

# Reakcja gospodarki polskiej na szok polityki pieniężnej w małym modelu DSGE – na ile wybór metody estymacji determinuje wyniki?

Paweł Baranowski\*, Grzegorz Szafranski#

Nadesłany: 3 lutego 2012 r. Zaakceptowany: 6 czerwca 2012 r.

---

## Streszczenie

Dynamiczne stochastyczne modele równowagi ogólnej (DSGE) stanowią główne narzędzie analizowania sytuacji gospodarczej w krótkim okresie. Na przykładzie małego (trzyrównaniowego) neokeynesowskiego modelu DSGE estymowanego dla polskiej gospodarki pokazujemy, że na uzyskane wyniki może wpływać wybór strategii ich estymacji. Estymację wykonujemy na podstawie danych kwartalnych za lata 1997–2010, za pomocą dwóch popularnych metod estymacji modeli DSGE: podejścia bayesowskiego oraz uogólnionej metody momentów. Metody te różnią się nie tylko sposobem traktowania parametrów modelu, oczekiwań, informacji spoza modelu, czy założeń dotyczących rozkładu szoków, ale także sposobem uwzględnienia restrykcji pomiędzy „głębokimi” parametrami modelu. Na podstawie przeprowadzonych badań można stwierdzić, że system estymowany metodą bayesowską i model oszacowany za pomocą uogólnionej metody momentów znacznie różnią się reakcją modelowanej gospodarki na szok polityki pieniężnej. Ponadto sugerują one, że należy ostrożnie interpretować wyniki uzyskane na podstawie estymowanych modeli DSGE, a w miarę możliwości dodatkowo stosować inne metody estymacji.

---

**Słowa kluczowe:** dynamiczne modele równowagi ogólnej, polityka pieniężna, estymacja bayesowska, uogólniona metoda momentów

**JEL:** E30, E53, E40, C40

---

\* Uniwersytet Łódzki, Katedra Ekonometrii, Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; e-mail: pawel.baranowski@nbp.pl.

# Uniwersytet Łódzki, Katedra Ekonometrii, Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; e-mail: grzegorz.szafranski@nbp.pl.

## 1. Wstęp

Przez długi czas ekonomiści poszukiwali narzędzia badawczego zdolnego wyjaśniać stylizowane fakty na szczeblu makroekonomicznym przez odwoływanie się do działań pojedynczych podmiotów (maksymalizacja użyteczności i zysków, racjonalne oczekiwania). Rozwiązaniem stały się dynamiczne stochastyczne modele równowagi ogólnej (DSGE), w których dynamika gospodarki wyjaśniana jest przez zachowania podmiotów optymalizujących w nieskończonym horyzoncie czasowym. Mimo wielu ograniczeń modele DSGE oparte na paradygmacie nowej ekonomii keynesowskiej stanowią dziś najpopularniejsze narzędzie analizy gospodarki, zarówno w badaniach naukowych, jak i w praktyce banków centralnych (Woodford 2009; Tovar 2009).

Przeprowadzając badanie empiryczne, badacz dokonuje wyboru metody estymacji. Wybór ten jest szczególnie ważny przy estymacji parametrów modelu DSGE ze względu na różnorodność stosowanych w literaturze metod estymacji (zob. np. Ruge-Murcia 2007; Canova 2007): kalibracja, dopasowywanie funkcji odpowiedzi na impuls, uogólniona metoda momentów, metoda największej wiarygodności oraz estymacja bayesowska. Te dwie ostatnie metody, zastosowane w tym opracowaniu, różnią się nie tylko sposobem traktowania parametrów modelu, oczekiwań, informacji spoza modelu, czy założeń dotyczących rozkładu szoków, lecz także sposobem uwzględnienia restrykcji pomiędzy ukrytymi parametrami modelu<sup>1</sup>. Wymienione różnice mogą spowodować uzyskanie odmiennych wyników estymacji parametrów modelu w postaci strukturalnej. Ze względu na szeroki zakres zastosowań modeli DSGE oczekuje się, że pomimo tych różnic te dwie popularne metody estymacji<sup>2</sup> w najważniejszych obszarach badawczych będą dostarczać podobnych wniosków ilościowych i jakościowych. Nie znaleźliśmy w literaturze prac porównujących wyniki estymacji jednego modelu DSGE za pomocą estymatora GMM i przy wykorzystaniu podejścia bayesowskiego. Zapewne ze względu na wspomniane wyżej znaczne różnice między założeniami obu metod porównanie to jest bardzo trudne. W niniejszym artykule pokazujemy, że nie jest ono zupełnie niemożliwe, jeśli ograniczymy się do porównań funkcji odpowiedzi na impuls – narzędzia analizy często wykorzystywanego do formułowania wniosków z modeli dynamicznych. W celu pełniejszego porównania metod staraliśmy się sprawdzić odporność naszych wyników na dobór postaci równań (w regule Taylora), rozkładów *a priori* i odporność na dobór instrumentów. Naszym zdaniem na tym polega wartość dodana naszego badania.

W opracowaniu podejmujemy próbę odpowiedzi na pytanie, w jakim stopniu metoda estymacji wpływa na wnioski dotyczące transmisji szoku polityki pieniężnej w polskiej gospodarce. W analizie wykorzystujemy mały (trzyrównaniowy), neokenesowski model DSGE estymowany na danych kwartalnych za pomocą metody bayesowskiej oraz uogólnionej metody momentów. Wybór małego modelu podyktowany jest faktem, iż w większych DSGE (np. Smets, Wouters 2003), w których występuje więcej zmiennych nieobserwowalnych, problemy z identyfikacją utrudniają bezpośrednio porównywanie wyników obydwu metod estymacji.

<sup>1</sup> Wynika to z estymacji różnych postaci modelu. W przypadku estymacji bayesowskiej jest to postać modelu po jego rozwiązaniu ze względu na racjonalne oczekiwania (tzw. postać końcowa), w przypadku uogólnionej metody momentów jest to postać strukturalna z oczekiwaniami.

<sup>2</sup> Przykładowo, Gorodnichenko i Ng (2010) w zestawieniu badań empirycznych poświęconych estymacji DSGE pokazują, że największy udział miały: GMM, metoda największej wiarygodności (MNW) oraz podejście bayesowskie. W naszym badaniu stosujemy dwie spośród wymienionych metod, aczkolwiek wyniki otrzymane za pomocą podejścia bayesowskiego przy rozproszonych rozkładach *a priori* (zob. Aneks) stanowią dobre przybliżenie wyników MNW.

## 2. Gospodarka w perspektywie modelu DSGE – uwagi wstępne

W standardowych modelach DSGE zakłada się, że gospodarkę w skali makro można opisać jako rezultat optymalizacji decyzji reprezentatywnych gospodarstw domowych i przedsiębiorstw. Ponadto w modelu występuje bank centralny, który prowadzi politykę pieniężną zgodnie z regułą stopy procentowej<sup>3</sup>.

W prezentowanym modelu gospodarstwa domowe maksymalizują użyteczność w nieskończonym horyzoncie czasowym, wybierając wielkość konsumpcji oraz ilość świadczonej pracy. W porównaniu ze standardowo stosowaną przyjęta postać funkcji użyteczności zakłada trwałość nawyków. Sprawia to, że na decyzje dotyczące wyboru ścieżki konsumpcji oraz pracy wpływa również przeciętna konsumpcja z poprzedniego okresu. W skali całej gospodarki decyzje gospodarstw domowych kształtują zagregowany popyt na dobra (opisany przez równanie dynamicznej krzywej IS).

Przedsiębiorstwa działają na rynku konkurencji monopolistycznej, na którym występują losowe sztywności nominalne, wobec czego w każdym okresie jedynie część z nich może zmienić cenę. Ze względu na sposób ustalania cen wyróżniamy, w ślad za Galim i Gertlerem (1999), dwie grupy przedsiębiorstw. Pierwsza grupa ustala cenę zapewniającą maksymalizację oczekiwanego zysku w nieskończonym horyzoncie, podczas gdy druga indeksuje cenę na podstawie przeszłej inflacji. Zachowanie przedsiębiorstw w skali całej gospodarki kształtuje inflację (opisywaną przez równanie krzywej Phillipa).

Na działania opisanych wyżej podmiotów wpływają egzogeniczne szoki, w tym analizowany przez nas szok polityki pieniężnej, polegający na krótkotrwałym odejściu od reguły polityki pieniężnej<sup>4</sup>. Szoki te wytrącają gospodarkę z długookresowej równowagi i są przyczyną występowania krótkookresowych fluktuacji wokół stanu ustalonego (*steady state*). W prezentowanym modelu, podobnie jak w większości modeli DSGE, nie analizujemy długookresowych tendencji występujących w gospodarce, lecz jedynie krótkookresowe odchylenia od stanu równowagi długookresowej.

Dalsze szczegóły konstrukcji modelu (założenia co do zachowania gospodarstw domowych i przedsiębiorstw oraz równania modelu w postaci strukturalnej) przedstawiamy w kolejnych częściach opracowania.

## 3. Gospodarstwa domowe

Zakładamy, że istnieje nieskończenie wiele gospodarstw domowych, z których każde może konsumować dobra z wybranego koszyka dóbr spośród zróżnicowanych dóbr oznaczonych indeksem  $i$ . Użyteczność gospodarstwa uwzględnia nie tylko absolutny poziom konsumpcji, lecz również tzw. mechanizm trwałości nawyków konsumpcyjnych. Mechanizm ten sprawia, że bieżąca wiel-

<sup>3</sup> W prezentowanym modelu zachowanie banku centralnego nie wynika bezpośrednio z optymalizacji. Alternatywnym ujęciem byłoby przyjęcie, że bank centralny kieruje się tzw. regułą optymalną, tj. minimalizującą kwadratową funkcję straty (zob. np. Woodford 2001; Woodford 2003, rozdz. 8). Przyjęcie, że w przeciwieństwie do gospodarstw domowych i firm bank centralny stosuje reguły *ad hoc*, wydaje się nieco paradoksalne, chociaż znacznie upraszcza rozwiązanie modelu.

<sup>4</sup> W ślad za Clarida, Gali i Gertler (1999) przyjmujemy, że szoki w równaniach inflacji i luki produkcyjnej wygasają stopniowo (są zautokorelowane), a szok polityki pieniężnej (w równaniu stopy procentowej) wygasa natychmiast.

kość konsumpcji indywidualnej  $C_t$  jest porównywana z przeciętną konsumpcją wszystkich gospodarstw z okresu poprzedniego ( $\bar{C}_{t-1}$ ). W rezultacie użyteczność wynikająca z bieżącego strumienia konsumpcji jest tym wyższa, im niższy jest poziom odniesienia ( $\bar{C}_{t-1}$ )<sup>h</sup>, do którego tę konsumpcję porównujemy. Taki rodzaj preferencji, koncepcyjnie zbliżony do hipotezy dochodu relatywnego, w ślad za Abelem (1990) nazywamy zewnętrzną trwałością nawyków (ang. *external habit persistence*). Zakłada się, że gospodarstw domowych jest tak dużo, że osobno żadne nie jest w stanie kształtować konsumpcji zagregowanej, stanowiącej jedynie poziom odniesienia dla indywidualnych decyzji. Opisanie wyżej mechanizmy znajdują odzwierciedlenie w następującej postaci funkcji chwilowej użyteczności reprezentatywnego gospodarstwa domowego (przyjęto funkcję typu CRRA):

$$u(C_t, \bar{C}_{t-1}, N_t) = \frac{[C_t / (\bar{C}_{t-1})^h]^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{(N_t)^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (1)$$

gdzie parametr  $h \in \langle 0,1 \rangle$  mierzy stopień trwałości nawyków konsumpcyjnych. Im większa wartość parametru  $h$ , tym silniej na decyzje gospodarstw domowych wpływa agregatowa konsumpcja z poprzedniego okresu. Dodatni parametr  $\sigma$  wyznacza relatywną awersję do ryzyka. Wraz z jego wzrostem międzyokresowa alokacja konsumpcji jest mniej wrażliwa na zmiany realnej stopy procentowej. Z kolei odwrotność parametru  $\varphi > 0$  (odpowiednik elastyczności Frischa) można interpretować jako zmianę ilości pracy świadczonej przez gospodarstwo domowe na zmianę realnej płacy przy stałej relacji bieżącej konsumpcji do poziomu odniesienia wynikającego z trwałości nawyków (tj. gdy  $C_t / (\bar{C}_{t-1})^h = \text{const.}$ ).

