
Piotr KRAJEWSKI*

Czy szacując efekty polityki makroekonomicznej należy uwzględnić perspektywę planowania gospodarstw domowych?¹

Streszczenie: Celem artykułu jest porównanie efektów polityki monetarnej i fiskalnej w modelu, w którym przyjmuje się występowanie tylko gospodarstw ricardiańskich, z wnioskami płynącymi z modelu uwzględniającego występowanie gospodarstw niericardiańskich. Analizę przeprowadzono na podstawie modelu nowokeynesowskiego średniej skali z heterogenicznymi gospodarstwami domowymi o różnej perspektywie planowania. Wykonane symulacje wskazują, że przy uwzględnieniu gospodarstw niericardiańskich z jednej strony oddziaływanie polityki monetarnej na PKB jest słabsze, a z drugiej strony wpływ polityki fiskalnej na gospodarkę znacznie silniejszy, niż wynikałoby to ze standardowego modelu zakładającego homogeniczność gospodarstw domowych. Uwzględnienie heterogeniczności gospodarstw powoduje ponadto lepsze dopasowanie modelu do danych empirycznych, w tym poprawne przewidywanie kierunku oddziaływania wydatków rządowych na konsumpcję.

Słowa kluczowe: polityka makroekonomiczna, ekwiwalencja ricardiańska, heterogeniczność gospodarstw domowych

Kod klasyfikacji JEL: E60

Artykuł nadesłany 3 stycznia 2017 r., zaakceptowany 7 czerwca 2017 r.

* Uniwersytet Łódzki, Instytut Ekonomii, Katedra Makroekonomii; e-mail: piotr_krajewski@uni.lodz.pl

¹ Praca naukowa sfinansowana ze środków Narodowego Centrum Nauki, zrealizowana w ramach projektu badawczego Narodowego Centrum Nauki nr DEC-2014/15/B/HS4/01996. Autor składa podziękowania Zbigniewowi Kuchcie za cenne uwagi.

Wstęp

Od wybuchu kryzysu gospodarczego w 2008 roku w ekonomii coraz częściej odchodzi się od założenia *homo oeconomicus*. Znaczenia nabierają zwłaszcza analizy pozaekonomicznych motywów ludzkich zachowań oraz badania zachowań nieracjonalnych (por. np. Akerlof i Shiller [2009], Mäki [2009]). Jak wskazuje Wojtyła [2011] spośród dwóch ww. rozszerzeń głównego nurtu szczególnie obiecująco zapowiadają się koncepcje uwzględniające występowanie zachowań nieracjonalnych. Z tego względu w artykule zbadano konsekwencje występowania ograniczonej perspektywy planowania u części gospodarstw domowych, tj. uwzględnienia, że część gospodarstw nie podejmuje decyzji opierając się na optymalizacji międzyokresowej i dochodzie permanentnym, lecz na podstawie reguły uproszczonej opartej na wysokości dochodu bieżącego.

Cel artykułu stanowi:

- porównanie efektów polityki monetarnej i fiskalnej w typowym modelu nowokeynesowskim, w którym przyjmuje się występowanie tylko gospodarstw domowych mających nieskończoną perspektywę planowania, z wnioskami płynącymi z modelu nowokeynesowskiego zakładającego, że część gospodarstw domowych stosuje uproszczone reguły postępowania,
- zweryfikowanie, czy uwzględnienie w modelowaniu gospodarki polskiej heterogeniczności gospodarstw domowych ma uzasadnienie empiryczne.

Wnioski z dynamicznych stochastycznych modeli równowagi ogólnej dotyczących gospodarki amerykańskiej i strefy euro, które zakładają występowanie gospodarstw domowych stosujących reguły uproszczone wskazują, że uwzględnienie tego typu gospodarstw ma uzasadnienie empiryczne i istotnie zmienia oszacowania efektów polityki makroekonomicznej (por. np. Galí, López-Salido i Vallés [2004], Coenen i Straub [2005]). Jednocześnie, jak wskazuje Mankiw [2000], udział gospodarstw domowych postępujących według reguł uproszczonych, czyli, stosując kalkę z języka angielskiego, działających zgodnie z regułą kciuka (*rule-of-thumb households*) jest zazwyczaj wyższy w krajach o niższym poziomie dochodu (por. też Coenen i Straub [2005]). Średni dochód gospodarstw domowych w Polsce jest znacznie niższy niż w gospodarce amerykańskiej, czy strefie euro. Zatem uwzględnienie heterogeniczności gospodarstw domowych w analizie efektów polityki makroekonomicznej w gospodarce polskiej wydaje się szczególnie uzasadnione.

