

Paweł Baranowski, Jan Jacek Sztudynger

Uniwersytet Łódzki

e-mails: baranowski@uni.lodz.pl; sztaud@uni.lodz.pl

ZMIANY W CZASIE REGUŁY TAYLORA A POLITYKA PIENIĘŻNA W POLSCE¹

POLISH MONETARY POLICY THROUGH THE LENS OF REGIME SWITCHING TAYLOR RULE

DOI: 10.15611/ekt.2016.3.01

JEL Classification: C11, C30, E12, E43, E58

Streszczenie: Celem pracy jest empiryczna weryfikacja stabilności parametrów reguły Taylora w Polsce. Badanie przeprowadzono na podstawie danych miesięcznych w okresie 1996-2016. Autorzy stawiają następujące hipotezy: (1) regułę Taylora można zastosować dla polskiej gospodarki – zarówno inflacja, jak i luka produkcyjna istotnie oddziałują na stopy procentowe; (2) w regule stopy procentowej następują skokowe zmiany parametrów przy inflacji i luce produkcyjnej – modele z przełączaniem parametrów są wyraźnie lepsze od modeli o stałych parametrach. Analiza jest prowadzona w ramach małego modelu DSGE z przełączaniem Markowa, służącym do identyfikacji skokowych zmian parametrów „między stanami?”. Na skutek znaczących zmian sytuacji gospodarczej (w szczególności zmiennych determinujących uwarunkowania polityki pieniężnej, np. stopy inflacji czy luki produkcyjnej) prawdopodobne wydają się również skokowe zmiany reguł podejmowania decyzji przez Radę Polityki Pieniężnej. Zmiany parametrów mogą wynikać również ze zmian kadencji organów NBP (prezes, Rada Polityki Pieniężnej), zmian strategii NBP (np. wprowadzenie strategii bezpośredniego celu inflacyjnego), zmiany sposobu prowadzenia polityki pieniężnej w odpowiedzi na światowy kryzys finansowy, wprowadzenie niekonwencjonalnych instrumentów polityki pieniężnej itp. Wyniki bayesowskiego porównania modeli wskazują, że modele z przełączaniem parametrów są wyraźnie lepsze od modeli o stałych parametrach. Wyniki otrzymane w najlepszym wariancie (model z regułą antycypacyjną, zmienna siła reakcji na inflację i lukę produkcyjną) pozwoliły na zidentyfikowanie dwóch reżimów. W latach 1996-2001, 2009-2010 oraz po 2013 r. polityka pieniężna silnie reagowała na inflację, lecz nie reagowała na lukę produkcyjną. Z kolei w latach 2002-2008 polityka pieniężna bardzo słabo reagowała na inflację, ale silnie reagowała na lukę produkcyjną.

Słowa kluczowe: reguła Taylora, modele dynamicznej równowagi ogólnej, modele ze zmiennym reżimem, polityka pieniężna.

Summary: The goal of the paper was to verify the stability of Taylor rule parameters. The empirical analysis was performed for Poland, using 1996-2016 monthly data. More specifi-

¹ Praca naukowa sfinansowana ze środków Narodowego Centrum Nauki, zrealizowana w ramach projektu badawczego nr DEC-2014/15/B/HS4/01996.

cally, we verify two hypotheses: (1) the behaviour of interest rate can be described using Taylor rule; (2) the Taylor rule with parameters subject to Markov switching performs better than the one with constant parameters. We take a system approach, where a Taylor rule is a part of small scale DSGE model. The bayesian inference is used to estimate the model and compare the specifications. The results indicate that models with switching parameters are better in terms of marginal data density. The best model is based on forward looking Taylor rule, where the parameters expressing the magnitude of the reaction to inflation and output gap were subject to Markov switching, while interest rate smoothing was constant. The identified regime switching can be interpreted as not responding for inflation below the target (opportunistic disinflation declared for 2001-2002 by Polish monetary authorities) or not responding to inflation driven mostly by EU accession (2004-2005) or increased VAT (2004-2005, 2011).

Keywords: Taylor rule, dynamic general equilibrium models, regime switching models, monetary policy.

1. Wstęp

Od połowy lat 90. XX w. dominującym sposobem modelowania polityki pieniężnej, zwłaszcza prowadzonej w ramach strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, są równania bazujące na funkcji reakcji banku centralnego zaproponowanej przez J.B. Taylora [1993]. Reguła ta zakłada, że nominalna stopa procentowa, będąca instrumentem polityki pieniężnej, dodatkowo zależy od inflacji i luki produkcyjnej. Ten sposób modelowania jest standardowo wykorzystywany m.in. w modelach nowokeynesistowskich klasy DSGE [Clarida, Gali, Gertler 1999; Gali 2008].

