *FORWARD LOOKING*

Następnie oszacowano regułę Taylora z wyprzedzającą reakcją na inflację oraz wygładzaniem stóp procentowych (tj. równanie (6)), w dwóch wariantach:

- stosując w charakterze zmiennych instrumentalnych wyłącznie opóźnienia zmiennych objaśniających,
- stosując w charakterze zmiennych instrumentalnych dodatkowo wspólne czynniki (tzw. podejście *data-rich*).

Wyniki estymacji początkowej wersji równania, z zastosowaniem estymatora GMM-CUE, w oparciu o podejście *data-rich* prezentują się następująco¹⁴:

¹⁴ Pod oszacowaniami znajdują się statystyki t-Studenta, obliczone w oparciu o błędy szacunku parametrów odporne na heteroskedastyczność i autokorelację (tzw. estymator HAC). *J-test* i *Anderson* oznaczają statystyki odpowiednio: testu J (Hansena) i testu Andersona-Rubina z poprawką na wielokrotną aktualizację macierzy wag (szczegółowy opis tych testów przedstawia np. Hall, 2005, s. 44-47 i s. 300 i nast.). Obok statystyk testowych, w nawiasach podano empiryczny poziom istotności.

$$i_t = 0,299 + 0,934 i_{t-1} + 0,335 E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^{CEL}) + 0,0012 x_t,$$

2,9 68,8 7,3 0,2

$$R^2 = 0,986 \quad R_{skoryg}^2 = 0,985$$

$$J - test = 5,7(46\%), \quad Anderson = 15,5(3\%).$$

Instrumenty: $(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{CEL}), (\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^{CEL}), (\pi_{t-3} - \pi_{t-3}^{CEL}), (\pi_{t-4} - \pi_{t-4}^{CEL}),$
 $f1_{t-1}, f1_{t-2}, f2_{t-1}, f2_{t-2}, f3_{t-1}, f3_{t-2}, x_{t-1}$

Znaki oszacowanych parametrów są poprawne ekonomicznie a stopień objaśnienia jest wysoki. Jednak parametr opisujący wpływ luki produkcyjnej jest nieistotny statystycznie (na 5% poziomie istotności). Wartość statystyki testu J (Hansena) nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej iż przyjęte warunki ortogonalności są spełnione, ponadto w teście Andersona-Rubina stwierdzamy silny wpływ instrumentów na endogeniczne zmienne objaśniające. Świadczy to o poprawnym doborze instrumentów.

W tej sytuacji postanowiono usunąć z równania nieistotną zmienną – lukę produkcyjną, pozostawiając bez zmian zestaw instrumentów. Otrzymano w ten sposób następujące rezultaty:

$$i_t = 0,298 + 0,934 i_{t-1} + 0,341 E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^{CEL}),$$

1,7 69,5 6,6

$$R^2 = 0,986 \quad R_{skoryg}^2 = 0,985$$

$$J - test = 5,7(0,57) \quad Anderson = 21,3(0,007)$$

Instrumenty: $(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{CEL}), (\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^{CEL}), (\pi_{t-3} - \pi_{t-3}^{CEL}), (\pi_{t-4} - \pi_{t-4}^{CEL}),$
 $f1_{t-1}, f1_{t-2}, f2_{t-1}, f2_{t-2}, f3_{t-1}, f3_{t-2}, x_{t-1}$

Model w wersji przedstawionej powyżej jest poprawny od strony ekonomicznej i statystycznej. Na jego podstawie można wyciągnąć następujące wnioski:

- reakcja polityki pieniężnej na inflację jest silna i istotna statystycznie – podwyższenie inflacji o 1 p.p. podwyższa stopę procentową łącznie (długookresowo) o ok. 5,1 p.p., z czego w danym kwartale o ok. 0,34 p.p.,

- luka produkcyjna nie ma istotnego wpływu na restrykcyjność polityki pieniężnej,
- występuje silne wygładzanie stóp procentowych.