W artykule analizę efektów polityki monetarnej i fiskalnej przeprowadzono na podstawie rozszerzenia dynamicznego stochastycznego modelu równowagi ogólnej Galiego, López-Salido i Vallésa [2007] z konkurencyjnym rynkiem pracy. Model Galiego, López-Salido i Vallésa, w którym analizowane są skutki zmian wydatków rządowych, rozbudowano o występowanie szoków technologicznych oraz szoków dotyczących stopy procentowej. Estymację parametrów przeprowadzono opierając się na estymacji bayesowskiej na podstawie danych dla gospodarki polskiej z okresu I kw. 2002-II kw. 2016. Wartość dodaną artykułu stanowi rozbudowanie modelu Galiego, López-Salido i Vallésa

[2007] o dodatkowe źródła szoków i wykorzystanie zmodyfikowanego w ten sposób modelu do analizy skutków polityki makroekonomicznej w warunkach gospodarki polskiej.

W artykule najpierw omówiono różnice pomiędzy gospodarstwami domowymi stosującymi optymalizację międzyokresową a gospodarstwami domowymi podejmującymi decyzje jedynie na podstawie bieżącego dochodu. Następnie przedstawiono założenia modelu nowokeynesowskiego, na podstawie którego oszacowano efekty polityki makroekonomicznej. W dalszej kolejności zaprezentowano zastosowane z badania dane, wyniki estymacji bayesowskiej parametrów modelu oraz zweryfikowano, który model jest lepiej dostosowany do danych empirycznych – model z homogenicznymi czy z heterogenicznymi gospodarstwami domowymi. Następnie porównano efekty polityki makroekonomicznej w przypadku uwzględnienia i nieuwzględnienia w analizach gospodarstw domowych stosujących uproszczone metody postępowania. Artykuł kończy podsumowanie zawierające wnioski z przeprowadzonych analiz.

Dochód bieżący i permanentny w modelu nowokeynesowskim

W modelach nowokeynesowskich zakłada się zazwyczaj homogeniczność gospodarstw domowych, które, jak się przyjmuje, podejmują decyzje optymalizacyjne na podstawie wartości oczekiwanej zdyskontowanej sumy użyteczności i międzyokresowego ograniczenia budżetowego (por. np. Smets i Wouters [2003], Christiano, Eichenbaum i Evans [2005], Christiano, Eichenbaum i Rebelo [2011]). W rezultacie fluktuacje aktywności gospodarczej wynikają z reakcji maksymalizujących użyteczność i patrzących nieskończenie daleko w przyszłość gospodarstw domowych na zmieniające się warunki gospodarcze (por. Ljungqvist i Sargent [2004]).

Przyjmowane w tego typu modelach założenie, że gospodarstwa domowe opierają się na międzyokresowym ograniczeniu budżetowym oznacza, że ich decyzje dotyczące konsumpcji, zgodnie z hipotezą Brumberga i Modiglianiego [1954] oraz Friedmana [1957], są uzależnione od poziomu dochodu permanentnego (szerzej na ten temat por. Bańbuła [2006]). Jednak wyniki analiz empirycznych wskazują, że bieżący dochód ma o wiele większy wpływ na konsumpcję gospodarstw domowych, niż wynikałoby to z hipotezy dochodu permanentnego (por. Flavin [1981], Deaton [1992], Johnson, Parker i Souleles [2004]). Co więcej, badania, które przeprowadzili Campbell i Mankiw [1989] wskazują, że gospodarstwa domowe nie są homogeniczne i uzasadnione jest rozróżnienie dwóch grup gospodarstw, wyodrębnionych na podstawie roli dochodu bieżącego oraz permanentnego w podejmowanych przez nie decyzjach.