Celem pracy jest empiryczna weryfikacja stabilności parametrów reguły Taylora w Polsce. Sądzymy, że zmiany funkcji reakcji mogą wynikać np. ze zmian kadencji organów NBP (prezes, Rada Polityki Pieniężnej), zmian strategii NBP (np. wprowadzenie strategii bezpośredniego celu inflacyjnego), z ewolucji sposobu prowadzenia polityki pieniężnej w odpowiedzi na światowy kryzys finansowy, wprowadzenia niekonwencjonalnych instrumentów polityki pieniężnej itp. Analiza jest prowadzona w ramach małego modelu DSGE z przełączaniem Markowa (zob. [Sims, Waggoner, Zha 2008; Farmer, Waggoner, Zha 2011]), co oznacza, że dopuszczamy skokowe zmiany parametrów „między stanami”.

Poruszany problem nie jest zupełnie nowy – podobne badania były przeprowadzane nie tylko dla największych gospodarek [Boivin, Giannoni 2006; Sims, Zha 2006], ale także dla Polski. Dotychczasowe badania dotyczące Polski stosowały jednak zupełnie inne podejście badawcze, w szczególności w toku estymacji traktowały regułę Taylora jako pojedyncze równanie, a nie systemowo (jako element modelu DSGE czy VAR). P. Baranowski [2014], wykorzystując regresję na wydłużających się podpróbach, potwierdza stabilność parametrów dwóch wariantów reguły Taylora (adaptacyjnej i bieżącej), a w regule antycypacyjnej odnotowuje ich niestabilność w przypadku prób kończących się przed 2004 r. Podobnie R. Golinelli i R. Rovelli [2005], wykorzystując test Chowa, stwierdzają, że zmiany parametru

reguły Taylora były widoczne jedynie na początku okresu transformacji (zwłaszcza w roku 1991). Kilka badań (np. [Vasicek 2012; Sznajderska 2014; Goczek, Partyka 2016]) potwierdza nieco inną formę rodzaju zmienności parametrów – tj. asymetrię reakcji. Autorzy niniejszego tekstu są zdania, że prezentowane badanie jest pierwszym stosującym model DSGE z przełączeniem Markowa.

2. Konstrukcja modelu DSGE

Modele tej klasy opisują gospodarkę za pomocą równań wyprowadzonych z warunków koniecznych optymalizacji gospodarstw domowych i przedsiębiorstw (tzw. mikropodstaw) [Gali 2008; Grabek, Kłos, Koloch 2010; Wróbel-Rotter 2012]. Dzięki temu kluczowe parametry modelu są strukturalne, a przez to odporne na krytykę Lucasa. Konstrukcja problemów decyzyjnych podmiotów gospodarczych, a w ślad za nimi – także równań agregatowych, sprawia, że ważnym elementem kształtującym bieżące wartości zmiennych objaśniających są ich oczekiwania na następny okres.

Modele te zyskały na popularności dzięki temu, że dają możliwość kontroli wyników pod kątem zgodności z teorią i ich rozbudowanej interpretacji ekonomicznej, a przy tym pod względem stopnia objaśnienia i zdolności prognostycznych są nie gorsze niż inne współczesne podejścia do modelowania i prognozowania zmiennych makroekonomicznych (np. BVAR, DFM, FAVAR czy VAR). Między innymi z tego powodu są powszechnie stosowane przez większość banków centralnych. W odniesieniu do gospodarki Polski przykładami takich badań są te przedstawione w pracach: [Bukowski, Dyrda, Kowal 2008; Kolasa 2009; Acedański 2010; Grabek, Kłos, Koloch 2010; Baranowski, Szafrąński 2012; Krajewski 2013; Kuchta 2014].

Wykorzystujemy standardowy trzyrównaniowy nowokeynesistowski model opierający się na następujących założeniach:

- gospodarstwa domowe i przedsiębiorstwa maksymalizują w nieskończonym horyzoncie czasowym odpowiednio – zdyskontowaną sumę użyteczności osiągniętych w danym okresie oraz zdyskontowany strumień zysków,
- zachowanie gospodarstw domowych i przedsiębiorstw można opisać w kategoriach reprezentatywnego podmiotu wyposażonego w racjonalne oczekiwania,
- gospodarstwa domowe czerpią użyteczność z konsumpcji i dysużyteczność (odczuwają przykrość) z pracy, którą opisuje separowalna w czasie funkcja użyteczności o stałej względnej awersji do ryzyka (CRRA), ponadto występuje trwałość nawyków konsumpcyjnych,
- przedsiębiorstwa sprzedają produkty finalne na rynku o strukturze konkurencji monopolistycznej,
- ceny produktów finalnych są sztywne według schematu Calvo [1983],
- jedynym instrumentem polityki pieniężnej jest nominalna stopa procentowa, która jest opisywana przez regułę typu Taylora z wygładzaniem stóp procentowych,
- gospodarstwa domowe lokują oszczędności w jednookresowe instrumenty finansowe oprocentowane według jednolitej stopy procentowej ustalonej przez bank centralny,