W celu zbadania odporności wyników oszacowano inne warianty równania. Podobnie jak dla reguły bieżącej, wyniki nie są wrażliwe na zmianę sposobu pomiaru luki produkcyjnej (zob. Załącznik 2, Tabl. 3). Ponadto zarówno oceny parametrów długookresowych¹⁵ jak i własności statystyczne równania są odporne względem doboru instrumentów (zob. Załącznik 2, Tabl. 3).

Następnie oszacowano równanie reguły Taylora typu *forward looking* stosując w charakterze zmiennych instrumentalnych jedynie opóźnienia zmiennych objaśniających (podobnie jak poprzednio używając estymatora GMM-CUE).

Wyniki przedstawiono poniżej.

$$i_t = 0,336 + 0,926 i_{t-1} + 0,341 \mathbf{E}_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^{CEL}) + 0,0019 x_t,$$

3,0 65,6 6,8 0,3

$$R^2 = 0,986 \quad R_{skoryg}^2 = 0,985$$

$$J - test = 4,7(0,32) \quad Anderson = 11,8(0,04)$$

Instrumenty: $(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{CEL}), (\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^{CEL}), (\pi_{t-3} - \pi_{t-3}^{CEL}), (\pi_{t-4} - \pi_{t-4}^{CEL}), x_{t-1}, x_{t-2}$

Uzyskane wyniki są zbliżone do tych, które oszacowano za pomocą wariantu *data-rich* – znaki oszacowanych parametrów są zgodne z oczekiwaniami a wpływ luki produkcyjnej jest nieistotny statystycznie (na 5% poziomie istotności). Testy wskazują również na poprawność doboru instrumentów, choć wynik w teście Andersona-Rubina jest blisko granicy statystycznej istotności.

Podobnie jak we wcześniejszych wariantach, postanowiono usunąć z równania nieistotną zmienną – lukę produkcyjną, pozostawiając bez zmian zestaw instrumentów, otrzymując w ten sposób następujące rezultaty:

$$i_t = 0,333 + 0,925 i_{t-1} + 0,352 \mathbf{E}_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^{CEL})$$

3,0 65,6 10,3

¹⁵ Można zauważyć, że parametr wygładzania stóp procentowych jest stosunkowo wrażliwy na zmiany zestawu instrumentów. Naszym zdaniem nie zmienia to jednak głównych wniosków, gdyż stabilne pozostają wartości parametrów długookresowych.

$$R^2 = 0,986 \quad R_{skoryg}^2 = 0,985$$

$$J - test = 4,7(0,45) \quad Anderson = 20,6(0,002)$$

Instrumenty: $(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{CEL}), (\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^{CEL}), (\pi_{t-3} - \pi_{t-3}^{CEL}), (\pi_{t-4} - \pi_{t-4}^{CEL}), x_{t-1}, x_{t-2}$

Otrzymane wyniki są poprawne ekonomicznie. Biorąc pod uwagę stopień objaśnienia, istotność parametrów oraz statystyki testu J i testu Andersona-Rubina, stwierdzamy również poprawność statystyczną wyników. Oszacowane równanie pozwala wyciągnąć następujące wnioski:

- reakcja polityki pieniężnej na inflację jest silna i istotna statystycznie – podwyższenie inflacji o 1 p.p. podwyższa stopę procentową łącznie (długookresowo) o ok. 4,7 p.p., z czego w danym kwartale o ok. 0,35 p.p.,
- luka produkcyjna nie ma istotnego wpływu na restrykcyjność polityki pieniężnej,
- występuje silne wygładzanie stóp procentowych.

Z porównania tych wyników z wynikami podejścia *data-rich*, można wyciągnąć dwa interesujące wnioski. Po pierwsze – w obu podejściach otrzymano zbieżne wyniki: luka produkcyjna nie wpływa istotnie na stopy procentowe, również wartości pozostałych parametrów są bardzo zbliżone. Po drugie – w świetle wskazań testów Hansena i Andersona-Rubina, wydaje się, że zastosowanie wspólnych czynników w charakterze zmiennych instrumentalnych nie poprawia własności statystycznych równania. Wniosek taki nie jest zgodny z oczekiwaniami oraz wnioskami Kapetaniosa i Marcellino (2010) i jako taki zatem powinien zostać zweryfikowany dla innych zakresów próby a zwłaszcza dla innych zestawów zmiennych tworzących wspólne czynniki.