Reprezentatywne gospodarstwo domowe maksymalizuje zdyskontowaną sumę użyteczności bieżącej i przyszłej (oczekiwanej), co opisuje wzór:

$$\max_{C_t, N_t} U_t = E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} u(C_\tau, \bar{C}_{\tau-1}, N_\tau) \quad (2)$$

gdzie  $\beta \in (0,1)$  jest standardowym współczynnikiem dyskonta użyteczności konsumpcji, a  $E_t$  – operatorem racjonalnych oczekiwań formułowanych w chwili  $t$ .

Ograniczenie budżetowe zapisujemy w postaci równości:

$$P_t C_t + B_t = (1 + i_{t-1}) B_{t-1} + W_t N_t \quad (3)$$

gdzie:

- $B_t$  – zasób oszczędności gospodarstwa domowego,
- $i_t$  – nominalna stopa procentowa,
- $W_t$  – nominalne wynagrodzenie (na jednostkę pracy).

Łączna konsumpcja reprezentatywnego gospodarstwa domowego  $C_t$  jest wynikiem agregacji konsumpcji zróżnicowanych dóbr  $C_t(i)$  na które popyt kształtowany jest w warunkach konkurencji monopolistycznej. Agregacja wykorzystuje często przyjmowany w modelach DSGE agregator Dixita i Stiglitz, będący funkcją typu CES (o stałej elastyczności substytucji)<sup>5</sup>:

<sup>5</sup> Zarówno indeks przedsiębiorstw, jak i indeks dóbr  $j \in (0,1)$  są elementami zbioru o mocy *continuum*.

$$C_t \equiv \left[ \int_0^1 C_t(i)^{1-1/\varepsilon} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (4)$$

Alokacja wydatków na poszczególne dobra opiera się na zasadzie maksymalizacji łącznej konsumpcji  $C_t$  przy danych cenach dóbr  $P_t(i)$  i ustalonym poziomie nominalnych wydatków na wszystkie dobra  $\int_0^1 P_t(i)C_t(i)di$ . Prowadzi to do powstania układu równań popytu na dobra (por. Gali 2008, s. 42):

$$C_t(i) = C_t [P_t(i)/P_t]^{-\varepsilon} \quad (5)$$

gdzie parametr  $\varepsilon > 1$  oznacza elastyczność cenową popytu na pojedyncze dobro, a  $P_t$  agregatowy indeks cen dóbr:

$$P_t \equiv \left[ \int_0^1 P_t(j)^{1-\varepsilon} dj \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (6)$$

Z rozwiązania zagadnienia maksymalizacji użyteczności (2) przy ograniczeniu budżetowym (3) odpowiednio względem: bieżącej konsumpcji i pracy oraz bieżącej i oczekiwanej konsumpcji, możemy wyprowadzić warunki konieczne optymalizacji zachowań gospodarstw domowych (skorzystano również z warunku  $\bar{C}_t = C_t$ , wynikającego z faktu, że gospodarstwa domowe są reprezentatywne)<sup>6</sup>:

$$\phi n_t + \sigma \left( c_t - \frac{h(1-\sigma)}{\sigma} c_{t-1} \right) = w_t - p_t \quad (7)$$

$$[\sigma + h(\sigma - 1)] c_t = \sigma E_t c_{t+1} + h(\sigma - 1) c_{t-1} + E_t p_{t+1} - p_t - i_t \quad (8)$$

gdzie małymi literami oznaczono procentowe odchylenia oryginalnych zmiennych od wartości w stanie ustalonym, np.  $n_t \equiv \ln(N_t / N^{ss})$ .

#### 4. Przedsiębiorstwa

Przedsiębiorstwa są jednorodne pod względem technologii produkcji (stosują jednoczynnikową potęgową funkcję produkcji) oraz pracy zużywanej w procesie produkcyjnym. Każde przedsiębiorstwo produkuje jeden rodzaj dobra, które sprzedaje na rynku o monopolistycznej strukturze konkurencji.

Wybór przedsiębiorstwa w zasadzie ogranicza się do ustalania cen zbytu swoich produktów ( $p_t^*$ ), przy czym wyróżnia się dwie grupy przedsiębiorstw, zależnie od sposobu ustalania cen (por. Gali i Gertler 1999). Jedne z firm, jak w podstawowym schemacie Calvo (por. np. Gali 2008, s. 44 i nast.), dokonują wyboru cen, maksymalizując zdyskontowane oczekiwane zyski w czasie obowiązywania nowo ustalonej ceny. Udział tych firm, określanych mianem zorientowanych na przyszłość (ang. *forward looking*), wynosi  $(1 - \omega)$ . Ustalane przez nie ceny ( $p_t^f$ ) można wyznaczyć na podstawie równania<sup>7</sup>:

<sup>6</sup> Metody rozwiązywania dynamicznych modeli równowagi ogólnej przedstawiają np. DeJong i Dave (2007) oraz Gali (2008).

<sup>7</sup> Po log-linearizacji warunku międzyokresowej optymalizacji zdyskontowanych zysków przez przedsiębiorstwa.

$$p_t^f = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t(mc_{t+k} + p_{t+k}) \quad (9)$$

gdzie parametr  $\theta \in \langle 0,1 \rangle$  nazywamy stopniem sztywności cen Calvo, a zmienna  $mc_t$  oznacza procentowe odchylenie realnego jednostkowego kosztu krańcowego produkcji od jego wartości w stanie ustalonym.

Udział pozostałych firm wynosi  $\omega$ . Nie dokonują one międzyokresowej optymalizacji zysków, lecz jedynie naśladowują konkurentów. Ze względu na sposób podejmowania decyzji określane są mianem zorientowanych na przeszłość (ang. *backward looking*). Stosują proste reguły indeksacji i ustalają ceny  $p_t^b$ , korzystając jedynie z informacji dostępnych w okresie  $t - 1$ , w tym z informacji o poziomie tych cen, które zmieniły się w poprzednim okresie  $p_{t-1}^*$ :

$$p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (10)$$

gdzie  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$  jest inflacją w okresie  $t$ .

Niezależnie od przyjętego sposobu ustalania cen firmy napotykać w swoich decyzjach ograniczenia dotyczące możliwości zmiany ceny według popularnego w neokeynesowskich modelach schematu sztywności cen Calvo. Zgodnie z tym schematem tylko część firm może swobodnie zmienić cenę w bieżącym okresie  $t$ . Przedsiębiorstwa zmieniają ceny na podstawie reguł określonych równaniem (9) lub (10) – w zależności od grupy, do której należą. Wybór firm, które mogą zmienić ceny, odbywa się w każdym okresie losowo i niezależnie od wyboru dokonanego w poprzednich okresach. Szansa na zmianę cen w każdym kolejnym okresie wynosi  $t - \theta$ . Pozostałe firmy (zorientowane zarówno na przyszłość, jak i na przeszłość), pozostawiają ceny na poziomie z okresu  $t - 1$ . W takim ujęciu agregatowy poziom cen  $p_t$  jest dany równaniem:

$$p_t = \theta p_t + (1 - \theta) p_t^* \quad (11)$$

gdzie poziom nowo ustalanych cen  $p_t^*$  jest wypadkową wyborów cen przez firmy *backward* i *forward looking*:

$$p_t^* = \omega p_t^b + (1 - \omega) p_t^f \quad (12)$$

W wyniku log-linearyzacji równania (9) w otoczeniu stanu ustalonego o zerowej inflacji otrzymamy równanie opisujące względną zmianę cen tych przedsiębiorstw *forward looking*, które nie napotkały bariery sztywności nominalnej tak jak w przypadku standardowego modelu bez indeksacji (zob. Gali 2008, s. 47):

$$p_t^f - p_{t-1} = (\beta\theta) E_t(p_{t+1}^f - p_t) + (1 - \beta\theta) mc_t + \pi_t \quad (13)$$

Po wstawieniu wyrażenia (13) do równań określających agregatowy poziom cen (11) i (12) i następnie rozwiązaniu wokół punktu równowagi o zerowej inflacji otrzymujemy równanie opisujące inflację (zob. Gali, Gertler 1999):

$$\pi_t = \frac{\beta\theta}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} E_t \pi_{t+1} + \frac{\omega}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} \pi_{t-1} + \frac{(1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} mc_t \quad (14)$$

Skorzystamy teraz z faktu, że na w pełni konkurencyjnym rynku pracy jednostkowy koszt pracy jest równy relacji płacy realnej do krańcowej wydajności pracy, tj.:  $mc_t = (w_t - p_t) - \ln(\partial Y_t / \partial N_t)$ . Wstawiając do tego wyrażenia wewnątrzokresowy warunek konieczny maksymalizacji dla gospodarstw domowych (7) otrzymujemy następującą zależność pomiędzy kosztami krańcowymi a produktem<sup>8</sup>:

$$mc_t = \frac{\varphi + \alpha + \sigma(1 - \alpha)}{1 - \alpha} x_t - h(\sigma - 1)x_{t-1} \quad (15)$$

gdzie  $x_t$  to luka produkcyjna, będąca procentowym odchyleniem  $y_t$  od jego poziomu określonego w warunkach giętkich cen.

## 5. Model – postać strukturalna

Przekształcając międzyokresowy warunek konieczny dla konsumenta (8) i podstawiając do niego tożsamość  $Y_t = C_t$ , otrzymujemy równanie luki produkcyjnej (tzw. dynamiczną krzywą IS z trwałością nawyków):

$$x_t = \gamma E_t(x_{t+1}) + (1 - \gamma)x_{t-1} - \tilde{\sigma}(i_t - E_t \pi_{t+1}) + v_t^x \quad (16)$$

$$v_t^x = \rho_x v_{t-1}^x + \xi_t^x, \quad \xi_t^x \sim IID(0, \Sigma^x)$$

gdzie  $v_t^x$  reprezentuje zautokorelowany szok.

Z kolei zestawienie równań (14) i (15) opisujących zachowanie firm prowadzi do sformułowania równania inflacji (tzw. hybrydowej neokeynesowskiej krzywej Philipsa, NHPC):

$$\pi_t = \beta_f E_t(\pi_{t+1}) + \beta_b \pi_{t-1} + \kappa_0 x_t + \kappa_1 x_{t-1} + v_t^\pi \quad (17)$$

$$v_t^\pi = \rho_\pi v_{t-1}^\pi + \xi_t^\pi, \quad \xi_t^\pi \sim IID(0, \Sigma^\pi)$$

gdzie  $v_t^\pi$  reprezentuje zautokorelowany szok.