- gospodarka jest zamknięta, bez inwestycji w kapitał rzeczowy i sektora rządowego. Wyprowadzone na bazie założeń mikroekonomicznych równania, odpowiednio dynamicznej krzywej IS oraz nowokeynesistowskiej krzywej Phillipsa, mają następujące postacie (zob. np. [Baranowski i in. 2013, rozdz. 2, 3]):

$$x_t = \frac{h(\sigma-1)}{\sigma+h(\sigma-1)} x_{t-1} + \frac{\sigma}{\sigma+h(\sigma-1)} E_t x_{t+1} - \frac{1}{\sigma+h(\sigma-1)} (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \epsilon_t^x \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} \left(\frac{\eta+\alpha+(1-\alpha)\sigma}{1-\alpha} x_t + h(\sigma-1)x_{t-1} \right) + \epsilon_t^p,$$

gdzie: x_t – luka produkcyjna; i_t – nominalna stopa procentowa; π_t – stopa inflacji; $\sigma > 0$ – parametr relatywnej awersji do ryzyka (CRRA); $h \in (0,1)$ – współczynnik zewnętrznej trwałości nawyków; ϵ_t^x – egzogeniczny szok; $\theta \in (0,1)$ – prawdopodobieństwo wystąpienia sztywności cen typu Calvo; $\beta \in (0,1)$ – współczynnik dyskonta kategorii realnych; $\eta > 0$ – współczynnik relatywnej niechęci do pracy – odwrotność elastyczności Frischa; $\alpha \in (0,1)$ – elastyczność produkcji względem kapitału; ϵ_t^p – egzogeniczny szok.

Tabela 1. Badane warianty reguły Taylora

Reguły antycypacyjne – A	Reguły bieżące – B
$i_t = \rho i_{t-1} + \phi_P E_t \pi_{t+1} + \phi_X E_t x_{t+1} + \epsilon_t^i$ (A1)	$i_t = \rho i_{t-1} + \phi_P \pi_t + \phi_X x_t + \epsilon_t^i$ (B1)
$\dot{i}_t = \rho \dot{i}_{t-1} + \phi_{P,[S_t]} E_t \pi_{t+1} + \phi_{X,[S_t]} E_t x_{t+1} + \epsilon_t^{\dot{i}}$ (A2)	$\dot{i}_t = \rho \dot{i}_{t-1} + \phi_{P,[S_t]} \pi_t + \phi_{X,[S_t]} x_t + \epsilon_t^{\dot{i}}$ (B2)
$\dot{i}_t = \rho_{[S_t]} \dot{i}_{t-1} + \phi_{P,[S_t]} E_t \pi_{t+1} + \phi_{X,[S_t]} E_t x_{t+1} + \epsilon_t^{\dot{i}}$ (A3)	$\dot{i}_t = \rho_{[S_t]} \dot{i}_{t-1} + \phi_{P,[S_t]} \pi_t + \phi_{X,[S_t]} x_t + \epsilon_t^{\dot{i}}$ (B3)

gdzie: $\rho, \rho_{[S_t]} \in (0,1)$ – współczynnik wygładzania stóp procentowych; $\phi_P, \phi_{P,[S_t]} > 0$ – reakcja stopy procentowej na zmiany inflacji; $\phi_X, \phi_{X,[S_t]}$ – reakcja stopy procentowej na zmiany luki produkcyjnej; $S_t = \{1,2\}$ – nieobserwowalna zmienna reprezentująca jeden z reżimów prowadzonej polityki pieniężnej, podlegająca dyskretnemu procesowi Markowa; ϵ_t^i – egzogeniczny szok.

Źródło: opracowanie własne.

Ostatnie równanie modelu – funkcja reakcji banku centralnego – opiera się na regule Taylora z wygładzaniem stóp procentowych. Rozważyliśmy dwa warianty reguły ze stałymi parametrami (pierwszy wiersz tab. 1) oraz cztery warianty reguły z parametrami zależnymi od reżimu (w drugim wierszu tab. 1 – zmianie ulega tylko siła reakcji na inflację i lukę, w trzecim wierszu tab. 1 – zmianie ulegają wszystkie parametry).