Z drugiej strony, wydaje się, że podejście *data-rich* jest celowe ekonomicznie, a więc powinno być stosowane nawet gdy nie zmienia znacząco oszacowań parametrów. Dzięki niemu można bowiem za pomocą prostej reguły uwzględnić również przypadek, gdy władze monetarne biorą pod uwagę dużą liczbę wskaźników gospodarczych.

ZAKOŃCZENIE

W opracowaniu oszacowano równanie reguły polityki pieniężnej dla Polski, przyjmując jako wyjściową specyfikację regułę Taylora z wygładzaniem stóp procentowych – w wersji standardowej (bieżąca reakcja na inflację i lukę) i *forward looking* (reakcja na przyszłą inflację). Otrzymane

wyniki wskazują, że parametry polskiej reguły odbiegają od przyjętych w oryginalnej pracy Taylora.

Wyniki dla obu postaci są zbliżone i wskazują, że polskie władze monetarne bardzo silnie reagują na odchylenie inflacji od celu – trwały wzrost inflacji o 1 p.p. powoduje wzrost stóp procentowych o około 3 p.p. (reguła bieżąca) lub o około 5 p.p. (reguła *forward looking*). Natomiast reakcja na lukę produkcyjną jest bardzo słaba (reguła standardowa) lub nieistotna statystycznie (reguła *forward looking*). Można również stwierdzić, że reakcja banku centralnego jest rozłożona w czasie (wygładzanie stóp procentowych powyżej 90%).

Szczegółowa analiza wyników pozwala również stwierdzić, że wyniki są odporne na zmianę próby oraz zmianę sposobu obliczania luki produkcyjnej.

LITERATURA

- Baranowski P., Leszczyńska A., Szafrąński G. (2010), *Krótkookresowe prognozowanie inflacji z użyciem modeli czynnikowych*, „Bank i Kredyt”, Vol. 41, No. 4.
- Bernanke B., Boivin J. (2003), *Monetary policy in a data-rich environment*, „Journal of Monetary Economics”, Vol. 50, No. 3.
- Bernanke B., Laubach T., Mishkin F., Posen A. (2001), *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton University Press, Princeton, Oxford.
- Brainard W. (1967), *Uncertainty and the Effectiveness of Monetary Policy*, „American Economic Review”, Vol. 57, No. 2.
- Boivin J., Ng S. (2006), *Are more data always better for factor analysis?*, „Journal of Econometrics”, Vol. 132, No. 1.
- Canova F. (2007), *Methods of Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press, Princeton, Oxford.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. (1998), *Monetary policy rules in practice. Some international evidence*, „European Economic Review”, Vol. 42.
- Favero C. A., Marcellino M., Neglia F. (2005), *Principal components at work: the empirical analysis of monetary policy with large data sets*, „Journal of Applied Econometrics”, Vol. 20, No. 5.
- Hansen L., Heaton J., Yaron A. (1996), *Finite-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators*, „Journal of Business & Economic Statistics”, Vol. 14, No. 3.
- Hall A. (2005), *Generalised Method of Moments*, Oxford University Press.