Parametry postaci strukturalnej pozostają w następujących nieliniowych relacjach z parametrami ukrytymi:

<sup>8</sup> Dla funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa  $y_t = (1 - \alpha)n_t$ . Korzystamy również z założenia, że gospodarka jest zamknięta, bez udziału państwa i inwestycji w kapitał rzeczowy, z czego wynika, że:  $y_t = c_t$ .

$$\begin{aligned}\gamma &= \frac{\sigma}{\sigma + h(\sigma - 1)} \\ \tilde{\sigma} &= \frac{1}{\sigma + h(\sigma - 1)} \\ \beta_f &= \frac{\beta\theta}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} \\ \beta_b &= \frac{\omega}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} \\ \kappa_0 &= \frac{\varphi + \alpha + \sigma(1 - \alpha)}{1 - \alpha} \frac{(1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} \\ \kappa_1 &= \frac{h(1 - \sigma)(1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]}\end{aligned}$$

Uzupełnieniem modelu jest równanie opisujące sposób prowadzenia polityki pieniężnej. Przyjmujemy, że bank centralny kształtuje nominalną stopę procentową zgodnie z regułą Taylora (1993), reagując na bieżącą inflację i lukę produkcyjną. W obu przypadkach reakcja ta jest dodatnia i zapewnia powrót gospodarki do długookresowej równowagi – stanu ustalonego. Uwzględniając w modelu niechęć banku centralnego do dużych jednorazowych zmian stóp procentowych, w regule wprowadzamy mechanizm wygładzania stóp procentowych:

$$\begin{aligned}i_t &= \lambda i_{t-1} + (1 - \lambda)(\phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t) + \xi_t^i \\ \xi_t^i &\sim IID(0, \Sigma^i)\end{aligned}\tag{18}$$

gdzie  $\lambda \in \langle 0, 1 \rangle$  jest parametrem wygładzania stóp procentowych, a  $\xi_t^i$  reprezentuje szok polityki pieniężnej.

Dodatkowo rozpatrzmy częściowo antycypacyjną (*forward-looking*) regułę Taylora, w której bank centralny reaguje na inflację z okresu  $t + 1$ , wynikającą z racjonalnych oczekiwań, oraz na bieżącą lukę produkcyjną (Clarida, Gali, Gertler 1998).

$$\begin{aligned}i_t &= \lambda i_{t-1} + (1 - \lambda)(\phi_\pi E_t \pi_{t+1} + \phi_x x_t) + \xi_t^i \\ \xi_t^i &\sim IID(0, \Sigma^i)\end{aligned}\tag{19}$$

Rozważany model zawiera wiele daleko idących uproszczeń, np. prowadzenie analizy dla gospodarki zamkniętej, w pełni konkurencyjny rynek pracy, brak wpływu sektora publicznego czy ograniczenie rynku finansowego do transakcji pożyczkowych, w których stopa oprocentowania jest wolna od ryzyka. Sądzymy jednak, że empiryczne porównanie wyników estymacji stosunkowo



prostego modelu uzyskanych różnymi metodami może być pożyteczne z punktu widzenia analizy mechanizmu transmisji. Spodziewamy się, że najczęściej wykorzystywane w literaturze metody estymacji powinny dostarczać podobnych odpowiedzi na pytania dotyczące reakcji gospodarki na szok polityki pieniężnej. Taki wynik uzasadniałby często stosowaną w literaturze praktykę wykorzystywania tylko jednej metody estymacji do oceny własności modeli DSGE.

## 6. Metody estymacji

W analizie modeli DSGE stosuje się kilka strategii estymacji modelu (zob. np. Ruge-Murcia 2007; Canova 2007). Do najprostszych należy kalibracja parametrów modelu w postaci strukturalnej<sup>9</sup>. Kalibrację można przeprowadzić w bardziej formalny sposób przez dopasowywanie parametrów postaci zredukowanej lub funkcji odpowiedzi na impuls z modelu DSGE do odpowiedników otrzymanych za pomocą modeli VAR (tzw. wnioskowanie pośrednie, ang. *indirect inference*). Kolejną kategorię stanowią metody mające na celu dopasowanie momentów empirycznego rozkładu zmiennych obserwowalnych do wartości wynikających z teorii (uogólniona metoda momentów, ang. *generalized method of moments*, GMM) bądź uzyskanych w wyniku symulacji postaci teoretycznej modelu (metoda symulowanych momentów). Do metod opartych na funkcji gęstości rozkładu szoków, a nie tylko na wybranych charakterystykach tego rozkładu, zaliczamy metodę największej wiarygodności i podejście bayesowskie. Ze względu na trudności z uzyskaniem maksimum funkcji wiarygodności dla dużej liczby parametrów zakłócających zazwyczaj szacuje się tylko parametry strukturalne, które można zidentyfikować na podstawie postaci zredukowanej modelu, albo wykorzystuje się wiedzę aprioryczną do formalnego lub nieformalnego (kalibracja) ograniczenia zmienności niektórych parametrów ukrytych modelu.

W niniejszym artykule sprawdziliśmy, czy wybór metody estymacji parametrów modelu DSGE może wpływać na uzyskanie różnych ilościowo wniosków o mechanizmie transmisji polityki pieniężnej w estymowanym modelu dla gospodarki polskiej. W analizach empirycznych dominują dwie metody estymacji: uogólniona metoda momentów (głównie dla modeli estymowanych równanie po równaniu) i podejście bayesowskie (w estymacji całego systemu równań). Pierwsze z tych podejść zastosowano w oryginalnej pracy dotyczącej hybrydowej krzywej Philipa (Gali, Gertler 1999). Pomimo zarzucanego mu braku podejścia systemowego (choć możliwa jest również systemowa estymacja GMM), problemów z identyfikacją modelu (por. Beyer i in. 2005) oraz obciążenia ocen parametrów i ich wariancji (por. Linde 2005) wciąż jest wykorzystywane w estymacji, zwłaszcza hybrydowej krzywej Phillipa (por. np. Gali, Gertler, Lopez-Salido 2005) czy reguły Taylora (por. np. Fourçans, Vranceanu 2004, Jovanović 2012). Z kolei podejście bayesowskie oparte jest na wstępnej wiedzy badacza o rozkładach prawdopodobieństwa parametrów modeli. Aby uzyskać charakterystyki rozkładu *a posteriori*, wykorzystuje się na ogół metody symulacyjne. Poniżej krótko opiszemy konstrukcję tych metod, aby na koniec wskazać różnice, które mogą wpłynąć na uzyskanie różnych wyników estymacji i symulacji tego samego modelu DSGE.

<sup>9</sup> Kalibracja parametrów strukturalnych modelu wykorzystująca wiedzę spoza modelu, chociaż była (nieformalną) metodą estymacji pierwszych modeli DSGE (szczególnie modeli szkoły realnego cyklu koniunkturalnego), często jest nadal stosowana do określenia niektórych głębokich parametrów.

Estymatory uogólnionej metody momentów są tak skonstruowane, aby zminimalizować odchylenia momentów empirycznych od momentów teoretycznych określonych przez założenia modelu. W przypadku modeli klasy DSGE korzysta się z warunków momentów wyrażających brak skorelowania instrumentów ze składnikami losowymi równań o postaci strukturalnej<sup>10</sup>. Estymator GMM określony jest wówczas wzorem (por. Hall 2005, s. 36–37):

$$\hat{\alpha} = \arg \min_{\alpha} [g(\alpha)' \mathbf{W} g(\alpha)] \quad (20)$$

gdzie:

$\alpha$  – wektor  $K$  parametrów modelu,

$\mathbf{W}$  – półdefinitnie określona symetryczna macierz wag,

$g(\alpha) = T^{-1} [\sum_{t=1}^T z_{1,t} e_t \dots \sum_{t=1}^T z_{Q,t} e_t]'$  – wektor momentów empirycznych skonstruowanych na podstawie kowariancji zmiennych instrumentalnych  $z_{q,t}$  ze składnikiem resztowym strukturalnych równań modelu  $e_t$ ,

$Q - K$  (liczba zmiennych instrumentalnych jest większa niż liczba parametrów modelu).

Estymator GMM jest zgodny i asymptotycznie ma rozkład normalny (zob. Hall 2005, s. 66 i nast.). Efektywność estymacji parametrów modelu zależy od wyboru macierzy  $\mathbf{W}$ . Najczęściej używa się procedury dwustopniowej<sup>11</sup>, początkowo szacując optymalną macierz wag za pomocą zgodnego, lecz potencjalnie nieefektywnego estymatora, a następnie stosuje się tak otrzymane oceny macierzy  $\mathbf{W}$  do estymacji parametrów  $\alpha$  (Hall 2005, s. 88–92).

Teoretycznie zmienne instrumentalne powinny być silnie skorelowane ze zmiennymi endogenicznymi (w tym z oczekiwaniami) i nieskorelowane ze składnikiem losowym. Dobór zmiennych instrumentalnych dla zmiennych wyrażających oczekiwania następuje na podstawie wiedzy ekonomicznej, w znacznej mierze arbitralnie, co bywa przedmiotem krytyki. W ramach omawianej metody możliwe jest jednak testowanie statystycznej istotności warunków momentów dla przyjętego zestawu instrumentów. Testowana hipoteza zerowa zakłada, że spełnionych jest  $(Q - K)$  warunków ortogonalności (ponad  $K$  niezbędnych do identyfikacji modelu). Sprawdzianem tej hipotezy jest statystyka  $J$  o rozkładzie  $\chi^2$  o  $(Q - K)$  stopniach swobody (szerzej: Hall 2005, s. 144-145). Odrzucenie hipotezy zerowej wskazuje, że co najmniej jeden instrument jest skorelowany z szokiem, a zatem przyjęty zestaw instrumentów nie jest poprawny<sup>12</sup>.

Metoda estymacji bayesowskiej jest odmienna od pozostałych metod, gdyż w modelu bayesowskim nie tylko zmienne obserwowalne (zawarte w macierzy  $\mathbf{X}$ ) i nieobserwowalne zaburzenia ( $\epsilon$ ), ale również parametry strukturalne modelu (wektor  $\alpha$ ) traktuje się jako zmienne losowe (por. Osiewalski 2001). Wymaga to zdefiniowania łącznego rozkładu prawdopodobieństwa dla zmiennych i parametrów  $P(\mathbf{X}, \alpha)$ , na podstawie którego wyznacza się rozkłady brzegowe i warunkowe. Prawdopodobieństwa w modelu bayesowskim, w odróżnieniu od podejścia częstościowego, mają charakter subiektywny, gdyż opierają się na apriorycznych założeniach badacza dotyczących konstrukcji modelu (w tym funkcji wiarygodności) i wartości, jakie mogą przyjmować parametry modelu.

<sup>10</sup> Nie można zastosować warunków ortogonalności zmiennych objaśniających i składnika losowego, jak w klasycznej MNK, bowiem z definicji przyszłe (oczekiwane) wartości zmiennych zależą od wartości bieżących (a co za tym idzie – także od zaburzeń).

<sup>11</sup> Możliwe jest także wielostopniowe, iteracyjne oszacowanie macierzy wag, aż do uzyskania zbieżności – tzw. estymator GMM-CUE (*continuously updating estimator*).

<sup>12</sup> Problemy z doбором i testowaniem instrumentów małych modeli DSGE szerzej omawiają Henry i Pagan (2003).

W estymacji bayesowskiej założenia co do rozkładów parametrów modelu przyjmuje się przed zaobserwowaniem danych i dlatego nazywamy je rozkładami *a priori*. Do wnioskowania o rozkładach *a posteriori* parametrów  $P(\boldsymbol{\alpha}|\mathbf{X})$ , czyli o wartościach parametrów po zaobserwowaniu danych, wykorzystywany jest wzór Bayesa:

$$P(\boldsymbol{\alpha}|\mathbf{X}) = \frac{P(\mathbf{X}|\boldsymbol{\alpha})P(\boldsymbol{\alpha})}{P(\mathbf{X})} \quad (21)$$

gdzie:

$P(\boldsymbol{\alpha})$  – rozkład *a priori* parametrów  $\boldsymbol{\alpha}$ ,

$P(\mathbf{X}|\boldsymbol{\alpha})$  – funkcja wiarygodności,

$P(\mathbf{X})$  – brzegowa funkcja gęstości dla danych.