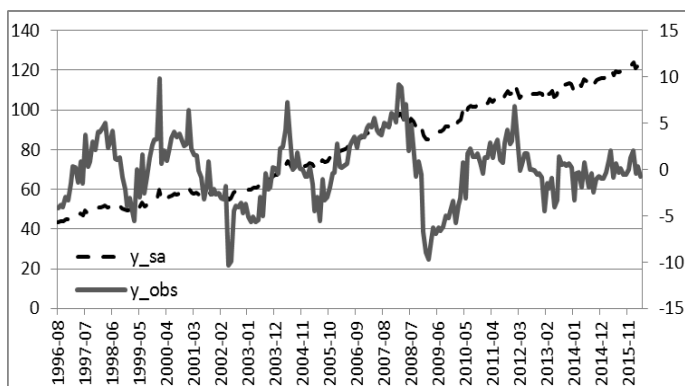
3. Dane

Korzystamy z danych miesięcznych dla gospodarki Polski (okres od lipca 1996 r. do kwietnia 2016 r., źródłami są Eurostat oraz Reuters DataStream) dotyczących:

- produkcji sprzedanej przemysłu w cenach stałych,
- stopy procentowej WIBOR 1M,
- stopy inflacji HICP (m/m).

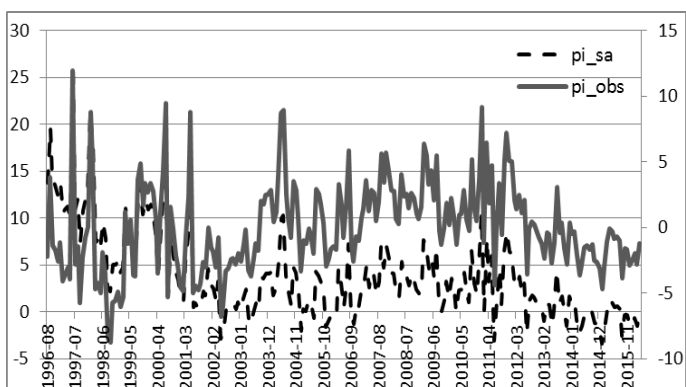
Ze względu na założenia dotyczące modeli klasy DSGE (modele te nie opisują sezonowości i trendów w danych) oryginalne szeregi poddano następującym przekształceniom:

- ze wszystkich szeregów usunięto sezonowość za pomocą procedury TRAMO/SEATS,
- lukę produkcyjną obliczono jako procentowe odchylenie produkcji sprzedanej przemysłu od trendu Hodricka-Prescotta (przyjęto parametr wygładzania równy 129 600, typowy dla danych o częstotliwości miesięcznej),
- z szeregów inflacji i stopy procentowej usunięto deterministyczny trend kwadratowy inflacji za okres do końca 2003 roku (tj. w okresie kiedy był zmienny cel inflacyjny), a następnie z całego szeregu odjęto średnią.



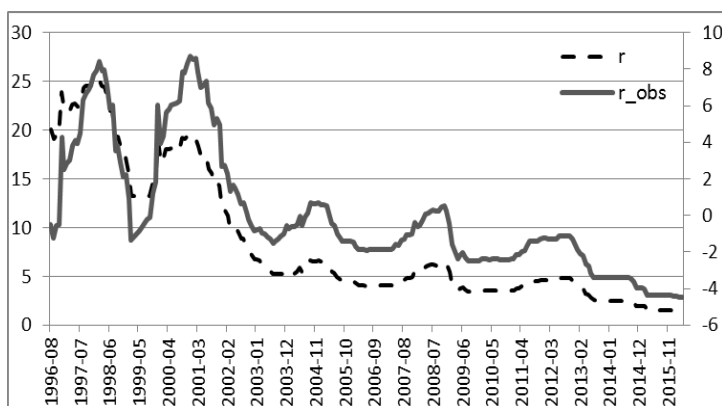
Rys. 1. Produkcja sprzedana przemysłu i luka produkcyjna w okresie 1996-2016

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 2. Stopa inflacji w okresie 1996-2016

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 3. Stopa procentowa w okresie 1996-2016

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunkach 1-3 ilustrujemy wykorzystane dane (szara linia ciągła – szeregi przekształcone, skala na prawej osi, czarna kreskowana – szeregi pozbawione sezonowości, skala na lewej osi).

4. Wyniki empiryczne

Estymację przeprowadzono za pomocą metod bayesowskich (zob. np. [Osiewalski, 2001; An, Schorfheide 2007]). Przyjmujemy niezależne rozkłady *a priori*, których klasy ustalamy według następujących zasad:

- wszystkie parametry o wartościach ograniczonych do przedziału $<0,1>$ podlegają rozkładom beta,
- wariacje szoków podlegają rozkładom odwrotnym gamma,
- pozostałe parametry podlegają rozkładom normalnym.