Gospodarstwa domowe podejmujące decyzje na podstawie dochodu permanentnego, tj. uwzględniające przyszłe kształtowanie się dochodu w decyzjach optymalizacyjnych, często określa się w literaturze przedmiotu jako gospodarstwa ricardiańskie. Nazwa ta wynika stąd, że w przypadku tej grupy gospodarstw zachodzi wskazana przez Barro [1974] ekwiwalencja ricardiańska

pomiędzy finansowaniem wydatków rządowych długiem publicznym i zryczałtowanymi podatkami² (por. Krawczyk [2009], Moździerz [2009]). Ponieważ gospodarstwa te biorą pod uwagę dochód permanentny, zatem rozkład w czasie zryczałtowanych podatków nie wpływa na ich decyzje optymalizacyjne. Obniżenie podatków obecnie oznacza bowiem, że zgodnie z hipotezą racjonalnych oczekowań Mutha [1961] oraz Sargenta i Wallace'a [1976], oczekują one, że władze fiskalne podniosą podatki w przyszłości w celu spłaty powstałego długu publicznego. W rezultacie, w wyniku zmian podatków zryczałtowanych zmienia się jedynie dochód bieżący, a dochód permanentny nie ulega zmianie.

Gospodarstwa domowe podejmujące decyzje na podstawie uproszczonej reguły, polegającej na uwzględnianiu jedynie bieżącego dochodu, określa się mianem gospodarstw niericardiańskich. W ich przypadku ekwiwalencja ricardiańska bowiem nie zachodzi. Wynika to z faktu, że w tej grupie gospodarstw domowych obniżka bieżących podatków zwiększając dochód bieżący podnosi jednocześnie poziom konsumpcji. Jako potencjalne przyczyny niewystępowania ekwiwalencji ricardiańskiej można wskazać m.in. skończony horyzont planowania, brak dostępu do rynku kredytowego, krótkowzroczność czy postępowanie według reguł praktycznych (por. Galí, López-Salido i Vallés [2004], Andersson [2010]).

Skończony horyzont planowania wiąże się z tym, że członkowie gospodarstw domowych nie żyją wiecznie. Zaciągnięcie długu w chwili obecnej jest więc dla nich okazją do zwiększenia konsumpcji kosztem przyszłych pokoleń, które będą musiały ten dług spłacić (por. Bernheim [1987, 1991]).

Brak dostępu gospodarstw domowych do kredytu powoduje z kolei, że zwiększenie się bieżącego dochodu – nawet w przypadku niezmienionego dochodu permanentnego – stwarza możliwość do zwiększenia chwilowej konsumpcji przez gospodarstwa domowe, które nie mogły sobie na to pozwolić ze względu na istniejące ograniczenia płynności (por. Hubbard i Judd [1986]). Stiglitz i Weiss [1981] wskazują, że potencjalną przyczyną częstego występowania ograniczeń w dostępie do kredytu może być postępowanie banków starających się finansować jedynie bezpieczniejsze projekty, w których stopy zwrotu są z reguły relatywnie niższe. Powoduje to, że stopa oprocentowania kredytu jest ustalana na niższym poziomie niż stopa oprocentowania kredytu w równowadze, co z kolei przekłada się na racjonowanie kredytu.

Kolejną przyczyną, dla której hipoteza ekwiwalencji ricardiańskiej może nie odpowiadać rzeczywistości jest tzw. krótkowzroczność (myopia), czyli nie w pełni racjonalne postępowanie gospodarstw domowych, które zamiast optymalizacji mogą kierować się uproszczonymi sposobami postępowania (por. Tversky i Kahneman [1974]). Działanie gospodarstw domowych nie jest wtedy zgodne z hipotezą racjonalnych oczekowań, ponieważ ze względu

² W literaturze angielskojęzycznej podatki zryczałtowane określa się jako *lump-sum*. W polskich opracowaniach niestety nie stosuje się jednorodnego nazewnictwa – obok zwrotu „podatki zryczałtowane” funkcjonują również określenia „podatki niezniekształcające” oraz „podatki pogłówne”.

na uproszczone postępowanie nie uwzględniają one przyszłego kształtowania się dochodów.

