

Paweł BARANOWSKI*

WYKORZYSTANIE DANYCH TYPU REAL TIME DO OSZACOWANIA PARAMETRÓW REGUŁY TAYLORA DLA POLSKI¹

1. Wprowadzenie

Celem niniejszego opracowania jest próba opisu polskiej polityki pieniężnej. Dokonamy tego przy pomocy modelu opisującego jeden z instrumentów polityki pieniężnej, jakim jest krótkookresowa stopa procentowa. Specyfikacja powyższego modelu opiera się o koncepcję reguły stopy procentowej zaproponowanej przez J.B. Taylora (1993).

Struktura opracowania jest następująca.

Początkowo przedstawimy problematykę reguł polityki gospodarczej, a następnie opiszemy teoretyczne przesłanki i najważniejsze wątpliwości związane z konstrukcją reguły Taylora. Następnie zaprezentujemy krótki opis wybranych zagadnień związanych z próbami ekonometrycznego szacowania parametrów omawianej reguły. Jednym z nich jest sugestia A. Orphanidesa (2001), aby wykorzystać jedynie dane tzw. *real-time*, tzn. dostępne decydom polityki pieniężnej w danym okresie (co wymaga uwzględnienia terminów ogłoszenia danych ostatecznych oraz rewizji wstecz). W kolejnej części opiszemy więc zastosowaną metodologię konstrukcji takiego szeregu luki PKB. W ostatniej części przedstawimy zastosowaną specyfikację oraz wyniki estymacji parametrów reguły Taylora typu *backward looking*. Skonfrontujemy przy tym warianty oparte o lukę obliczoną na podstawie danych *real-time* i na podstawie aktualnego szeregu PKB (*ex-post*). Na koniec przedstawimy interpretację wyników wraz z dyskusją odnośnie skuteczności polityki pieniężnej prowadzonej na podstawie oszacowanej reguły Taylora.

* dr, adiunkt w Katedrze Ekonometrii UŁ.

¹ Opracowanie powstało w ramach projektu badawczego pt. *Polityka fiskalna i monetarna w okresie akcesji do strefy euro - scenariusze i wyzwania*, finansowanego ze środków na naukę w latach 2006-2008.

2. Reguła Taylora jako teoretyczna koncepcja opisu polityki pieniężnej

Debata nad stosowaniem reguł polityki gospodarczej toczy się od lat. Wydaje się, że dotyczy ona w przeważającej mierze polityki pieniężnej, w mniejszym stopniu – polityki fiskalnej².

Dyskusja ta, często określana w literaturze mianem „reguły kontra uznaniowość” (ang. *discretion versus rules*) powróciła pod koniec lat siedemdziesiątych XX wieku. W owym czasie ramy analizy wyznaczał model dynamicznej niespójności w czasie polityki pieniężnej. Model ten, sformułowany po raz pierwszy przez Kydlanda i Prescottta, opisuje grę prowadzoną pomiędzy władzami monetarnymi a wyposażonym w racjonalne oczekiwania sektorem gospodarstw domowych (zob. np.: B. Snowdon *et al.* 1998, rozdz. 5.4.3, s. 216-221; D. Romer, 2000, rozdz. 9.4, s. 433-438; N. Acocella, 2002, rozdz. 19.1, s. 524-528).

W modelu Kydlanda-Prescottta dyskrejonalna polityka pieniężna przejawia tendencję do nadmiernej ekspansji monetarnej, w celu osiągnięcia wyższej aktywności ekonomicznej. Jednak uczestnicy rynku w pełni antycypują tę „pokusę nadużycia”, wskutek czego wzrost aktywności nie następuje, następuje natomiast wzrost inflacji. Takie rozwiązanie pozwala osiągnąć trwałą równowagę, aczkolwiek ze względu na stosunkowo wysokie koszty inflacji zmniejsza efektywność gospodarki.

W celu zmniejszenia „przechyłu inflacyjnego” (ang. *inflation bias*) zaproponowano kilka rozwiązań³. Wśród nich istotną rolę odgrywają reguły polityki pieniężnej.

Reguły polityki pieniężnej można podzielić na dwie główne kategorie - odnoszące się do celów (ang. *targeting rule*) bądź instrumentów (ang. *instrument rule*) polityki pieniężnej (por. np. A. Wojtyła, 2004, s. 144-145).

W grupie reguł określających kształtowanie się instrumentów polityki pieniężnej znajdujemy niemal wyłącznie reguły stopy procentowej. Tego typu regułę wprowadził już na przełomie XIX i XX wieku Knut Wicksell. Jego reguła postulowała dodatnią zależność pomiędzy stopą procentową a ogólnym poziomem cen (zob. M. Woodford, 2003, s. 37-39).

Niemal wszystkie współczesne reguły stopy procentowej wywodzą się z prostego równania zaproponowanego przez J.B. Taylora (1993). Równanie to, nazwane później „regułą Taylora” (ang. *Taylor rule* lub *Taylor principle*), wiąże wysokość krótkookresowych stóp

² W literaturze polskiej przegląd reguł polityki fiskalnej i kontrowersje z nimi związane przedstawia np. M. Mackiewicz (2006).