We wszystkich wariantach przyjęto jednakowe rozkłady *a priori*, co zapewni porównywalność według kryterium brzegowej gęstości obserwacji (*Marginal Data Density* – MDD). Ponadto w przypadku modeli ze zmiennym reżimem (tj. A2, B2, A3, B3) parametry opisujące reakcję polityki pieniężnej w poszczególnych reżimach mają jednakowe rozkłady, co oznacza, że *a priori* nie nakładamy na model warunku zróżnicowania parametrów w czasie.

W tabeli 2 przedstawiamy listę estymowanych parametrów i przyjęte dla nich rozkłady *a priori*.

Podążając za zaleceniami formułowanymi w literaturze, zdecydowano się skalibrować część parametrów strukturalnych. I tak elastyczność produkcji względem kapitału (α) ustalono na poziomie 0,5, biorąc pod uwagę udział zysków z czynnika pracy i kapitału w PKB (zob. np. [Growiec 2009; Baranowski, Szafranski 2012]). Współczynnik dyskonta (β) skalibrowano na poziomie 0,9967, co odpowiada rocznej

naturalnej stopie procentowej na poziomie 4%. Parametr η skalibrowano na poziomie 1, co odzwierciedla założenie o jednostkowej elastyczności podaży pracy względem stawki płac (przy ustalonej wielkości zgromadzonego majątku).

Tabela 2. Rozkłady *a priori*

Parametry	Typ rozkładu	Wartość oczekiwana	Odchylenie standardowe
h, ρ	beta	0,5	0,247
θ	beta	0,5	0,190
σ	normalny	4	1,82
ϕ_P	normalny	1,5	0,415
ϕ_X	normalny	0,5	0,300
Wariancje szoków	odwrotny gamma	brak	brak

Źródło: opracowanie własne.

Symulację z rozkładu *a posteriori* przeprowadzono za pomocą algorytmu Metropolisa-Hastingsa (łańcuch o długości 500 tysięcy losowań, z czego 250 tysięcy przyjęto jako tzw. *burn-in*, a do wnioskowania posłużyło ostatnie 250 tysięcy).

Pierwszym etapem naszych analiz było bayesowskie porównanie modeli w celu rozstrzygnięcia, czy wprowadzenie przełączenia parametrów poprawia dopasowanie do danych. Porównania dokonano, bazując na brzegowej gęstości obserwacji liczonej na podstawie estymatora zmodyfikowanej średniej harmonicznej (MHM) i ograniczonej średniej arytmetycznej (CAME) [Pajor 2016]. Wyniki przedstawia tab. 3.

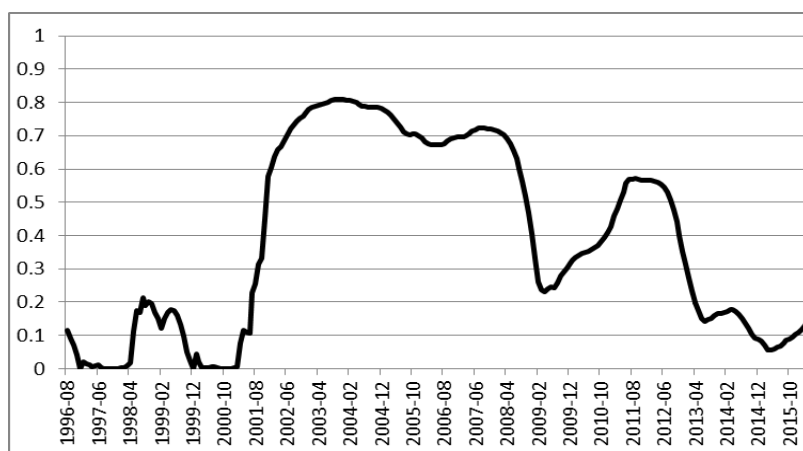
Tabela 3. Wyniki bayesowskiego porównania modeli (w nawiasach oznaczenia postaci reguł według konwencji z tab. 1)

Specyfikacja	log MDD (MHM)	Czynnik Bayesa	log MDD (CAME)	Czynnik Bayesa
Reguła antycypacyjna (A1)	296,2	1	143,3	1
Reguła bieżąca (B1)	294,6	0,196	301,2	$3,82 \cdot 10^{68}$
Reguła antycypacyjna, ze zmiennym reżimem (A2)	383,3	$6,94 \cdot 10^{37}$	418,2	$2,41 \cdot 10^{119}$
Reguła bieżąca, ze zmiennym reżimem (B2)	171,8	$9,18 \cdot 10^{-55}$	-1012,5	$9,5 \cdot 10^{-501}$
Reguła antycypacyjna, ze zmiennym reżimem (A3)	433,1	$2,80 \cdot 10^{59}$	336,9	$4,80 \cdot 10^{-42}$
Reguła bieżąca, ze zmiennym reżimem (B3)	46,8	$4,65 \cdot 10^{-109}$	48,1	$1,22 \cdot 10^{84}$

Źródło: opracowanie własne.