Reguła Bayesa umożliwia statystyczne wnioskowanie o rozkładach parametrów bez konieczności odwoływania się do asymptotycznych własności estymatora. Ze względu na skomplikowaną postać analityczną rozkładów *a posteriori* estymacja bayesowska (szczególnie modeli DSGE) sprowadza się do wyznaczenia empirycznych odpowiedników funkcji gęstości parametrów (histogramów) na podstawie łańcuchów Markowa generowanych metodami Monte Carlo (MCMC) – por. An i Schorfheide (2007) oraz Grabek i in. (2011). Na przykład w algorytmie Metropolisa-Hastingsa w pakiecie Dynare (Adjemani i in. 2011) losowania parametrów *a posteriori* z nieznanego rozkładu (o skomplikowanej postaci analitycznej) dokonujemy na podstawie realizacji pochodzących ze znanego rozkładu pomocniczego (na ogół rozkładu normalnego). Zgodnie z funkcją ważności określoną na podstawie kolejnych stanów łańcucha podejmuje się decyzję o przyjęciu bądź odrzuceniu nowo wylosowanej kombinacji parametrów (por. Fernandez-Villaverde 2010). Do wyznaczenia funkcji wiarygodności wykorzystuje się rozwiązanie modelu DSGE (tzw. postać zredukowana), zapisane w modelu przestrzeni stanów, oraz liniowy filtr Kalmana.

Stosowanie rozkładów *a priori* w bayesowskiej analizie modeli DSGE jest konieczne ze względu na to, że w funkcji wiarygodności określonej na przestrzeni parametrów modelu występują rozległe obszary o płaskiej powierzchni i trudno jest wyznaczyć maksimum globalne tej funkcji (por. An, Schorfheide 2007). Z tego względu używa się rozkładów *a priori*, które albo ograniczają przestrzeń parametrów do obszarów dobrze określonych przez teorię ekonomii, albo silnie preferują niektóre obszary zmienności parametrów, skupiając rozkłady *a priori* wokół wartości średniej określonej w innych badaniach.

W praktyce estymacji modeli DSGE przyjmuje się na ogół standardowe założenia o niezależności rozkładów *a priori* parametrów modelu<sup>13</sup>, dla większości z nich stosując podstawowe rozkłady informacyjne (normalny, beta, gamma). Rozkłady *a priori* służą do włączenia do modelu wiedzy ekonomicznej na temat wartości „głębokich” parametrów. Wiedza ta może wynikać bezpośrednio z założeń modelu i przekonań badacza, z wyników badań mikroekonomicznych, ze znajomości długookresowych relacji pomiędzy makrokategoriami czy wreszcie z innych eksperymentów numerycznych dla podobnych modeli. Istnieje niebezpieczeństwo, że uzyskany wynik estymacji silnie zależy od zasobu wiedzy apriorycznej zawar-

<sup>13</sup> Del Negro i Schorfheide (2008) rozważają model DSGE, w którym uchylono założenie o niezależności niektórych rozkładów *a priori* parametrów modelu.

tego w rozkładach *a priori*. Dlatego uzyskane wyniki zweryfikujemy zmieniając stopień rozproszenia rozkładów *a priori*<sup>14</sup>.

Konsekwencje przyjęcia bayesowskiego podejścia do estymacji parametrów modelu mają podstawowe znaczenie dla interpretacji wyników. W zasadzie podejście bayesowskie z wykorzystaniem informacyjnych rozkładów *a priori*, które ograniczają dziedzinę zmienności parametrów (np. poprzez wskazanie  $R^+$  jako dziedziny) lub wyraźnie preferują pewne obszary ich zmienności (przez silnie skupione rozkłady *a priori*), wyklucza ekonomiczną weryfikację wyników modelu. Wyniki estymacji mogą być ocenione tylko pod względem statystycznym. W podejściu bayesowskim odpowiadamy na pytanie, czy rozkłady *a posteriori* parametrów modelu są wyraźnie skupione wokół wartości średniej (odpowiednik statystycznej istotności w statystyce tradycyjnej) oraz czy dostępne dane znacznie uaktualniają naszą wiedzę aprioryczną o tych wartościach (Del Negro, Schorfheide 2008).

W estymacji bayesowskiej estymujemy łącznie wszystkie równania modelu. Zaletą podejścia systemowego jest wykorzystanie całej informacji o łącznym rozkładzie prawdopodobieństwa. Ponadto formalnie uwzględnia się restrykcje pomiędzy poszczególnymi równaniami, wynikające z obecności tych samych parametrów zakłócających w różnych równaniach (Canova 2007, s. 460) – w przedstawionym wyżej modelu dotyczy to neokeynesowskiej krzywej Phillipsa oraz dynamicznej krzywej IS. W estymacjach za pomocą uogólnionej metody momentów szacujemy każde równanie pojedynczo<sup>15</sup>. Dzięki temu potencjalny błąd specyfikacji jednego z równań nie wpłynie na oszacowania parametrów w pozostałych równaniach. W modelach DSGE metody niesystemowe zyskują przewagę, gdy w procesie generującym dane jedynym (bądź głównym) źródłem zmienności jest jeden szok, a w modelu występuje więcej szoków (Canova 2007, s. 461).

Tabela 1

Porównanie estymacji DSGE za pomocą podejścia bayesowskiego i GMM

	<b>Podejście bayesowskie</b>	<b>GMM</b>
Cecha szczególna	Wiedza <i>a priori</i> (spoza modelu) na temat parametrów modelu	Zmienne instrumentalne – spoza modelu lub opóźnione zmienne endogeniczne
Identyfikacja parametrów	Parametry ukryte; na ich podstawie można wyznaczyć parametry o postaci strukturalnej	Parametry strukturalne; pominięcie powiązań pomiędzy ukrytymi parametrami
Rozkłady szoków	Pełna funkcja gęstości (w tym określony typ rozkładu – na ogół rozkład normalny)	Tylko momenty rozkładu (odporny na zmiany rozkładu szoków)
Podejście systemowe	Tak	Nie
Własności estymatora	Dokładny rozkład <i>a posteriori</i>	Estymator zgodny i (asymptotycznie) efektywny

<sup>14</sup> Przykładowe wyniki dla rozkładów *a priori* „umiarkowanie skupionych” prezentujemy w głównej części tekstu, a dla rozkładów bardziej „rozproszonych” – w Aneksie. Dopuszczalny stopień rozproszenia rozkładów *a priori* ustalono eksperymentalnie.

<sup>15</sup> Estymację GMM można przeprowadzić również dla systemu równań. To podejście pozwala uwzględnić międzyrównaniowe warunki ortogonalności, jednak wymaga użycia wspólnych instrumentów.

W tabeli 1 podsumowano najważniejsze różnice pomiędzy podejściem bayesowskim i uogólnioną metodą momentów, mogące powodować uzyskanie odmiennych wyników estymacji tego samego modelu DSGE.

## 7. Dane

Przedstawiony model był estymowany na podstawie danych kwartalnych od I kwartału 1997 r. do IV kwartału 2010 r. (co daje 56 obserwacji). W badaniu wykorzystano następujące szeregi:

- luka produkcyjna  $x_t$  – procentowe odchylenie PKB (odsezonowanego Tramo/Seats) od wartości wygładzonej za pomocą filtru Hodricka-Prescotta,
- inflacja  $\pi_t$  – indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych (CPI), poprzedni kwartał = 100 (odsezonowane Tramo/Seats),
- stopa procentowa  $i_t$  – WIBOR 1M w ujęciu kwartalnym.

Dane źródłowe o PKB i inflacji pochodziły z Głównego Urzędu Statystycznego, a o stopie WIBOR – z serwisu Reuters EcoWin. Ze względu na to, że w modelu teoretycznym w stanie ustalonym zmienne są równe zero, wszystkie szeregi zostały pozbawione średniej.

## 8. Wyniki estymacji parametrów strukturalnych metodami bayesowskimi

Poniżej prezentujemy wyniki, które uzyskano dla rozkładów *a priori* podstawowych parametrów strukturalnych modelu umiarkowanie skupionych wokół wartości średnich. Przyjęcie w estymacji rozkładów *a priori* o relatywnie dużych wariancjach (tzw. *loose priors*) pozwala zmniejszyć ingerencję badacza w charakterystyki uzyskiwanych rozkładów *a posteriori*. Określanie wartości średniej rozkładów *a priori* ma wówczas mniejsze znaczenie dla uzyskanych rozkładów *a posteriori* niż duża wariancja tych rozkładów. Dla rozkładów *a priori* parametrów (zob. tabela 2) odpowiadających za nominalne i realne frykcje ( $\theta$ ,  $\omega$ ,  $h$ ), określonych w modelu na przedziale (0, 1), przyjęto średnią 0,5 oraz odchylenie standardowe 0,25. Są to rozkłady beta bardziej rozproszone od odpowiedników stosowanych w literaturze (por. Grabek i in. 2011)<sup>16</sup>. Dla parametrów określających reakcję banku centralnego wartości średnie rozkładów *a priori* ustalono na poziomie zbliżonym do wartości w oryginalnej regule Taylora (1993). Wiedzę o parametrach przyjmujących tylko wartości dodatnie opisano rozkładem gamma (o wartości oczekiwanej równej dwa i dodatniej asymetrii), z wyjątkiem odchyłeń standardowych szoków, dla których przyjęto standardowo odwrotny rozkład gamma. Pozostałe parametry zostały skalibrowane następująco:  $\beta = 0,99$ , tj. na poziomie często stosowanym w literaturze, z kolei  $\alpha = 0,5$ , tj. na poziomie zbliżonym do przeciętnego udziału nadwyżki operacyjnej w wartości dodanej brutto. Zgodnie z praktyką w estymacji modeli bayesowskich przyjęto, że brzegowe rozkłady *a priori* są niezależne, co ułatwia konstrukcję łącznego rozkładu *a priori*.

Do oceny histogramów brzegowych rozkładów *a posteriori* uzyskanych metodami MC (Monte Carlo) użyto po cztery łańcuchy Markowa, każdy po 500 000 replikacji, z których pominięto

<sup>16</sup> Jedynie dla rozkładów beta dla parametrów określających siłę autokorelacji szoków przyjęto mniejsze odchylenia standardowe, tj. 0,15.