³ Szerzej rozwiązania te omawia np. C. Walsh (2003, s. 378 i nast.).

procentowych z odchyleniami inflacji i PKB od poziomu docelowego (pożądanego) – odpowiednio: „celu inflacyjnego”⁴ oraz potencjalnego PKB:

$$i_t = \bar{i} + \phi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}_t) + \phi_x x_t \quad (1)$$

gdzie:

i_t – stopa procentowa w okresie t ,

π_t – stopa inflacji w okresie t (rocznie, w %),

$\bar{\pi}_t$ – cel inflacyjny w okresie t (w %),

x_t – luka PKB w okresie t (odchylenie PKB od poziomu potencjalnego, w %),

$\phi_\pi, \phi_x, \bar{i}$ – parametry strukturalne.

Po skalibrowaniu parametrów przez Taylora (1993), reguła ta wyglądała następująco⁵:

$$i_t = 4 + 1,5(\pi_t - 2) + 0,5x_t \quad (2)$$

Zwróćmy uwagę, że bank centralny nie obserwuje bieżącej inflacji ani luki PKB. Dostępne dane statystyczne publikowane są z opóźnieniem. Przykładowo, w Polsce wstępne informacje o dynamice kwartalnego PKB publikowane są z około 2 miesięcznym opóźnieniem (w stosunku do końca kwartału), w przypadku inflacji opóźnienie to sięga 2 tygodni. Jeśli więc decyzje banku centralnego podejmuje się w oparciu o oficjalne publikacje danych statystycznych, wówczas stosowane opóźnienia powinny zostać uwzględnione w modelu.

Wariant taki nosi nazwę „*backward looking*”:

$$i_t = \bar{i} + \phi_\pi(\pi_{t-k} - \bar{\pi}_{t-k}) + \phi_x x_{t-l} \quad (3)$$

gdzie:

k, l – rząd opóźnień, odpowiednio: odchylenia inflacji od celu oraz luki PKB,

pozostałe oznaczenia nie ulegają zmianie.

Podejście *backward looking* nie jest jedynym możliwym ujęciem reguły Taylora. Krytycy tego podejścia podkreślają fakt, że polityka pieniężna oddziałuje z opóźnieniem. W takiej sytuacji obecne ruchy stóp procentowych powinny raczej odzwierciedlać przyszłe,

⁴ Cudzysłów stosujemy celowo, gdyż Taylor przedstawił swoją regułę jako opis polityki pieniężnej prowadzonej w Stanach Zjednoczonych, gdzie cel inflacyjny nie jest ogłaszany (zob. np. R. Kokoszcyński, 2004, s. 72-75).

⁵ W celu zachowania przejrzystości artykułu, stosujemy ujednoliconą notację, co powoduje, że różni się ona nieznacznie w stosunku do cytowanych prac.

oczekiwane wartości zmiennych. Otrzymujemy w ten sposób wariant określany jako „wyprzedzający”⁶ („*forward looking*”):

$$i_t = \bar{i} + \phi_\pi(E(\pi_{t+n}|\Omega_t) - \bar{\pi}_t) + \phi_x E(x_{t+m}|\Omega_t) \quad (4)$$

gdzie:

n, m – horyzont czasowy prognoz odpowiednio: inflacji oraz luki PKB,
 E – operator oczekiwań (oznaczenie wartości oczekiwanej),
 Ω_t – zasób informacji dostępny w okresie t ,
pozostałe oznaczenia nie ulegają zmianie.

Sama koncepcja *forward looking* była znana w ekonomii przed pojawieniem się reguły Taylora i była związana z hipotezą racjonalnych oczekiwań. Do omawianej reguły po raz pierwszy włączyli ją R. Clarida *et al.* (1998).

Innym aspektem dynamiki równania Taylora jest hipoteza o wygładzonym przebiegu ścieżki stóp procentowych (ang. *interest rate smoothing*). Zgodnie z nią zmiany stóp procentowych są rozłożone w czasie, tak że pojedyncze zmiany są niewielkie.

Zachowanie takie opisuje model częściowych dostosowań, który można zapisać w następującej postaci (por. np. C. Walsh, 2003, s. 547-548; M. Woodford, 2003, s. 40-41):

$$\Delta i_t = (1 - \rho)(i_t^* - i_{t-1}) \quad (5)$$

gdzie:

i_t^* – stopa procentowa wynikająca z reguły Taylora (1), (2) bądź (3),
 ρ – parametr dostosowań z przedziału (0,1),
pozostałe oznaczenia nie ulegają zmianie.

Jak wynika z powyższego zapisu, zmiana stopy procentowej w bieżącym okresie stanowić będzie jedynie $(1 - \rho)$ część zmiany stóp procentowych która wynika z reguły Taylora. Dalsze dostosowania nastąpią w późniejszych okresach, przy czym ich wielkość będzie malała w postępie geometrycznym.