- Kapetanios G., Marcellino M. (2010), *Factor-GMM estimation with large sets of possibly weak instruments*, Computational Statistics and Data Analysis, Vol. 54.
- Kotłowski J. (2008), *Forecasting inflation with dynamic factor model: the case of Poland*, Department of Applied Econometrics Working Paper No. 24, Warsaw School of Economics.
- Krajewski P., Baranowski P. (2006), *Wprowadzenie i realizacja strategii bezpośredniego celu inflacyjnego w Polsce*, Instytut Ekonomii UŁ, Łódź.
- Osińska M. (2000), *Ekonometryczne modelowanie oczekiwań gospodarczych*, UMK, Toruń.
- Stock J., Wright J., Yogo M. (2002), *A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments*, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 20, No. 4.
- Stock J., Watson M. (2006), *Forecasting with many predictors*, [w:] G. Elliott, C.W.J. Granger, A. Timmermann (ed.), *Handbook of Economic Forecasting*, Elsevier, Amsterdam, Vol. 1.
- Svensson L.E.O. (1997), *Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets*, „European Economic Review”, Vol. 41.
- Svensson L.E.O. (2011), *Inflation targeting*, [w:] B.M. Friedman, M. Woodford (ed.), *Handbook of Monetary Economics, Volume 3a and 3b*, Elsevier.
- Taylor J.B. (1993), *Discretion Versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Series on Public Policy, Vol. 39.
- Raport o Inflacji, czerwiec 2010*, NBP.
- Welfe A. (2009), *Ekonometria*, PWE, Warszawa.

Dodatek 1: Opis zmiennych użytych do analizy czynnikowej

Wykorzystano 46 szeregów o częstotliwości kwartalnej, odsezonowanych przy pomocy procedury Tramo-Seats¹⁶ i przekształconych do szeregów stacjonarnych. Zmienne, po wprowadzeniu opóźnień publikacyjnych (tzn. opóźnień stosownie do kalendarza udostępniania danych statystycznych) zostały następnie wystandaryzowane.

Warto dodać, że w pracach empirycznych wykorzystujących zmienne czynnikowe stosuje się większy zbiór danych, najczęściej rzędu 100-200 zmiennych. Badania Boivin i Ng (2006) sugerują, iż większy zbiór danych niekoniecznie jest lepszym wyborem, bowiem w zaproponowanym przez nich eksperymencie prognostycznym mniejszy zbiór danych pozwalał uzyskać lepsze prognozy. Z tego względu wydaje się, że 46 szeregów jest wystarczające dla niniejszego badania.

Ze zbioru 46 tak przekształconych zmiennych wyznaczono 2 główne składowe (odpowiednio: f_1 i f_2), przy pomocy klasycznej metody głównych składowych (*Principal Components*).

Tabl. 1: Zestawienie szeregów wykorzystanych do konstrukcji głównych składowych (f_1 i f_2)

Nazwa grupy	Liczba szeregów	Transformacja	Opóźnienie publik.	Źródło	Uwagi
Wskaźniki koniunktury	19	Przyrost	0 kwart.	GUS	(1)
Stopy WIBOR (<i>term structure</i>)	2	Brak	0 kwart.	Reuters	(2)
Ceny surowców na rynkach świat.	5	Przyrost lub brak	0 kwart.	MFW	(1)
PKB i jego składniki	6	Tempo	1 kwart.	GUS	
Rynek pracy	6	Tempo lub brak	1 kwart.	GUS	
Kursy walutowe	3	Tempo	0 kwart.	NBP	(2)
Inne	2	Brak	1 kwart.	GUS	
PKB zagraniczne	3	Tempo	1 kwart.	Eurostat	(4)

UWAGI: (1) – dane miesięczne, zagregowane; (2) – dane dzienne, zagregowane; (3) – PPI, dynamika sprzedaży detalicznej i hurtowej; (4) – Niemcy, strefa Euro, Stany Zjednoczone. Źródło: opracowanie własne.

¹⁶ Odsezonowanie szeregów wykonał Michał Makowski, przy pomocy pakietu Demetra.