Tabela 2  
Wyniki estymacji bayesowskiej (reguła bieżąca, rozkłady *a priori* umiarkowanie skupione)

Parametry	Rozkład <i>a priori</i>			Rozkład <i>a posteriori</i>		
	typ rozkładu	średnia	odchylenie standardowe	średnia	przedział 80%	
$\theta$	beta	0,5	0,25	0,810*	0,721	0,900
$\omega$	beta	0,5	0,25	0,412*	0,070	0,737
$h$	beta	0,5	0,25	0,735*	0,527	0,982
$\varphi$	gamma	2,0	1,50	1,671*	0,007	3,49
$\sigma$	gamma	2,0	1,50	5,015*	2,401	7,681
$\phi_\pi$	gamma	2,0	1,50	2,170*	1,831	2,518
$\phi_x$	gamma	0,5	1,50	0,003	0,000	0,008
$\lambda$	beta	0,5	0,15	0,797*	0,756	0,842
$\rho_\pi$	beta	0,5	0,15	0,370*	0,139	0,575
$\rho_x$	beta	0,5	0,15	0,832*	0,748	0,923
$\Sigma^i$	gamma <sup>-1</sup>	1,0	$\infty$	0,259*	0,214	0,302
$\Sigma^x$	gamma <sup>-1</sup>	0,4	$\infty$	0,118*	0,087	0,152
$\Sigma^\pi$	gamma <sup>-1</sup>	1,0	$\infty$	0,328*	0,254	0,403

Uwaga: gwiazdki wskazują na statystyczną istotność wartości średniej rozkładu *a posteriori*, rozumianą jako przypadek, gdy 80-procentowy przedział prawdopodobieństwa *a posteriori* o największej wiarygodności nie zawiera zera.

początkowe 100 000 realizacji (*burn-in period*). Obliczenia wykonano w pakiecie Dynare (zob. Adjemian i in. 2011). Standardowe statystyki oceny zbieżności wskazują na to, że można skorzystać z asymptotycznych własności algorytmu Metropolisa-Hastingsa.

Jak wskazuje porównanie kształtów brzegowych rozkładów *a priori* i *a posteriori*, dane zawierają informacje użyteczne do oceny charakterystyk parametrów modelu. Rozkłady brzegowe mają dobrze określoną pojedynczą dominantę i są bardziej skupione niż rozkłady *a priori*. Wyniki estymacji wskazują na dużą sztywność cen (średni okres trwania cen rzędu pięciu kwartałów<sup>17</sup>) i silnie ukształtowane nawyki konsumpcyjne. Najmniej informacji dostarczają dane na temat udziału przedsiębiorstw stosujących indeksację. Rozkład parametru wykazuje niewielką skośność dodatnią, ale średnia rozkładu *a posteriori* niewiele odbiega od średniej rozkładu *a priori*, a przedział ufności zawierający 80% wylosowanych realizacji jest dosyć szeroki. W wyniku estymacji parametrów reguły polityki pieniężnej uzyskano rezultaty zbliżone do uzyskiwanych w innych badaniach dla Polski, w których potwierdzono silną reakcję władz monetarnych na zmiany inflacji i słaby wpływ luki popytowej na kształtowanie się stopy procentowej bądź brak tego wpływu (zob. np. Grabek, Kłos, Koloch 2010; Baranowski 2011; Kuchta 2011; Krajewski 2012). Stwierdzono także silny efekt wygładzania stóp procentowych. W zakresie propagacji szoków można stwierdzić, że szoki w równaniu luki produkcyjnej mają *a posteriori* większą trwałość niż te w równaniu inflacji.

<sup>17</sup> Z badań ankietowych dla gospodarki Polski (Jankiewicz, Kołodziejczyk 2008) wynika, że ceny cechują się nieco mniejszą sztywnością.

Wyniki estymacji modelu dla bardziej rozproszonych rozkładów *a priori* parametrów (zob. Aneks) nie odbiegają znacznie od wyników prezentowanych w głównej części tekstu (różnica polega przede wszystkim na mniejszej precyzji rozkładów *a posteriori* parametru  $\omega$ ).

## 9. Wyniki – GMM

Równania wyprowadzone we wcześniejszej części opracowania oszacowano za pomocą uogólnionej metody momentów. W tym przypadku, w przeciwieństwie do estymacji bayesowskiej, pomijamy jednak głębokie parametry, a szacunki dotyczą parametrów zagregowanej postaci modelu<sup>18</sup>. W przypadku estymacji równań krzywej Phillipsa oraz dynamicznej IS formalnie uwzględniono schemat autokorelacji pierwszego rzędu, co pozwala oszacować również autokorelację składników losowych (szoków).

Jako zmienne instrumentalne zastosowano opóźnione zmienne występujące w danym równaniu (z okresu  $t - 1$  i  $t - 2$ ) oraz dodatkowo zmienne opisujące udziały (frakcje) dwóch pierwszych odpowiedzi na pytanie dotyczące tendencji inflacyjnych w najbliższych 12 miesiącach w ankiecie IPSOS<sup>19</sup> (z okresu  $t - 1$ ).

Zastosowano dwustopniową estymację GMM, z macierzą wag Neweya-Westa z optymalnym oknem Bartletta. Otrzymane wyniki przedstawiono w tabeli 3<sup>20</sup>.

Tabela 3  
Wyniki estymacji GMM (reguła bieżąca)

Hybrydowa krzywa Phillipsa			Dynamiczna IS			Reguła Taylora		
ocena parametru	statystyka t		ocena parametru	statystyka t		ocena parametru	statystyka t	
$\beta_F$	0,600	7,8	$\gamma$	0,411	30,4	$\phi_\pi$	1,858	7,8
$\beta_B$	0,417	8,3	$\tilde{\sigma}$	0,020	2,0	$\phi_x$	0,245	1,3
$\kappa_0$	0,092	2,3	$\rho_x$	0,113	10,7	$\lambda$	0,850	26,0
$\kappa_1$	-0,068	-2,2	<i>J</i> -test	3,36 (p = 99%)		Hausman	4,37 (p = 22%)	
$\rho_\pi$	-0,228	-5,3						
<i>J</i> -test	2,23 (p = 98%)							

Punktowe oceny parametrów mają poprawne znaki oraz wartości. W przypadku parametrów  $\beta_F$ ,  $\beta_B$  oraz  $\gamma$  zawierają się w przedziale (0,1). Ponadto suma ocen parametrów  $\beta_F$  i  $\beta_B$  jest zbliżona do jedności. Analiza wartości tych parametrów wskazuje, że w równaniu hybrydowej krzywej Phillipsa komponent oczekiwanej inflacji ma nieco większe znaczenie od komponentu adapta-

<sup>18</sup> Podejście takie jest konieczne ze względu na nieidentyfikowalność głębokich parametrów z neokenesowskiej krzywej Phillipsa w metodach estymacji wykorzystujących wyłącznie informację z próby.

<sup>19</sup> Dane o strukturze odpowiedzi w ankiecie IPSOS o oczekiwaniach inflacyjnych pochodzą z NBP. Szczegółowy opis metodyki zbierania tych danych przedstawia Łyziak (2004).

<sup>20</sup> Ze względu na brak oczekiwań w bieżącej regule Taylora wariant ten oszacowano za pomocą klasycznej MNK. Dodatkowo zasadność wyboru tej metody estymacji potwierdziły wyniki testu Hausmana, w którym skonfrontowano estymatory: MNK i MZI. Na przyjętym 10-procentowym poziomie istotności stwierdzono brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co wskazuje, że nie ma znacznych różnic pomiędzy oszacowaniami MNK i MZI.

cyjnego, odwrotnie niż w równaniu dynamicznej IS, gdzie większe znaczenie ma przeszła luka produkcyjna<sup>21</sup>. Parametr  $\tilde{\sigma}$  jest dodatni, co sprawia, że wzrost realnej stopy procentowej zmniejsza, *ceteris paribus*, lukę produkcyjną. Zgodnie z teorią kształtują się również parametry opisujące wpływ bieżącej i opóźnionej luki produkcyjnej na inflację,  $\kappa_0$  jest dodatnia, a  $\kappa_1$  jest zaś ujemna i co do wartości bezwzględnej mniejsza od  $\kappa_0$ . W regule Taylora parametr wygładzania stóp procentowych zawiera się w przedziale (0,1), a stopa procentowa dodatnio reaguje na wzrost inflacji i luki. Ponadto siła długookresowej reakcji polityki pieniężnej na inflację jest zgodna z tzw. zasadą Taylora (parametr  $\phi_\pi > 1$ ). W porównaniu z parametrami oryginalnej reguły Taylora (1993) reakcja na inflację jest silniejsza, a na lukę produkcyjną – słabsza.

Wartości statystyk testu  $J$  wskazują na poprawny dobór instrumentów. Wartości statystyki t-Studenta wskazują na nieistotny wpływ luki produkcyjnej na stopę procentową. Jednak ze względu na chęć dokładnego odwzorowania postaci modelu wynikającej z mikropodstaw oraz porównywalność z systemem estymowanym metodami bayesowskimi w parametryzacji GMM pozostawiamy postać reguły Taylora z luką produkcyjną.

Dodatkowo przeprowadzono estymacje za pomocą innego zestawu instrumentów<sup>22</sup>. Wyniki tych eksperymentów wskazują, że oceny parametrów były stosunkowo mało zmienne.

## 10. Porównanie funkcji odpowiedzi na szok

Jak wynika z tabeli 4, różnice między punktowymi ocenami parametrów<sup>23</sup> wynikające z parametryzacji bayesowskiej i GMM są znaczne<sup>24</sup>, zwłaszcza w przypadku równania dynamicznej krzywej IS. Dodajmy, że nawet niewielkie zróżnicowanie ocen pojedynczych parametrów mogą sprawić, że postać zredukowana modelu, a w konsekwencji wyniki symulacji modelu będą się znacznie różniły w zależności od parametryzacji (zob. np. Klein 1960). Z tego względu głównym przedmiotem porównania obu parametryzacji będą reakcje zmiennych na szok polityki pieniężnej.

Na wykresie 4 przedstawiamy reakcje na szok polityki pieniężnej  $\xi_t^i$  (wzrost stopy procentowej ponad wartość w stanie ustalonym). Wyznaczono je, rozwiązując model ze względu na racjonalne oczekiwania (zastosowano metodę Andersona i Moore'a), a następnie dla tak uzyskanej zredukowanej postaci modelu obliczono funkcję odpowiedzi na impuls.

Wyniki dla obu parametryzacji są zgodne z przesłankami teoretycznymi – zacieśnienie polityki pieniężnej powoduje zmniejszenie luki produkcyjnej i inflacji. Ponadto występuje charakterystyczna, tzw. garbatokształtna reakcja luki produkcyjnej i inflacji – najsilniejszy spadek tych zmiennych występuje z opóźnieniem.

<sup>21</sup> Obliczając parametry zakłócające na podstawie otrzymanych ocen parametrów, możemy zauważyć, że otrzymano parametr trwałości nawyków ( $h$ ) przekraczający 1. Mimo tego zastrzeżenia przeprowadzimy porównanie wyników parametryzacji GMM i bayesowskiej.

<sup>22</sup> Przykładowe wyniki przedstawiamy w Aneksie. Dodatkowe wyniki dostępne są na życzenie.

<sup>23</sup> Porównanie zaprezentowane w tabeli 3 celowo abstrahuje od niepewności szacunków – w metodzie GMM określony jest jedynie asymptotyczny rozkład estymatora (normalny), zaś przy użyciu technik bayesowskich uzyskujemy dokładny rozkład *a posteriori*. Z powodu różnych założeń prezentowanych metod, a także tego, że w przypadku prezentowanego badania nie znamy nawet klasy rozkładów *a posteriori*, trudno jest formalnie stwierdzić czy poszczególne oceny parametrów są statystycznie równe.

<sup>24</sup> Dużo większe rozbieżności zauważamy w przypadku parametrów określających autokorelację szoków w równaniach luki produkcyjnej i inflacji. Parametry te nie mają jednak znaczenia dla reakcji systemu na szok polityki pieniężnej (który w obu metodach estymacji z założenia jest nieautokorelowany).