Taki mechanizm reakcji stopy procentowej na zmianę warunków gospodarczych może świadczyć o ostrożności banku centralnego, wydawałoby się nadmiernej i zmniejszającej skuteczność polityki pieniężnej. Taka reakcja może być jednak uzasadniona w przypadku, gdy

⁶ A. Wojtyna (2004, s. 272) używa nazwy „nakierunkowany na przyszłość”.

zmienne objaśniające występujące w regule Taylora (zwłaszcza oszacowania luki PKB) są mierzone ze znacznym błędem (zob. L.E.O. Svensson, M. Woodford, 2003) lub gdy władze monetarne nie znają „prawdziwego” modelu gospodarki (np. ocen jego parametrów).

3. Reguła Taylora – krótki przegląd podejść empirycznych

Jedną z pierwszych wątpliwości dotyczących empirycznych weryfikacji reguły Taylora jest rodzaj stopy procentowej podlegającej objaśnieniu. Wydaje się, że wykorzystanie oficjalnych stóp procentowych nie jest najlepszym podejściem do opisu sposobu prowadzenia polityki pieniężnej. Często podkreśla się, że najważniejszym narzędziem prowadzenia polityki pieniężnej są operacje otwartego rynku, wpływające na krótkookresową rynkową stopę procentową (por. np. F. Mishkin, 2002, rozdz. 18, s. 569 i nast.). Tak więc taki rodzaj stopy procentowej pozwoli całościowo zmierzyć restrykcyjność polityki pieniężnej i jest najczęściej wykorzystywany w badaniach empirycznych.

Modele opisujące oficjalne stopy procentowe mogą być jednak wykorzystane w innych celach, zwłaszcza do prognozowania zmian oficjalnych stóp procentowych. Ciekawe wydaje się wykorzystanie w tym celu modeli dyskretnych zmiennych uporządkowanych (*ordered logit* lub *ordered probit*). Przy pomocy takich modeli dokonano m. in. analizy decyzji Europejskiego Banku Centralnego (K. Carstensen, 2006) oraz Narodowego Banku Polskiego (J. Kotłowski, 2006).

Z wariantem *backward* reguły Taylora wiąże się wątpliwość odnośnie danych wykorzystywanych przez bank centralny. A. Orphanides (2001) zauważył, że prawidłowe odwzorowanie procesu decyzyjnego banku centralnego jest możliwe gdy korzysta się wyłącznie z danych dostępnych bankowi centralnemu w momencie podejmowania decyzji (tzw. *real-time data*). Najświeższe dane statystyczne udostępniane są jako wstępne, po czym zwykle po upływie kilku miesięcy są nieznacznie korygowane. Znacznie głębsze rozbieżności pomiędzy danymi *real-time* oraz *ex-post* (czyli opartych o najbardziej aktualne szeregi) wynikają z rewizji danych wstecz. Dlatego, poza uwzględnieniem stosownych opóźnień, w każdym okresie powinno się wykorzystywać osobne szeregi zmiennych objaśniających. W badaniu Orphanidesa różnice dotyczyły głównie szeregu PKB⁷. Co więcej, różnice pomiędzy szeregami PKB: *real-time* oraz *ex-post* pogłębiły się, jeśli porównywać oszacowane na ich podstawie szeregi luki PKB. Podobne rezultaty osiągnięto w kolejnych badaniach opartych o szeregi *real-time* (np. A. Orphanides, 2003; J. Reade, 2006).

⁷ Podobnie jest w przypadku danych dla gospodarki Polski.

Problemem przy oszacowaniu reguły Taylora typu *forward* jest brak danych odnośnie prognoz banku centralnego⁸. W takim przypadku wszelkie analizy empiryczne wymagają przyjęcia założenia o sposobie formułowania prognoz. Ponadto, podobnie jak w podejściu *backward looking*, prawidłowy opis polityki pieniężnej powinien wykorzystywać dane typu *real-time*. Jednak w tym przypadku dane te nie są wykorzystywane bezpośrednio w równaniu, lecz stanowią podstawę do sporządzania prognoz.

W kolejnej części opracowania zaprezentujemy jedynie warianty *backward* reguły Taylora. Oszacowania reguły Taylora w wersji „wyprzedzającej” (*forward*), z użyciem danych typu *real-time* będą stanowić dalsze kierunki naszych badań.

4. Metodologia obliczania luki PKB w oparciu o dane typu *real-time*

Szacunki luki produkcyjnej (zwanej także luką PKB) oparto o szeregi kwartalnego PKB *real-time* (o rosnącej długości, dostępne w danym kwartale). Do konstrukcji szeregów wykorzystano: bieżące komunikaty oraz informacje o rewizjach – zawarte na stronie internetowej Głównego Urzędu Statystycznego (www.stat.gov.pl) oraz publikacje *Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto...* (różne wydania).