Z bayesowskiego porównania modeli za pomocą estymatora MHM wynika bardzo silna przewaga modeli z regułą antycypacyjną ze zmiennym reżimem, w porównaniu z modelami o stałych parametrach. Ponadto w przypadku modeli ze zmiennym reżimem warianty z regułą antycypacyjną są znacznie bardziej prawdopodobne *a posteriori* (czynniki Bayesa rzędu 10^{92} i 10^{168}). W przypadku zastosowania efektywniejszego estymatora CAME wyraźną przewagę osiągają modele z regułą antycypacyjną, w której dopuszczamy wyłącznie zmiany siły reakcji, a współczynnik wygładzania stóp procentowych jest stały w czasie. Kierując się tym estymatorem, uznajemy za najlepszy model z regułą (A2). Szczegółowe wyniki otrzymane na podstawie tego wariantu prezentujemy w dalszej części tekstu.

Na rysunku 4 przedstawiamy wygładzone prawdopodobieństwo pozostawania w reżimie pierwszym ($P[S_t = 1]$). Wynika stąd, że pierwszy reżim był bardziej prawdopodobny od połowy 2001 r. aż do końca 2012 r., z wyjątkiem ok. 2-letniego okresu po wystąpieniu globalnego kryzysu finansowego (tj. od listopada 2008 r. do marca 2011 r.). W pozostałym okresie dominował reżim drugi.



Rys. 4. Prawdopodobieństwo pozostawania w reżimie pierwszym (wariant z regułą A2)

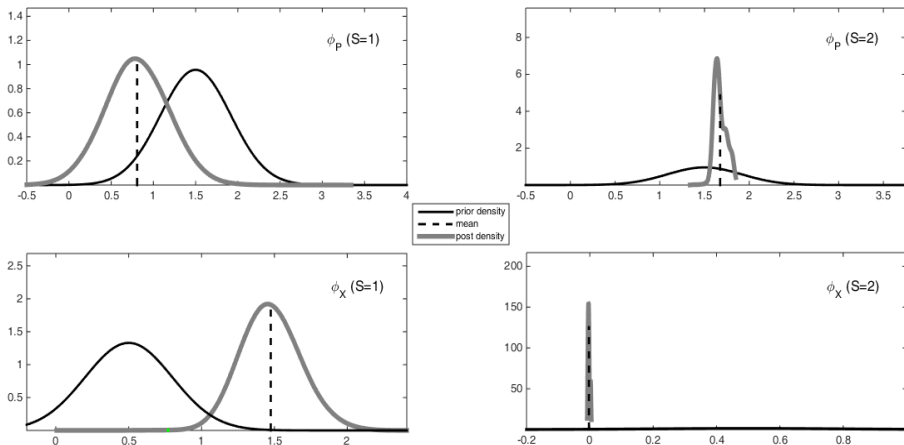
Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 5 przedstawiamy wykresy gęstości prawdopodobieństw: *a priori* i brzegowych *a posteriori* parametrów reguły Taylora zależnych od reżimu. Statystyki opisowe pozostałych parametrów zamieszczamy w tab. Z1 w załączniku.

Jak wynika z rys. 5, rozkłady *a posteriori* analizowanych parametrów są skoncentrowane, co oznacza że dane wnoszą znaczną ilość informacji do estymacji. W pierwszym reżimie (lewy panel rys. 5) polityka pieniężna słabo reaguje na inflację²,

² Średnia parametru poniżej 1, co oznacza że w tym reżimie model nie posiada jednoznacznego rozwiązania racjonalnych oczekiwań (*determinacy of equilibrium* – zob. [Woodford 2003; Wallusch 2013]), choć długookresowo występuje rozwiązanie jednoznaczne.

natomiast silnie reaguje na lukę produkcyjną (ok. trzykrotnie silniej niż w oryginalnej regule Taylora). W drugim reżimie (prawy panel rys. 5) obserwujemy dość silną reakcję na inflację oraz brak reakcji na lukę produkcyjną (80-procentowe i szersze przedziały największego prawdopodobieństwa *a posteriori* obejmują wartość zero).