Tabela 4  
Porównanie ocen „płytkich” parametrów (bez odchyłeń standardowych)

Parametry strukturalne	Estymacja bayesowska (średnia z rozkładu <i>a posteriori</i> )	Uogólniona metoda momentów (GMM)
Dynamiczna krzywa IS – równanie luki produkcyjnej (16)		
$\gamma$	0,629	0,411
$\tilde{\sigma}$	0,126	0,020
$\rho_x$	0,832	0,113
Równanie hybrydowej krzywej Phillipsa (17)		
$\beta_F$	0,658	0,600
$\beta_B$	0,338	0,417
$\kappa_0$	0,170	0,092
$\kappa_1$	-0,054	-0,068
$\rho_\pi$	0,370	-0,228
Reguła banku centralnego – reguła Taylora (18)		
$\phi_\pi$	2,170	1,858
$\phi_x$	0,003	0,245
$\lambda$	0,797	0,850

Porównując dynamiki reakcji gospodarki na szok polityki pieniężnej, możemy zauważyć wiele różnic. Po pierwsze, ścieżka odpowiedzi na impuls otrzymana na podstawie punktowych ocen parametrów z GMM przeważnie nie zawiera się w 80-procentowych przedziałach ufności pochodzących z parametryzacji bayesowskiej. Po drugie, w przypadku systemu estymowanego za pomocą GMM reakcja jest bardziej rozłożona w czasie. Największe odchylenia inflacji i luki od równowagi dla parametryzacji bayesowskiej występują już po pierwszym kwartale, podczas gdy dla parametryzacji GMM po 3–4 kwartałach. Po trzecie, w modelu estymowanym GMM po początkowym szoku – wzroście stopy procentowej – po 5–6 kwartałach występuje przeciwna reakcja stopy procentowej, która odzwierciedla działania banku centralnego na rzecz szybszego powrotu do równowagi; w modelu estymowanym metodami bayesowskimi reakcja taka praktycznie nie występuje. Po czwarte, mimo różnej dynamiki reakcji na szok polityki pieniężnej w obu parametryzacjach jej maksymalny wpływ na reakcję gospodarki na odejście od reguły Taylora jest jednakowy dla inflacji, a w przypadku luki produkcyjnej jest o około połowę mniejszy w parametryzacji GMM.

Dodatkowo sprawdzono, które parametry najsilniej wpływają na różnice między otrzymanymi funkcjami reakcji. W tym celu przeprowadzono eksperymenty, polegające na tym, że zmieniano poszczególne parametry modelu. Wynika z nich, że do otrzymanych różnic w największym stopniu przyczyniły się: udział firm indeksujących cenę ( $\omega$ ), trwałość nawyków ( $h$ ) oraz parametr międzyokresowej substytucji konsumpcji ( $\sigma$ )<sup>25</sup>.

<sup>25</sup> Rezultaty tych eksperymentów dostępne u autorów.

Analizy wykorzystujące bardziej rozbudowane modele DSGE dla gospodarki Polski pokazują oszacowaną dynamikę reakcji zbliżoną do tej, która w prezentowanym badaniu została otrzymana na podstawie technik bayesowskich. W badaniu Grabka, Kłosa i Kolocha (2011) najsilniejsza reakcja inflacji i PKB następuje po upływie jednego kwartału od impulsu monetarnego. Szacunki Kuchty (2011) wskazują natomiast, że największy spadek inflacji i PKB następuje po 3 kwartałach. Wyniki takie są zbliżone do otrzymanych przez nas na podstawie technik bayesowskich (zob. wykres 4), co nie dziwi, bowiem zarówno Grabek, Kłos i Koloch (2011), jak i Kuchta (2011) korzystali z tej metody estymacji. W Aneksie prezentujemy wyniki otrzymane dzięki zastosowaniu reguły częściowo antycypacyjnej (tj. równanie (19)). Z porównania funkcji odpowiedzi na impuls wynika, że mają one podobny przebieg jak w przypadku reguły bieżącej, chociaż amplitudy zmian są nieco mniejsze.

## 11. Podsumowanie

Celem opracowania było sprawdzenie, na ile wybór metody estymacji różnicuje wnioski otrzymane za pomocą dynamicznych stochastycznych modeli równowagi ogólnej (DSGE). Porównaniem objęto reakcję na szok polityki pieniężnej w małym modelu neokenesowskim, wzbogaconym o komponenty adaptacyjne (trwałość nawyków, indeksacja cen i wygładzanie stóp procentowych). Model ten estymowano na kwartalnych danych polskich za pomocą metody bayesowskiej oraz uogólnionej metody momentów.

Z naszych badań wynika, że ocena reakcji polskiej gospodarki na szok polityki pieniężnej w znacznym stopniu zależy od wyboru metody estymacji. Różnice dotyczą głównie dynamiki tej reakcji – w systemie estymowanym bayesowsko najsilniejszy spadek luki produkcyjnej i inflacji następuje znacznie szybciej niż w przypadku modelu oszacowanego za pomocą uogólnionej metody momentów. Inaczej zachowuje się również stopa procentowa – w przypadku uogólnionej metody momentów po początkowym wzroście stopy procentowej następuje spadek poniżej stanu ustalonego, podczas gdy dla estymacji bayesowskiej taki spadek praktycznie nie występuje. Na podstawie takiej pojedynczej analizy trudno jednak odpowiedzieć na pytanie, która metoda daje lepsze wyniki. Naszym zdaniem rozstrzygnięcie tej kwestii wymagałoby przeprowadzenia badania prawdziwego procesu generującego dane, podobnie jak u Jondeau i Le Bihan (2003), dla MNW i GMM. Trudno również porównywać uzyskane wyniki empiryczne z rezultatami analiz empirycznych wykorzystujących strukturalne modele autoregresyjne (SVAR). Po pierwsze, w przypadku SVAR także nie dysponujemy „prawdziwymi” parametrami, lecz jedynie ich oszacowaniami. Po drugie, pomimo bogatej specyfikacji dynamicznej równań modele SVAR opierają się na odmiennych założeniach, w szczególności dotyczących bieżącej korelacji szoków<sup>26</sup>.

Zdajemy sobie sprawę, że otrzymanym wynikiom trudno nadać walor ogólności. Dlatego przyszłym kierunkiem badań będzie poszerzenie analiz o bardziej rozbudowane warianty modelu DSGE. Szczególnie interesujące wydaje się rozpatrzenie innych mechanizmów zmiany cen (np. modelu Dotseya, Kinga i Wolmana 1999) lub uwzględnienie sztywności płac (np. Erceg, Henderson, Levin 2000).

<sup>26</sup> Nawet przyjmując najbardziej popularną dekompozycję Choleskiego, należy określić uporządkowanie zmiennych w trójkątnej macierzy korelacji szoków.

## Bibliografia

- An S., Schorfheide F. (2007), Bayesian analysis of DSGE models, *Econometric Reviews*, 26(2–4), 113–172.
- Abel A. (1990), Asset prices under habit formation and catching up with the Joneses, *American Economic Review*, 80(2), s. 38–42.
- Adjemian S., Bastani H., Juillard M., Mihoubi F., Perendia G., Ratto M., Villemot S. (2011), *Dynare: reference manual: Version 4*, Dynare Working Papers, 1, CEPREMAP.
- Baranowski P. (2011), Reguła polityki pieniężnej dla Polski – porównanie wyników różnych specyfikacji, *Oeconomia Copernicana*, nr 3, 7–31.
- Beyer A., Roger E.A., Farmer J.H., Marcellino M., (2005), *Factor analysis in a new-Keynesian model*, ECB Working Paper, 510, European Central Bank.
- Canova F. (2007), *Methods for applied macroeconomic research*, Princeton University Press.
- 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. (1999), The science of monetary policy: a new Keynesian perspective, *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707.
- DeJong D., Dave Ch. (2007), *Structural macroeconometrics*, Princeton University Press, Princeton.
- Del Negro M., Schorfheide F. (2008), Forming priors for DSGE models (and how it affects the assessment of nominal rigidities), *Journal of Monetary Economics*, 55(7), 1191–1208.
- Dotsey M., King R., Wolman A. (1999), State-dependent pricing and the general equilibrium dynamics of money and output, *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 655–690.
- Erceg Ch.J., Henderson D.W., Levin A.T. (2000), Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts, *Journal of Monetary Economics*, 46(2), s. 281–313.
- Fernandez-Vilaverde J. (2010), The econometrics of DSGE models, *Journal of the Spanish Economic Association*, 1(1–2), 3–49.
- 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*, 20(5), 873–904.
- Fourçans A., Vranceanu R. (2004), The ECB interest rate rule under the Duisenberg presidency, *European Journal of Political Economy*, nr 3, vol. 20, s. 579–595.
- Gali J. (2008), *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework*, Princeton University Press.
- Gali J., Gertler M. (1999), Inflation dynamics: a structural econometric analysis, *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195–222.
- Gali J., Gertler M., Lopez-Salido D.J. (2005), Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Phillips curve, *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1107–1118.
- Gorodnichenko Y., Ng S. (2010), Estimation of DSGE models when the data are persistent, *Journal of Monetary Economics*, 57(3), 325–340.
- Grabek G., Kłos B., Koloch G. (2010), *SOE-PL 2009 – model DSGE małej otwartej gospodarki estymowany na polskich danych. Specyfikacja, oceny parametrów, zastosowania*, Materiały i Studia NBP, 251, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Grabek G., Kłos B., Koloch G. (2011), *SOE PL 2009 – an estimated dynamic stochastic general equilibrium model for policy analysis and forecasting*, NBP Working Paper, 83, National Bank of Poland, Warsaw.

- Hall A. (2005), *Generalized method of moments*, Oxford University Press.
- Henry S.G.B., Pagan A.R. (2004), The econometrics of the new Keynesian policy model: introduction, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66 (supplement), 581–606.
- Jankiewicz Z., Kołodziejczyk D. (2008), Mechanizmy kształtowania cen w przedsiębiorstwach Polskich na tle zachowań firm ze strefy euro, *Bank i Kredyt*, 2, 19–42.
- Jondeau E., Le Bihan H. (2003), *ML vs GMM estimates of hybrid macroeconomic models (with an application to the ‘new Phillips curve’)*, Working papers, 103, Banque de France.
- Jovanović M. (2012), Empirical evidence on the generalized Taylor principle, *Economics Letters*, 117(1), 78–80.
- Klein L.R. (1960), Single equation vs. equation system methods of estimation in econometrics, *Econometrica*, 28(4), 866–871.
- Krajewski P. (2012), Dekompozycja oddziaływania wydatków rządowych na komponent popytowy i podaży, *Wiadomości Statystyczne*, w druku.
- Kuchta Z. (2011), *Wpływ utraty autonomicznej polityki monetarnej na absorpcję zaburzeń egzogenicznych*, w: P. Krajewski (red.), *Gospodarka Polski w perspektywie wstąpienia do strefy euro. Ujęcie ilościowe*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Łyziak T. (2004), Probabilistyczne metody pomiaru oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych na podstawie danych ankietowych, *Bank i Kredyt*, 8, 4–13.
- Osiewalski J. (2001), *Ekonometria bayesowska w zastosowaniach*, Wydawnictwo AE w Krakowie.
- Ruge-Murcia F. (2007), Methods to estimate dynamic stochastic general equilibrium models, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(8), 2599–2636.
- Smets F., Wouters R. (2003), An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area, *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.
- Taylor J.B. (1993), *Discretion versus policy rules in practice*, Carnegie-Rochester Series on Public Policy, 39.
- Tovar C. (2009), DSGE models and central banks, *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 3(16), [www.economics-ejournal.org/economics/discussionpapers/2008-30](http://www.economics-ejournal.org/economics/discussionpapers/2008-30).
- Woodford M. (2001), The Taylor rule and optimal monetary policy, *American Economic Review*, 91(2), 232–237.
- Woodford M. (2003), *Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy*, Princeton University Press.
- Woodford M. (2009), Convergence in macroeconomics: elements of the new synthesis, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1), 267–279.