Na podstawie odpowiedniego szeregu kwartalnego PKB wyznaczono szeregi potencjalnego PKB w oparciu o modele trendu deterministycznego⁹:

$$y_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^3 a_{1+i} z_{i,t} \quad (6)$$

$$y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \sum_{i=1}^3 a_{2+i} z_{i,t} \quad (7)$$

gdzie:

a_0, a_1, \dots - oceny parametrów strukturalnych równania,

y_t – logarytm naturalny PKB w cenach stałych (szereg typu *real-time*),

t - zmienna czasowa,

$z_{i,t}$ - zmienne zerojedynkowe przyjmujące wartość jednostkową dla i -go kwartału

(zastosowane ze względu na silną sezonowość opisywanego zjawiska).

Standardowo lukę PKB obliczono jako odchylenie PKB od poziomu potencjalnego:

⁸ W Polsce takich danych może dostarczyć projekcja inflacyjna. Jest ona jednak publikowana regularnie dopiero od sierpnia 2004 r. i stanowi prognozę warunkową przy dość krępującym założeniu, że stopy procentowe nie zmieniają się.

⁹ Każdorazowo wyboru modelu dokonano przy pomocy kryterium informacyjnego Schwarza.

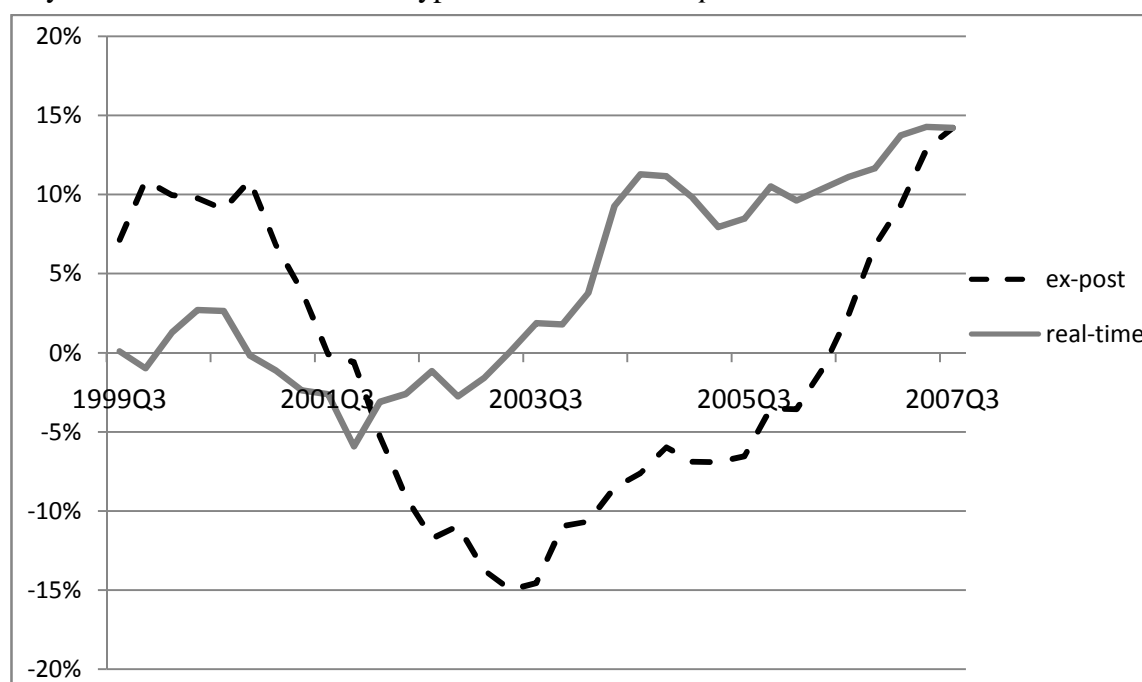
$$x_t = (y_t - \hat{y}_t^p) \quad (8)$$

\hat{y}_t^p - wartości teoretyczne oszacowane na podstawie modelu trendu (6) bądź (7), wyrażające oceny produkcji potencjalnej, pozostałe oznaczenia nie ulegają zmianie.

W podobny sposób oszacowano szereg luki PKB typu *ex-post* (według danych dostępnych na dzień 1 grudnia 2007 r.)¹⁰.

Porównanie szacunków luki PKB otrzymanej na podstawie danych typu *real-time* oraz *ex-post* przedstawiamy na poniższym wykresie:

Wykres 1: Szacunki luki PKB typu *real-time* oraz *ex-post*.



Źródło: szacunki własne na podstawie danych GUS.

Jak wynika z powyższego wykresu, różnice pomiędzy oszacowaniami luki PKB dla danych typu *real-time* oraz *ex-post* są znaczące. Świadczy o tym także bardzo niski współczynnik korelacji liniowej (równy ok. 0,2).

Dlatego też zbudujemy równoległe dwa warianty reguły Taylora – jeden w oparciu o dane *real-time*, drugi – o dane *ex-post*.

¹⁰ Do wyznaczenia produkcji potencjalnej zastosowano wówczas model (7).