Załącznik 1: Wrażliwość wyników – reguła bieżąca

Tabl. 2: Szacunki reguły z wykorzystaniem różnych miar luki produkcyjnej

Sposób obliczania luki produkcyjnej	PKB		W.D. bez roln. i usł. nierynk.		Brak luki prod.
	filtr HP		trend	filtr HP	
Zmienna	Oceny parametrów (statystyki t-Studenta)				
i_{t-1}	0,925 (39,5)	0,914 (33,6)	0,918 (33,6)	0,936 (38,2)	
$\pi_t - \pi_t^{CEL}$	0,230 (2,9)	0,285 (3,6)	0,267 (3,5)	0,358 (5,3)	
x_t	0,072 (2,6)	0,026 (1,7)	0,047 (2,3)	–	
(stała)	0,340 (1,5)	0,430 (1,6)	0,398 (1,6)	0,258 (1,0)	
R^2	0,977	0,976	0,977	0,974	
$LM(1)$ (p-value)	0,785 (38%)	1,34 (25%)	0,91 (34%)	1,52 (22%)	
$LM(2)$ (p-value)	1,37 (50%)	1,86 (39%)	1,30 (52%)	1,96 (38%)	

Źródło: obliczenia własne.

Załącznik 2: Wrażliwość wyników – reguła forward looking

Tabl. 3: Szacunki reguły z wykorzystaniem różnych miar luki produkcyjnej (reguła wyprzedzająca, podejście data-rich)

Sposób obliczania luki produkcyjnej	PKB		W.D. bez roln. i usł. nierynk.	
	filtr HP		trend	filtr HP
Zmienna	Oceny parametrów (statystyki t-Studenta)			
i_{t-1}	0,934 (69,6)	0,934 (68,6)	0,935 (69,8)	
$E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^{CEL})$	0,337 (6,9)	0,332 (7,9)	0,330 (7,8)	
x_t	0,0018 (0,2)	0,0009 (0,2)	0,0018 (0,2)	
(stała)	0,296 (2,1)	0,293 (2,9)	0,288 (2,9)	
R^2	0,986	0,987	0,987	
J -test	5,6 (46%)	5,8 (44%)	5,8 (45%)	
Anderson	17,1 (2%)	16,1 (2%)	16,8 (2%)	

Instrumenty: $(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{CEL}), (\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^{CEL}), (\pi_{t-3} - \pi_{t-3}^{CEL}), (\pi_{t-4} - \pi_{t-4}^{CEL}),$
 $f1_{t-1}, f1_{t-2}, f2_{t-1}, f2_{t-2}, f3_{t-1}, f3_{t-2}, x_{t-1}$

Źródło: obliczenia własne.

Tabl. 3: Szacunki reguły z wykorzystaniem innych zestawów instrumentów (reguła wyprzedzająca, podejście *data-rich*)

Zmienna	Oceny parametrów (statystyki t-Studenta)			
i_{t-1}	0,916 (76,2)	0,934 (55,5)	0,957 (71,6)	0,943 (53,0)
$E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^{CEL})$	0,297 (7,6)	0,370 (6,4)	0,299 (5,2)	0,373 (4,3)
x_t	0,0027 (0,4)	0,0031 (0,4)	0,0044 (0,5)	0,020 (1,1)
(stała)	0,412 (2,1)	0,342 (3,0)	0,171 (1,7)	0,302 (2,1)
R^2	0,977	0,980	0,987	0,981
$\pi_t - \pi_t^{CEL}$	<i>t-1, t-2, t-3</i>	<i>t-1, t-2, t-3</i>	<i>t-1, t-2, t-3, t-4</i>	<i>t-1, t-2</i>
x_t	<i>t-1, t-2</i>	<i>t-1</i>	<i>t-1, t-2, t-3, t-4</i>	–
$f1$	<i>t-1, t-2, t-3</i>	<i>t-1, t-2, t-3</i>	<i>t-1</i>	<i>t-1, t-2</i>
$f2$	<i>t-1, t-2, t-3</i>	–	<i>t-1</i>	<i>t-1, t-2</i>
$f3$	–	–	–	–
<i>J-test</i>	7,7 (56%)	5,8 (33%)	8,0 (44%)	3,0 (56%)
<i>Anderson</i>	19,1 (4%)	17,8 (0,6%)	15,4 (8%)	14,0 (2%)

Źródło: obliczenia własne.