## Podziękowania

Praca finansowana ze środków na naukę w latach 2010–2012 jako projekt badawczy MNiSW N N111 209439. Wstępna wersja pracy prezentowana była 5 grudnia 2011 r. na konferencji NBP „Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce”.

## Aneks

Tabela 1  
Wyniki estymacji GMM (reguła bieżąca)

Hybrydowa krzywa Phillipsa			Dynamiczna IS			Reguła Taylora		
	ocena parametru	statystyka t		ocena parametru	statystyka t		ocena parametru	statystyka t
$\beta_F$	0,667	11,8	$\gamma$	0,418	29,3	$\phi_\pi$	1,858	7,8
$\beta_B$	0,373	11,3	$\tilde{\sigma}$	0,018	1,7	$\phi_x$	0,245	1,3
$\kappa_0$	0,116	3,1	$\rho_x$	0,132	9,2	$\lambda$	0,850	26,0
$\kappa_1$	-0,090	-3,0	$J$ -test	3,36 ( $p = 99\%$ )		Hausman	0,45 ( $p = 93\%$ )	
$\rho_\pi$	-0,205	-5,5						
$J$ -test	2,50 ( $p = 93\%$ )							

Uwagi:

Wykorzystano następujący zestaw instrumentów: opóźnione zmienne występujące w danym równaniu (z okresu  $t - 1$  i  $t - 2$ ), dodatkowo wspólny czynnik (*principal component*, z okresu  $t - 1$ ) ze zbioru 47 zmiennych makroekonomicznych (zob. Favero, Marcellino, Neglia 2005). Uwzględniono: wskaźniki koniunktury, stopy procentowe na rynku międzybankowym, ceny surowców na rynkach światowych, PKB i jego składniki, informacje z rynku pracy, kursy walutowe, ceny produkcji sprzedanej przemysłu oraz PKB za granicą.

Podobnie jak w estymacjach zaprezentowanych w głównej części tekstu bieżącą regułą Taylora oszacowano za pomocą KMNK (z tego względu nie zmieniły się oceny parametrów).

Tabela 2  
Wyniki estymacji bayesowskiej (reguła bieżąca, rozkłady *a priori* rozproszone)

Parametry	Typ rozkładu	Rozkład <i>a priori</i>		Rozkład <i>a posteriori</i>		
		średnia	odchylenie standardowe	średnia	80-procentowy przedział ufności	
$\theta$	Beta	0,5	0,285	0,781*	0,659	0,907
$\omega$	Beta	0,5	0,285	0,445	0,000	0,811
$h$	Beta	0,5	0,285	0,731*	0,489	1,000
$\varphi$	Gamma	2,0	1,50	1,589*	0,035	3,195
$\sigma$	Gamma	2,0	1,90	5,596*	1,427	10,534
$\phi_\pi$	Gamma	2,0	1,90	2,268*	1,868	2,713
$\phi_x$	Gamma	0,5	1,90	0,001	0,000	0,004
$\lambda$	Beta	0,5	0,285	0,810*	0,760	0,859
$\rho_\pi$	Beta	0,5	0,285	0,362	0,000	0,919
$\rho_x$	Beta	0,5	0,285	0,872*	0,767	0,954
$\Sigma^i$	Gamma <sup>-1</sup>	1,0	$\infty$	0,260*	0,212	0,308
$\Sigma^x$	Gamma <sup>-1</sup>	0,4	$\infty$	0,108*	0,078	0,136
$\Sigma^\pi$	Gamma <sup>-1</sup>	1,0	$\infty$	0,374*	0,242	0,493

Tabela 3  
Wyniki estymacji GMM (reguła antycypacyjna, zestaw instrumentów jak w wariancie podstawowym)

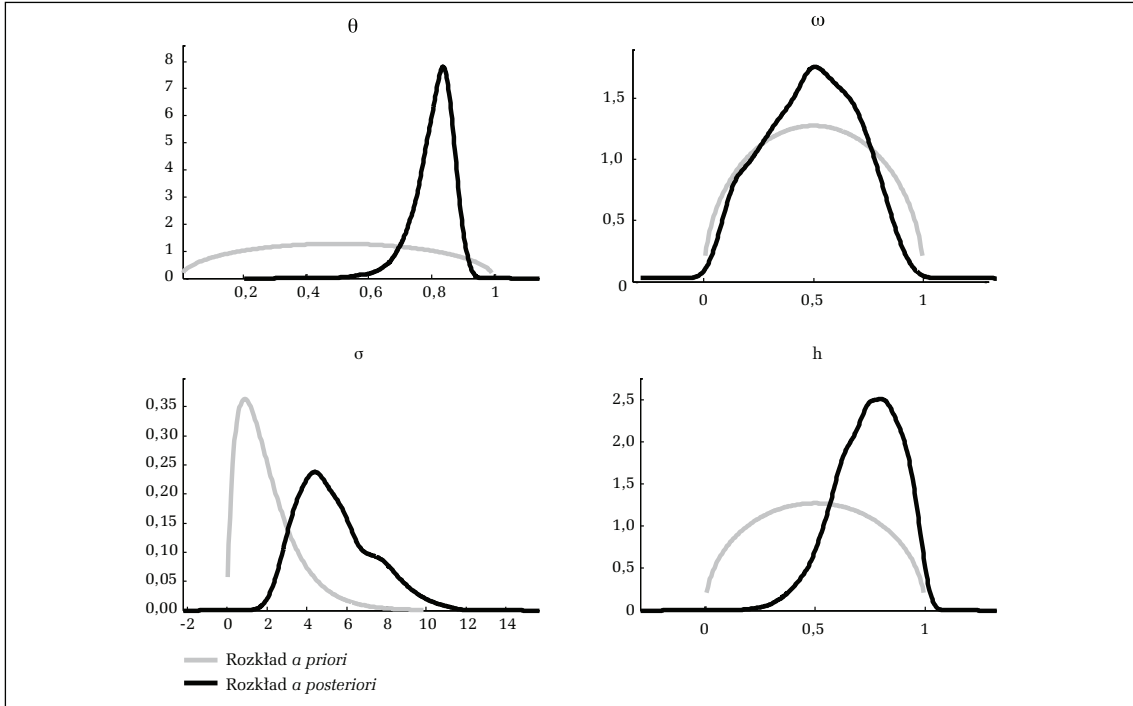
Hybrydowa krzywa Phillipsa			Dynamiczna IS			Reguła Taylora		
ocena parametru	statystyka t		ocena parametru	statystyka t		ocena parametru	statystyka t	
$\beta_F$	0,600	7,8	$\gamma$	0,411	30,4	$\phi_\pi$	2,560	13,3
$\beta_B$	0,417	8,3	$\tilde{\sigma}$	0,020	2,0	$\phi_x$	0,082	0,5
$\kappa_0$	0,092	2,3	$\rho_x$	0,113	10,7	$\lambda$	0,825	36,1
$\kappa_1$	-0,068	-2,2	<i>J</i> -test	3,36 ( $p = 99\%$ )		<i>J</i> -test	2,75 ( $p = 84\%$ )	
$\rho_\pi$	-0,228	-5,3						
<i>J</i> -test	2,23 ( $p = 98\%$ )							

Tabela 4  
Wyniki estymacji bayesowskiej (reguła antycypacyjna, rozkłady *a priori* umiarkowanie skupione)

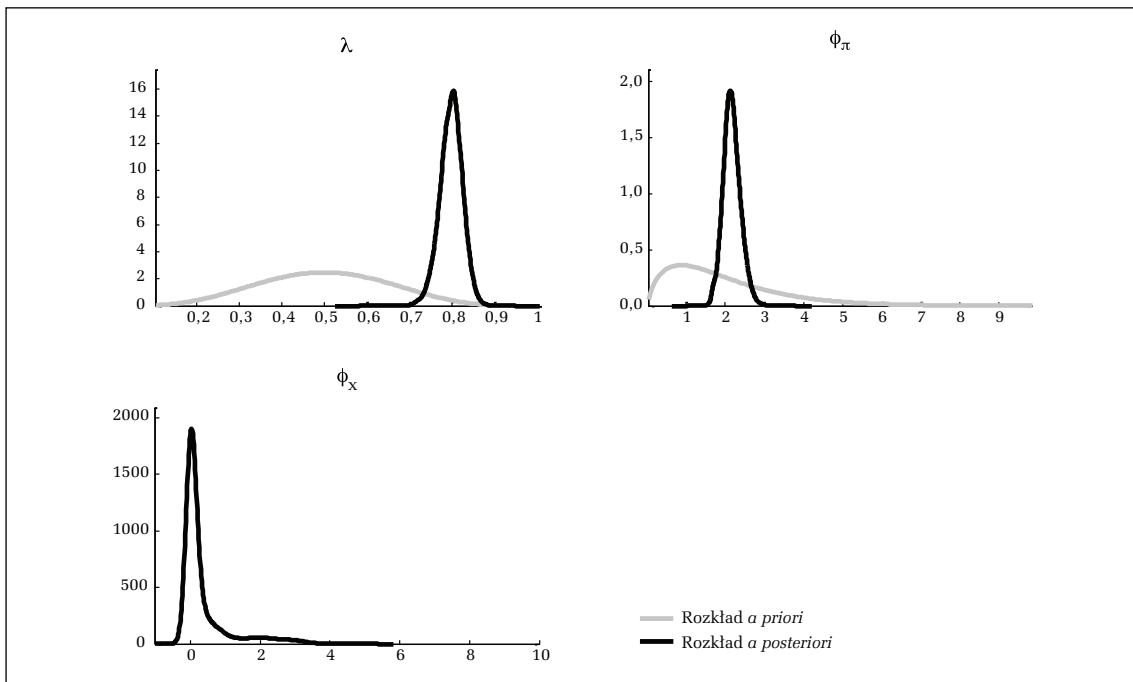
Parametry	Typ rozkładu	Rozkład <i>a priori</i>		Rozkład <i>a posteriori</i>		
		średnia	odchylenie standardowe	średnia	80-procentowy przedział ufności	
$\theta$	Beta	0,5	0,25	0,838*	0,764	0,899
$\omega$	Beta	0,5	0,25	0,396*	0,063	0,738
$h$	Beta	0,5	0,25	0,757*	0,555	0,933
$\varphi$	Gamma	2,0	1,50	1,662*	0,358	3,456
$\sigma$	Gamma	2,0	1,50	4,398*	2,493	7,331
$\phi_\pi$	Gamma	2,0	1,50	2,912*	2,355	3,531
$\phi_x$	Gamma	0,5	1,90	0,005	0,000	0,011
$\lambda$	Beta	0,5	0,25	0,806*	0,756	0,853
$\rho_\pi$	Beta	0,5	0,25	0,300*	0,120	0,531
$\rho_x$	Beta	0,5	0,25	0,868*	0,786	0,933
$\Sigma^i$	Gamma-1	1,0	$\infty$	0,258*	0,225	0,295
$\Sigma^x$	Gamma-1	0,4	$\infty$	0,116*	0,093	0,141
$\Sigma^\pi$	Gamma-1	1,0	$\infty$	0,315*	0,268	0,365

Uwaga: gwiazdki wskazują na statystyczną istotność wartości średniej rozkładu *a posteriori*, rozumianą jako przypadek, gdy 80-procentowy przedział prawdopodobieństwa *a posteriori* o największej wiarygodności nie zawiera zera.