5. Empiryczne szacunki reguły Taylora dla Polski

Do oszacowania parametrów reguły Taylora wykorzystamy dane kwartalne obejmujące okres od 1 kwartału 1999 roku do 3 kwartału 2007 roku. Dane odnośnie inflacji pochodzą ze strony internetowej Głównego Urzędu Statystycznego (www.stat.gov.pl), zaś dane o stopie procentowej WIBOR (1 miesięczny) – z serwisu Bloomberg.

Ze względu na możliwość regresji pozornych, postuluje się, aby szeregi czasowe użyte do klasycznej analizy regresji posiadały cechę stacjonarności. Badanie pod kątem stacjonarności przeprowadzimy przy pomocy testów: *ADF* (ang. *Augmented Dickey Fuller*) oraz *KPSS* (od nazwisk autorów: Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shin). W pierwszym z zastosowanych testów hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność, podczas gdy w drugim – stacjonarność (G. Maddala, 2006, s. 616 i nast.; A. Welfe, 2003, s. 346-348). Na podstawie obydwu powyższych testów przeprowadzimy łączne wnioskowanie (tzw. analiza potwierdzająca), co pozwoli poprawić jakość wnioskowania w obliczu niskich mocy tych testów.

Wyniki zastosowanych testów przedstawiamy w poniższej Tabelicy¹¹:

Tablica 1: Wartości statystyk testów stacjonarności dla zmiennych: stopy procentowej, odchylenie inflacji od celu, luki PKB *ex-post* oraz luki PKB *real-time*^{a)}.

Test	Zmienna			
	i_t	$\pi_t - \bar{\pi}_t$	x_t	x_t^*
<i>ADF</i>	-3,86 **	-1,83 *	-2,56 **	-4,44 ***
<i>KPSS</i>	0,104	0,136	0,194 **	0,129 *

a) zmienne:

i_t – średniokwartalna stopa procentowa WIBOR (1 miesięczny),

$\pi_t - \bar{\pi}_t$ – odchylenie inflacji CPI (kwartał do analogicznego kwartału poprzedniego roku) od celu inflacyjnego,

x_t - luka PKB w ujęciu rocznym, obliczona na podstawie danych *ex-post*,

x_t^* - luka PKB w ujęciu rocznym, obliczona na podstawie danych *real-time*,

symbole:

*, **, *** oznacza odrzucenie hipotezy zerowej na odpowiednio na: 10%, 5%, 1% poziomie istotności.

Źródło: obliczenia własne przy pomocy programu EViews 6.

¹¹ Stosujemy procedurę doboru postaci równania testowego zaproponowaną przez W. Endersa (2004, s. 213).

Ze względu na bardzo niską moc powyższych testów w krótkich próbach wnioski wyciągać będziemy przy założeniu 10% poziomu istotności. Przedstawione powyżej rezultaty testów wskazują, że w takim przypadku¹²:

- W teście *ADF* dla trzech zmiennych: stopy procentowej oraz odchylenia inflacji od celu odrzucamy hipotezę zerową o niestacjonarności badanych szeregów.
- Powyższe wnioski potwierdzają wskazania testu *KPSS*, który nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o stacjonarności tych szeregów,
- Dla luki PKB *ex-post* oraz *real-time* obydwie zastosowane testy dawały sprzeczne rezultaty – w teście *ADF* odrzucono hipotezę zerową o niestacjonarności tych szeregów, natomiast w teście *KPSS* odrzucono hipotezę zerową o ich stacjonarności.

Rezultaty potwierdzają hipotezę, że zarówno stopa procentowa jak i odchylenie inflacji do celu są stacjonarne. Z kolei dla obydwu szacunków luki PKB testy dawały niejednoznaczne wskazania. W takim przypadku wprowadzenie takiej zmiennej do równania reguły Taylora jest więc statystycznie wątpliwe. Jednakże stoimy na stanowisku, że z ekonomicznego punktu widzenia zmienna ta powinna być stacjonarna – za sprawą dostosowania możliwości produkcyjnych do warunków rynkowych wielkości tej luki powinny w długim okresie oscylować wokół zera.

W badaniu zastosujemy rozszerzenie modelu częściowych dostosowań (5) o efekty krótkookresowe, co prowadzi do modelu korekty błędem (ECM). Modele te, odpowiednio dla luki PKB typu *real-time* oraz *ex-post*, mają postać:

$$\Delta i_t = \alpha_0 + (1 - \rho)i_{t-1} + \gamma_\pi(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \gamma_x x_{t-2}^* + \beta_\pi \Delta(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \beta_x \Delta x_{t-2}^* + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta i_t = \alpha_0 + (1 - \rho)i_{t-1} + \gamma_\pi(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \gamma_x x_{t-2} + \beta_\pi \Delta(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \beta_x \Delta x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (10)$$

gdzie:

$\alpha_0, \rho, \gamma_\pi, \gamma_x, \beta_\pi, \beta_x$ - parametry strukturalne modelu ($\gamma_\pi \equiv (1 - \rho)\phi_\pi$ i $\gamma_x \equiv (1 - \rho)\phi_x$),

ε_t - składnik losowy,

pozostałe oznaczenia nie ulegają zmianie.