Rys. 5. Rozkłady *a priori* (czarna linia) i *a posteriori* (gruba szara linia) parametrów reakcji banku centralnego na inflację i lukę produkcyjną

Źródło: opracowanie własne.

Od strony ekonomicznej możemy przedstawić następującą interpretację zmian reżimów. W latach 2001-2002 Rada Polityki Pieniężnej deklarowała stosowanie tzw. strategii oportunistycznej dezinflacji (co oznaczało, że nie będzie przeciwdziałać spadkowi inflacji poniżej celu), a jednocześnie realizacji tego podejścia sprzyjała niska inflacja (od połowy 2001 r. inflacja znajdowała się poniżej celu).

Z kolei po akcesji do UE w 2004 r. wzrosła inflacja, lecz wynikała ona głównie ze wzrostu stawek VAT i wzrost ten był w przeważającej mierze oczekiwany (zob. np. [Stawska 2014, s. 194]).

W związku z tym polityka pieniężna nie musiała silnie reagować na ten wzrost inflacji. Z podobną sytuacją mieliśmy do czynienia w wyniku wzrostu stawek VAT i w konsekwencji także inflacji na początku 2011 r.

Od początku 2009 r., tzn. w okresie wystąpienia pierwszych efektów kryzysu finansowego, widoczna była reakcja polityki pieniężnej na lukę produkcyjną, natomiast znacznie mniejsze znaczenie przykładano do inflacji.

Trudniej wyjaśnić występowanie reżimu o słabej reakcji na inflację w latach 2006-2007.

5. Zakończenie

W pracy badaliśmy stabilność parametrów reguły Taylora w Polsce. W przeciwieństwie do dotychczasowych badań dla Polski, reguła była elementem modelu DSGE z przełączaniem parametrów.

Nasza hipoteza o skokowych zmianach parametrów przy inflacji i luce produkcyjnej potwierdziła się – w świetle bayesowskiego porównania modeli. Dane statystyczne wyraźnie wskazują na przewagę modeli z przełączaniem parametrów (w stosunku do modeli o stałych parametrach). Wyniki otrzymane w najlepszym wariacie (model z regułą antycypacyjną, zmienna siła reakcji na inflację i lukę produkcyjną) pozwoliły na zidentyfikowanie dwóch reżimów. W reżimie, który dominował w latach: 1996-2001, 2009-2010 oraz po 2013 r., polityka pieniężna silnie reagowała na inflację, lecz nie reagowała na lukę produkcyjną. Natomiast w pozostałym okresie (głównie lata 2002-2008) polityka pieniężna bardzo słabo reagowała na inflację, ale za to silnie reagowała na lukę produkcyjną.

Przypomnijmy pierwszą hipotezę: regułę Taylora można zastosować dla polskiej gospodarki – zarówno inflacja, jak i luka produkcyjna dodatkowo oddziałują na stopy procentowe. Nasze wyniki nie pozwalają na potwierdzenie tej hipotezy, gdyż w żadnym z dwóch zidentyfikowanych reżimów oszacowana reguła Taylora nie wskazuje na silną dodatnią reakcję na inflację (średnia *a posteriori* z parametru reakcji na inflację powyżej 1) i jednocześnie dodatnią reakcję na lukę produkcyjną.

W dalszych badaniach spróbujemy rozszerzyć zakres badania o przełączanie z bieżącej reguły kształtowania stopy procentowej na antycypacyjną. Innym możliwym rozszerzeniem byłoby rozważenie modeli, w których zmiana reżimu jest endogeniczna, w szczególności zależy od wielkości luki produkcyjnej. Rozwiązanie takie prowadziłyby do nieliniowej funkcji reakcji banku centralnego.

Literatura

- Acedański J., 2010, *Stock and bond prices in a DSGE model for Poland*, Studia i Prace Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, nr 11, s. 137-149.
- An S., Schorfheide F., 2007, *Bayesian analysis of DSGE models*, Econometric Reviews, no. 26(2-4), s. 113-172.
- Baranowski P., 2014, *Reguły polityki pieniężnej w Polsce. Podejście ilościowe*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Baranowski P., Gałęcka-Burdziak E., Górajski M., Malaczewski M., Szafrąński G., 2013, *Inflacja a mechanizmy aktualizacji cen. Studium dla Polski*, Wydawnictwo UŁ, PWN, Łódź-Warszawa.
- Baranowski P., Szafrąński G., 2012, *Reakcja gospodarki polskiej na szok polityki pieniężnej w małym modelu DSGE – na ile wybór metody estymacji determinuje wyniki?*, Bank i Kredyt, nr 4, s. 119-144.
- Boivin J., Giannoni M.P., 2006, *Has monetary policy become more effective?*, The Review of Economics and Statistics, no. 88(3), s. 445-462.
- Bukowski M., Dyrda S., Kowal P., 2008, *Assessing Effects of Joining Common Currency Area with Large-Scale DSGE Model: A Case of Poland*, Instytut Badań Strukturalnych, www.ibs.org.pl/site/upload/publikacje/working_papers/DSGE_IBS_paper.pdf.