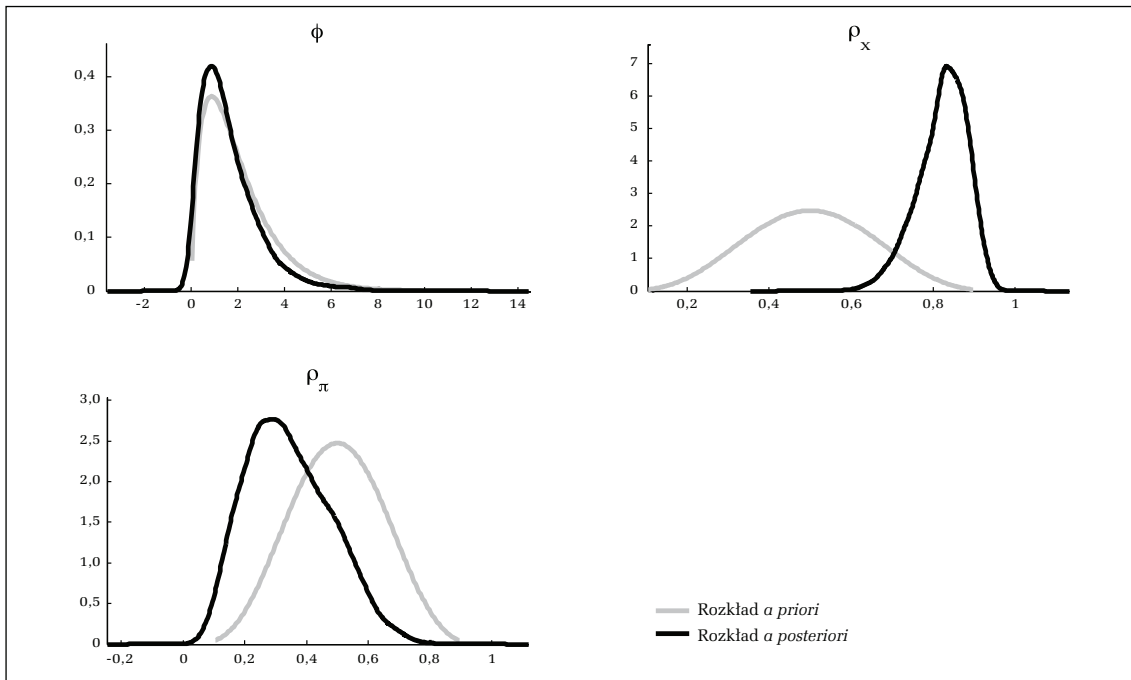
Wykres 1  
Rozkłady podstawowych parametrów modelu



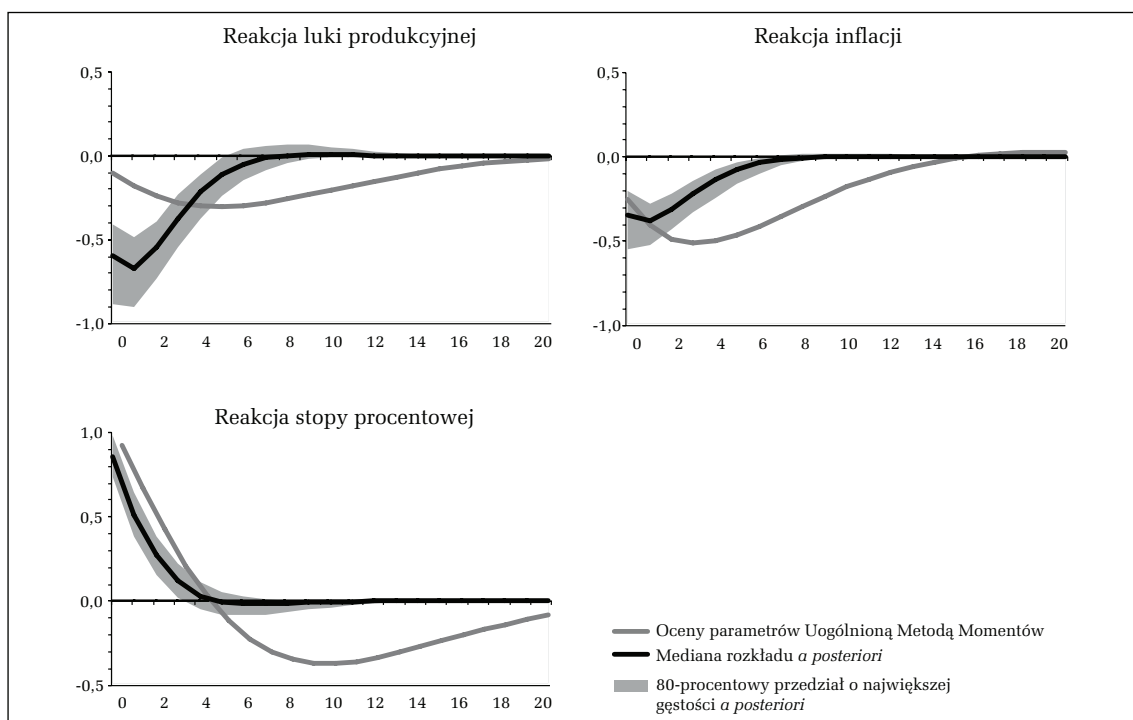
Wykres 2  
Rozkłady parametrów reguły Taylora



Wykres 3  
Rozkłady pozostałych parametrów modelu



Wykres 4  
Reakcja na szok polityki pieniężnej (reguła bieżąca)

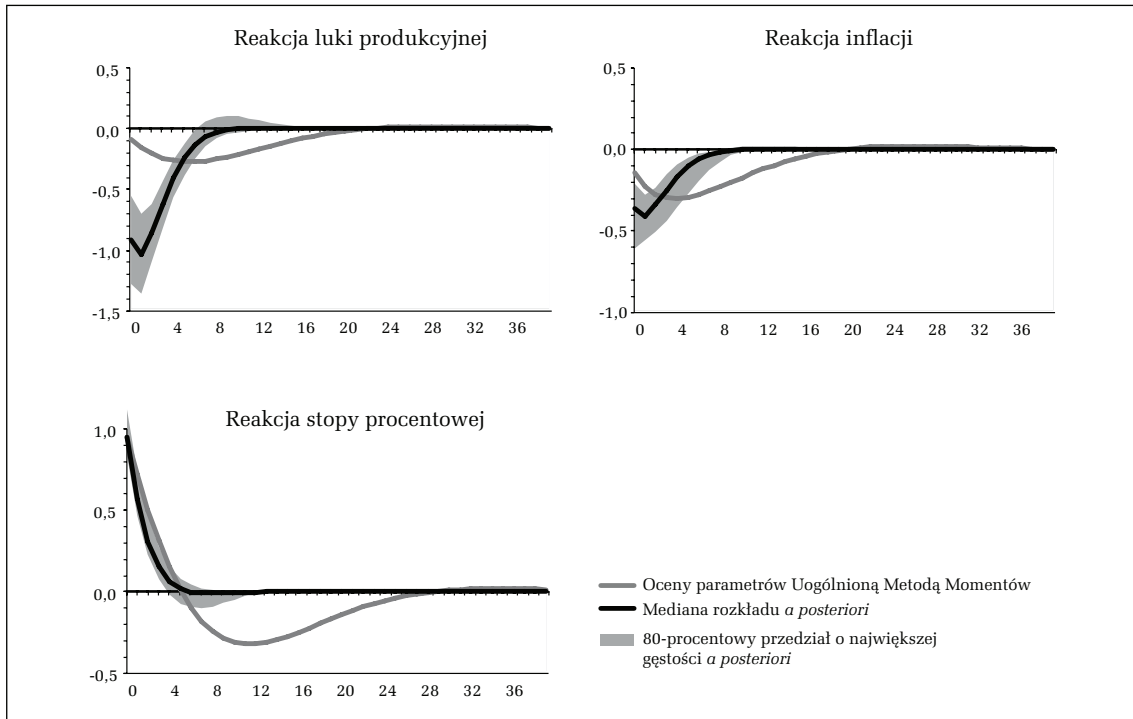


Uwaga: na osi poziomej zaznaczono liczbę kwartałów od wystąpienia szoku, na osi pionowej – odchylenia wartości zmiennych od równowagi.



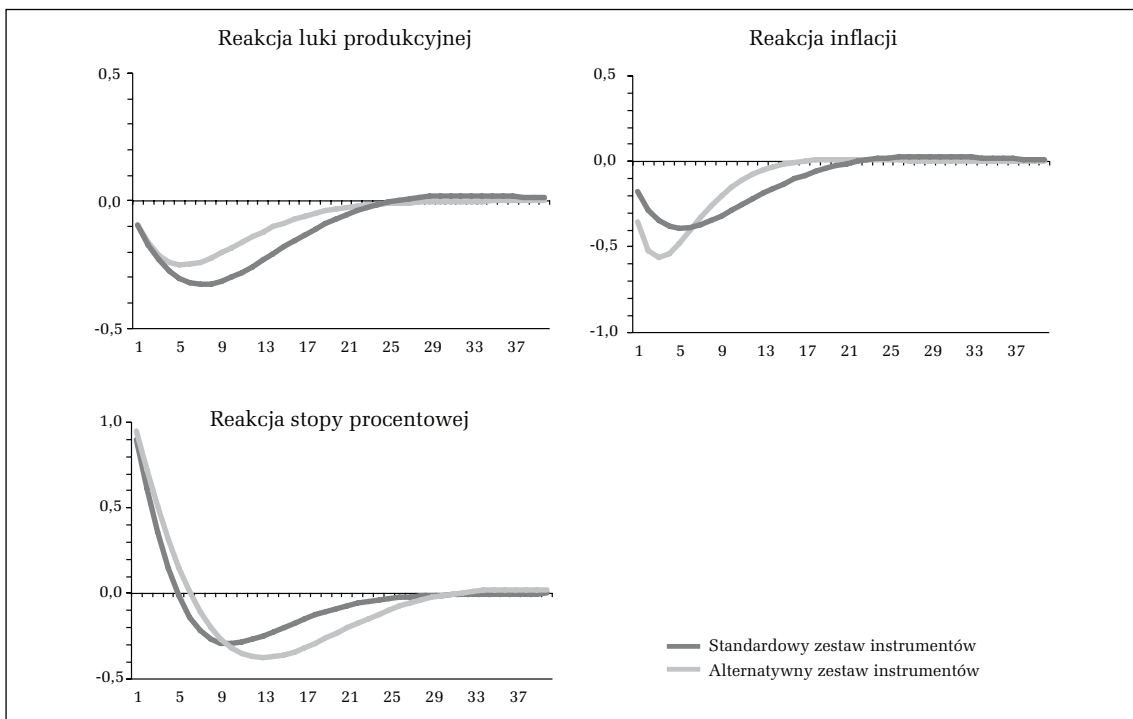
Wykres 5

Reakcja na szok polityki pieniężnej (reguła antycypacyjna)



Wykres 6

Reakcja na szok polityki pieniężnej, GMM



## **Effects of monetary policy in a small-scale DSGE model for Poland – how much the estimation methods determine the results?**

---

### **Abstract**

In an small-scale New Keynesian DSGE model, we show that the choice of estimation method can influence the results of impulse response analysis in a non-discernible way. We estimate the model for the Polish economy on the quarterly data from 1997 to 2010 using the two most prominent estimation techniques: Bayesian inference and generalised method of moments (GMM). The key differences between these methods consist in: assumptions on parameters of the model, sources of the expectations, and cross-equational restrictions on „deep” parameters. Our main result is that the assessment of the effects of monetary policy is different under the two estimation methods. It implies that one should carefully interpret the results when only one estimation technique is used.

---

**Keywords:** dynamic general equilibrium, monetary policy, bayesian estimation, generalised method of moments