¹² Z wyjątkiem testu *ADF* dla odchylenia inflacji od celu oraz testu *KPSS* dla luki PKB *real-time*, analogiczne wnioski wyciągnięto by stosując 5% poziom istotności.

Rezultaty oszacowań parametrów powyższych modeli przedstawiały się następująco¹³:

- dla luki *real time*

$$\Delta i_t = 0,375 - 0,06i_{t-1} + 0,250(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) - 0,001x_{t-2}^* + 0,363\Delta(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + 0,001\Delta x_{t-2}^*$$

[0,5]
[-1,1]
[1,9]
[-0,1]
[2,4]
[0,1]

(11)

$R^2=0,492$; $S.I.C.=2,91$; $LM(2 \text{ rzędu})=1,6 (45\%)$; $Chow=3,3 (50\%)$;

- dla luki *ex-post*

$$\Delta i_t = 0,568 - 0,08i_{t-1} + 0,227(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + 0,080x_{t-2} + 0,391\Delta(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + 0,121\Delta x_{t-2}$$

[1,3]
[-2,0]
[2,4]
[0,9]
[3,0]
[0,8]

(12)

$R^2=0,509$; $S.I.C.=2,79$; $LM(2)=2,9 (23\%)$; $Chow=8,6 (20\%)$;

gdzie:

R^2 – współczynnik determinacji,

$S.I.C.$ – wartość bayesowskiego kryterium informacyjnego Shwarza (ang. *Schwarz Information Criterion*),

$LM(k)$ – wartość statystyki testu Breusha-Godfrey'a, weryfikującego hipotezę o występowaniu autokorelacji składników losowych (k -go rzędu),

$Chow$ – wartość statystyki testu Chowa, dotyczącego stabilności parametrów modelu, pozostałe oznaczenia nie ulegają zmianie.

Przedstawione powyżej modele wyjaśniają ok. 50% zmienności 1-miesięcznej stopy WIBOR, przy czym objaśnienie modeli opartych o dane *real-time* jest nieznacznie niższe. Parametry mają znaki zgodne z przesłankami teoretycznym.

W modelu nie występuje autokorelacja składników losowych (której występowanie weryfikowano przy pomocy testu Breusha-Godfrey'a, tzw. testu LM). Jednak precyzja szacunku większości parametrów jest niska.

Dlatego też, w następnym kroku zweryfikowano przypuszczenie o tym, że długookresowy wpływ luki PKB jest nieistotny statystycznie. Formalnie test ten polegał na weryfikacji spełnienia przez model restrykcji określonej w hipotezie zerowej:

¹³ Pod oszacowaniami, w nawiasach kwadratowych, przedstawiono statystyki t-studenta, zaś w nawiasach obok wartości sprawdzianów testów podano empiryczny poziom istotności (p -value).

$$H_0: \phi_x = 0 \quad (13)$$

Przeciwko hipotezie alternatywnej:

$$H_1: \phi_x \neq 0 \quad (14)$$

Wyniki przedstawiono w Tabelicy 2¹⁴.

Tabelica 2: Wyniki testów istotności parametru ϕ_x w modelach (11) i (12).

Model	Wartość statystyki testu	Wniosek
(11)	0,005 (95%)	Brak podstaw do odrzucenia H_0
(12)	3,7 (8%)	Brak podstaw do odrzucenia H_0

Źródło: obliczenia własne.

Powyższe wyniki świadczą o tym, że w obydwu modelach długookresowy wpływ luki PKB nie był statystycznie istotny. Ponadto w równaniach (11) oraz (12) nie stwierdzono także istotnego wpływu przyrostu luki PKB¹⁵.

W takim przypadku uproszczono strukturę modelu, poprzez wyeliminowanie luki PKB z modeli (11) i (12).

Otrzymało w ten sposób następującą wersję modelu:

$$\Delta i_t = 0,378 - 0,07i_{t-1} + 0,234(\pi_{t-1} - \bar{\pi}) + 0,417\Delta(\pi_{t-1} - \bar{\pi}) \quad (15)$$

[1,0]
[-2,0]
[2,5]
[3,0]

$$R^2=0,497; \quad S.I.C.=2,83; \quad LM(2 \text{ rzędu})=1,5 (46\%); \quad Chow=3,3 (50\%);$$

gdzie:

oznaczenia jak w przypadku modelu (11) i (12).

Przedstawiony powyżej model (15) wyjaśnia ok. 50% zmienności 1-miesięcznej stopy WIBOR. Dopasowanie modelu, po skorygowaniu o ilość zmiennych objaśnianych (wyrażone przy pomocy kryterium Schwarza), nieznacznie spadło - w porównaniu do modeli (11) i (12). Własności statystyczne i ekonomiczne modelu nie budzą wątpliwości – nie występuje autokorelacja składników losowych, parametry są istotne statystycznie, a ich znaki są zgodne z przesłankami teoretycznym.