- Calvo G., 1983, *Staggered prices in a utility-maximizing framework*, Journal of Monetary Economics, vol. 12, no. 3.
- Clarida R., Gali J., Gertler M., 1999, *The science of monetary policy: A new Keynesian perspective*, Journal of Economic Literature, vol. XXXVII.
- Farmer R.E., Waggoner D.F., Zha T., 2011, *Minimal state variable solutions to Markov-switching rational expectations models*, Journal of Economic Dynamics and Control, no. 35(12), s. 2150-2166.
- Gali J., 2008, *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press, Princeton.
- Goczek L., Partyka K., 2016, *The Asymmetric Behavior in Interest Rate Setting – The Case of the National Bank of Poland*, mimeo.
- Golinelli R., Rovelli R., 2005, *Monetary policy transmission, interest rate rules and inflation targeting in three transition countries*, Journal of Banking & Finance, vol. 29, no. 1, s. 183-201.
- Grabek G., Klos B., 2012, *Podstawowe mechanizmy ekonomiczne modelu DSGE SoePL-2012*, Bank i Kredyt, nr 6, s. 81-121.
- Grabek G., Klos B., Koloch G., 2010, *SOEPL 2009 – Model DSGE malej otwartej gospodarki estymowany na polskich danych*, Materiały i Studia, nr 251.
- Growiec J., 2009, *Relacja płac do wydajności pracy w Polsce: ujęcie sektorowe*, Bank i Kredyt, nr 40(5), s. 61-88.
- Kolasa M., 2009, *Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model*, Economic Modelling, no. 26(6), s. 1245-1269.
- Krajewski P., 2013, *Oddziaływanie wydatków rządowych na rynek pracy*, Wiadomości Statystyczne, nr 1, s. 1-13.
- Kuchta Z., 2014, *Szywność płac nominalnych w modelach DSGE malej skali. Analiza empiryczna dla Polski*, Gospodarka Narodowa, nr 6, s. 31-56.
- Osiewalski J., 2001, *Ekonometria bayesowska w zastosowaniach*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Pajor A., 2016, *Estimating the Marginal Likelihood Using the Arithmetic Mean Identity*, Bayesian Analysis.
- Sims C.A., Waggoner D.F., Zha T., 2008, *Methods for inference in large multiple-equation Markov-switching models*, Journal of Econometrics, vol. 146, no. 2, s. 255-274.
- Sims C.A., Zha T., 2006, *Were there regime switches in US monetary policy?*, The American Economic Review, no. 96(1), s. 54-81.
- Stawska J., 2014, *Stopy procentowe a inwestycje w Polsce i strefie euro*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Sznajderska A., 2014, *Asymmetric effects in the Polish monetary policy rule*, Economic Modelling, no. 36, s. 547-556.
- Taylor J.B., 1993, *Discretion versus policy rules in practice*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 39, s. 195-214.
- Vasicek B., 2012, *Is monetary policy in the new EU member states asymmetric?*, Economic Systems, vol. 36, no. 2, s. 235-263.
- Wallusch J., 2013, *Patrząc na słońce. Nieokreśloność równowagi a polska dezinflacja 1994-2011*, UE w Poznaniu, Poznań.
- Woodford M., 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton & Oxford.
- Wróbel-Rotter R., 2012, *Wybrane zagadnienia współczesnego modelowania strukturalnego. Część I: Estymowane modele równowagi ogólnej w zarysie*, Folia Oeconomica Cracoviensia, nr 53, s. 59-83.

Załącznik

Tabela Z1. Podstawowe statystyki rozkładów *a posteriori*

Parametr	Średnia	5 percentyl	95 percentyl
θ	0,970	0,963	0,973
h	0,987	0,976	0,993
σ	5,35	3,87	7,00
ρ	0,970	0,964	0,975
Odchylenie standardowe szoku v_t^p	2,123	1,879	2,372
Odchylenie standardowe szoku ϵ_t^i	0,284	0,268	0,301
Odchylenie standardowe szoku ϵ_t^x	0,017	0,015	0,018
Prawdopodobieństwo zmiany reżimu (z 1 na 2)	0,050	0,022	0,083
Prawdopodobieństwo zmiany reżimu (z 2 na 1)	0,022	0,0089	0,037

Źródło: opracowanie własne.