¹⁴ W nawiasach obok wartości sprawdzianów testów podano empiryczny poziom istotności (*p-value*).

¹⁵ Wpływu takiego nie stwierdzono także po nałożeniu na modele (11) oraz (12) restrykcji (13).

Interpretacja otrzymanych wyników jest następująca:

- Długookresowy (trwały) wzrost stopy inflacji powyżej celu o 1 p. procentowy spowoduje wzrost stopy procentowej o ok. 3,5 p. procentowego,
- Krótkookresowy (jednorazowy) wzrost stopy inflacji powyżej celu o 1 p. procentowy spowoduje wzrost stopy procentowej o ok. 0,4 p. procentowego,
- Parametr korekty błędem jest bardzo niski – jedynie ok. 7% dostosowania długookresowego następuje w bieżącym kwartale; od strony ekonomicznej świadczy to o bardzo silnym wygładzaniu stóp procentowych,
- Wyraz wolny nie posiada, istotnej z punktu widzenia tego badania, interpretacji ekonomicznej.

Znane nam oszacowania reguły Taylora dla Polski (A. Urbańska, 2002; J. Kotłowski, 2006) szacują parametry reguły Taylora w oparciu o dane miesięczne przez co wykorzystują lukę produkcyjną opartą na produkcji sprzedanej. W cytowanych powyżej badaniach oraz w jedynym znanym nam badaniu opartym o dane kwartalne (M. Rutkowska, 2008) objaśnianą zmienną jest oficjalna stopa procentowa Narodowego Banku Polskiego, a nie jak w naszym przypadku – stopa WIBOR¹⁶. Ocena wielkości parametrów jest więc nieporównywalna¹⁷.

Znaczenie powyższych wyników w kontekście polskiej polityki pieniężnej przedstawimy w podsumowaniu.

Wielu autorów weryfikowało również hipotezę o stabilności parametrów reguły Taylora. Przykładowo, J. Judd i G. Rudebush (1998) oraz R. Clarida *et al.* (2000) potwierdzili zmiany parametrów strukturalnych na skutek zmiany kadencji prezesa Banku Rezerwy Federalnej. J. Boivin (2006) potwierdził te rezultaty korzystając z danych typu *real-time*.

Z kolei E. Castelnuovo (2007) badał w tym samym kontekście wpływ wprowadzenia trzeciego etapu Unii Gospodarczej i Walutowej (po 1 stycznia 1999 r.). Otrzymane rezultaty wskazywały, iż parametry reguły Taylora dla gospodarki strefy Euro były stałe w czasie.

W naszym badaniu, zbadaliśmy czy parametry reguły Taylora zmieniły się począwszy od 1 kwartału 2004 r., tj. po zmianie kadencji Rady Polityki Pieniężnej. Wnioski z testu Chowa, przeprowadzonego zarówno dla modelu (15), jak również (11) i (12) świadczą o tym,

¹⁶ Znamy także reguły Taylora wyjaśniające stopę procentową WIBOR, wykorzystywane jako element modelu wielorównaniowego Narodowego Banku Polskiego (B. Kłós, 2002; B. Kłós *et al.*, 2004). Parametry tego równania zostały jednak skalibrowane.

¹⁷ W przypadku badania J. Kotłowskiego (2006) jest wręcz niemożliwa, gdyż parametry modeli uporządkowanych zmiennych dyskretnych nie posiadają interpretacji ekonomicznej.

iż nawet przy bardzo wysokich poziomach istotności nie stwierdzono takiej zmiany parametrów.

6. Podsumowanie

W opracowaniu oszacowano parametry reguły Taylora dla Polski, na podstawie danych o częstotliwości kwartalnej obejmujących okres od 1 kwartału 1999 r. do 3 kwartału 2007 r.

W badaniu przedstawiliśmy reguły typu *backward looking*, przy czym zastosowano dwa warianty pomiaru luki PKB: w oparciu o dane aktualne na dzień 1 grudnia 2007 (*ex-post*) oraz, zgodnie z sugestią A. Orphanidesa (2001), w oparciu o szeregi dostępne bankowi centralnemu w danym kwartale (*real-time*).

Wykorzystanie w modelu danych typu *real-time* nie tylko nie poprawiło, ale wręcz nieznacznie pogorszyło stopień objaśnienia. Jednakże w obydwu modelach nie potwierdzono istotnej statystycznie reakcji stóp na lukę.

Silna reakcja na inflację (parametr ϕ_π znacznie wyższy od 1) oraz brak reakcji na lukę produkcyjną określana jest w literaturze mianem „świrowania na punkcie inflacji” (ang. *inflation nutter*)¹⁸. Takie zachowanie banku centralnego wprowadza nadmierne fluktuacje aktywności gospodarczej, przez co odbiega od tzw. reguł optymalnych¹⁹.

Wyniki najnowszych prac łagodzą ten pogląd. Okazuje się, że brak reakcji na lukę produkcyjną może być optymalny w warunkach niepewności co do szacunków tej luki (K. Leitemo, I. Lønnig, 2006)²⁰.

Nie wiadomo, na ile rezultaty odnośnie do braku długookresowego wpływu luki PKB potwierdziłyby się w regule Taylora typu *forward looking*. Dlatego też planujemy w przyszłości zbudować takie modele (w tym także z wykorzystaniem danych *real-time*).

Przyszłe kierunki badań obejmą także analizę asymetrii reakcji polityki pieniężnej na odchylenia inflacji od celu oraz weryfikację dotychczasowych wyników z wykorzystaniem innych propozycji pomiaru luki PKB.

¹⁸ Określenie to wprowadził Mervin King (zob. L.E.O. Svensson, 1997).

¹⁹ Zob. np.: R. Kokoszcyński (2004, s. 193-195); C. Walsh (2003, s. 508 i nast.); M. Woodford (2003, s. 582 i nast.); A. Wojtyna (2004, s. 268-269).

²⁰ Podobne wnioski na podstawie mniej sformalizowanych analiz wyciąga także A. Orphanides (2003).

Bibliografia

- Acocella N. (2002), *Zasady polityki gospodarczej*, PWN, Warszawa.
- Boivin J. (2006), *Has U.S. Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-Time Data*, "Journal of Money, Credit, and Banking", Vol. 38, No. 5.
- Castelnuovo E. (2007), *Taylor Rules and Interest Rate Smoothing in the Euro Area*, "The Manchester School", Vol. 75, No. 1.
- Carstensen K. (2006), *Estimating the ECB Policy Reaction Function*, "German Economic Review", Vol. 7, No. 1.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. (1998), *Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence*, "European Economic Review", Vol. 42.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. (2000), *Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*, "The Quarterly Journal of Economics", Vol. 115, No. 1.
- Enders W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons.
- Judd J., Rudebush G. (1998), *Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997*, "FRBSF Economic Review", No. 3.
- Kłós B. (2002), *Mały strukturalny model inflacji*, wersja 3.5.6, „Materiały i Studia NBP”, nr 154.
- Kłós B., Kokoszcyński R., Łyziak T., Przystupa J., Wróbel E. (2004), *Modele strukturalne w prognozowaniu inflacji w Narodowym Banku Polskim*, „Materiały i Studia NBP”, nr 180.
- Kokoszcyński R. (2004), *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*, PWE, Warszawa.
- Kotłowski J. (2006), *Funkcje reakcji Rady Polityki Pieniężnej - analiza logitowa*, "Bank i Kredyt", nr 4.
- Mackiewicz M. (2006), *Reguły polityki fiskalnej jako metoda ograniczania deficytu*, [w:] C. Józefiak, Krajewski P., Mackiewicz M., *Deficyt budżetowy. Przyczyny i metody ograniczania*, PWE, Warszawa.
- Maddala G. (2006), *Ekonometria*, PWN, Warszawa.
- Leitemo K., Lønnig I. (2006), *Simple Monetary Policymaking without the Output Gap*, "Journal of Money, Credit and Banking", Vol. 38, No. 6.
- Mishkin F. (2002), *Ekonomika pieniądza, bankowości i rynków finansowych*, PWN, Warszawa.
- Orphanides A. (2001), *Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data*, "The American Economic Review", Vol. 91, No. 4.
- Orphanides A. (2003), *The Quest for Prosperity without Inflation*, "Journal of Monetary Economics", Vol. 50.
- Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach...*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa (wydania z lat: 1996, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004 i 2005).
- Reade J. (2006), *The Taylor Rule in a Real-time Cointegrated VAR Model of the US*, Working Paper.
- Romer D. (2000), *Makroekonomia dla zaawansowanych*, PWN, Warszawa.
- Rutkowska M. (2008), *Zastosowanie metod optymalnego sterowania do oceny polityki antyinflacyjnej NBP*, [w:] Materiały pokonferencyjne „Innowacje w finansach i ubezpieczeniach. Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne, Akademia Ekonomiczna w Katowicach, referat przyjęty do druku.
- Snowdon B., Vane H., Wynarczyk P. (1998), *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, PWN, Warszawa.

- Svensson L.E.O. (1997), *Optimal Inflation Targets, "Conservative" Central Banks, and Linear Inflation Contracts*, "American Economic Review", Vol. 87, No. 1.
- Svensson L.E.O., Woodford M. (2003), *Indicator Variables for Optimal Policy*, "Journal of Monetary Economics", Vol. 50.
- Taylor J.B. (1993), *Discretion Versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Series on Public Policy, Vol. 39.
- Urbańska A. (2002), *Polityka monetarna: współczesna teoria i analiza empiryczna dla Polski*, „Materiały i Studia”, nr 148.
- Walsh C. (2003), *Monetary Theory and Policy*, MIT Press.
- Welfe A. (2003), *Ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Wojtyna A. (2004), *Szkice o polityce pieniężnej*, PWE, Warszawa.
- Woodford M. (2003), *Interest & Prices: Foundations of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- www.stat.gov.pl