Model

Model, na podstawie którego przeprowadzono analizę skutków szoków fiskalnych i monetarnych w gospodarce polskiej, stanowi rozwinięcie nowokeynesowskiego modelu Galíego, López-Salido i Vallésa [2007] o założenia dotyczące występowanie szoków technologicznych oraz występowanie szoków dotyczących stopy procentowej. W modelu zakłada się, że istnieje kontinuum gospodarstw domowych (por. np. Smets i Wouters [2003]), ideksowanych przez $j \in [0,1]$. Odsetek gospodarstw niericardiańskich wynosi ω , natomiast odsetek gospodarstw ricardiańskich $1 - \omega$, gdzie $\omega \in [0,1]$. Gospodarstwa niericardiańskie podejmują decyzje dotyczące konsumpcji oraz pracy, tak aby maksymalizować bieżącą użyteczność wynikającą z konsumpcji i czasu wolnego (por. Galí, López-Salido i Vallés [2007: 237]):

$$U^{NR} = \ln C_t^{NR} - \frac{(L_t^{NR})^{1+\varphi}}{1+\varphi}, \quad (1)$$

gdzie C_t^{NR} oznacza konsumpcję gospodarstw niericardiańskich, natomiast L_t^{NR} podaż pracy gospodarstw niericardiańskich, $\varphi \geq 0^3$. Jak wynika z równania (1), gospodarstwa niericardiańskie nie uwzględniają w swoich zachowaniach przyszłości, czyli dla tej grupy gospodarstw subiektywny czynnik dyskontowy jest równy zero. Limit wydatków gospodarstw niericardiańskich stanowi ich bieżący dochód. Zatem w tej grupie gospodarstw ograniczenie budżetowe przyjmuje postać:

$$P_t C_t^{NR} + P_t T_t^{NR} = w_t P_t L_t^R, \quad (2)$$

gdzie P_t – poziom cen, w_t – realna stawka płac⁴, T_t^{NR} – podatki płacone przez gospodarstwa niericardiańskie. W modelu przyjmuje się, że gospodarstwa niericardiańskie nie posiadają kapitału. Wynika to pośrednio z założenia, że w swoich decyzjach nie uwzględniają one przyszłości, a zatem nie mają motywacji do rezygnowania z bieżącej konsumpcji na rzecz akumulacji kapitału. Zachowanie gospodarstw ricardiańskich jest bardziej wysublimowane. Biorą one bowiem pod uwagę nie tylko bieżącą użyteczność, ale i przyszłe użyteczności wynikające z poziomów konsumpcji i czasu wolnego w przyszłości. Uwzględniając, że chwilowa funkcja użyteczności jest taka sama dla obydwu grup gospodarstw otrzymuje się, że gospodarstwa ricardiańskie maksymalizują zdyskontowaną sumę użyteczności postaci:

³ Inną często stosowaną funkcję użyteczności stanowi funkcja zakładająca występowanie stałej względnej awersji do ryzyka (por. Bukowski i in. [2005], Dejong i Dave [2007]).

⁴ W modelu zakłada się, że stawka płac jest jednakowa w obydwu grupach gospodarstw.

$$E_t(U_t^R) = E_t \left(\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left(\ln C_t^R - \frac{(L_t^R)^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \right), \quad (3)$$

gdzie C_t^R oznacza konsumpcję gospodarstw ricardiańskich, L_t^R podaż pracy gospodarstw ricardiańskich, β – subiektywny czynnik dyskontowy, $\beta \in (0,1)$. Gospodarstwa ricardiańskie posiadają kapitał i w decyzjach uwzględniają następujące międzyokresowe ograniczenie budżetowe:

$$P_t (C_t^R + I_t^R) + \frac{B_{t+1}^R}{(1+r_t)} + P_t T_t^R = w_t P_t L_t^R + (1+r_t^k) P_t^R K_t^R + B_t^R + D_t^R, \quad (4)$$

gdzie I_t^R , B_t^R , K_t^R oraz D_t^R oznaczają odpowiednio inwestycje, obligacje, zasób kapitału oraz dywidendy gospodarstw ricardiańskich, r_t – stopa zwrotu z obligacji⁵, r_t^k – stopa zwrotu z kapitału, T_t^R – podatki płacone przez gospodarstwa ricardiańskie. Równanie akumulacji kapitału posiadanego przez gospodarstwa ricardiańskie określone jest wzorem postaci (por. Galí, López-Salido i Vallés [2007: 237]):

$$K_{t+1}^R = (1-\delta)K_t^R + f \left(\frac{I_t^R}{K_t^R} \right) K_t^R, \quad (5)$$

gdzie: $f' > 0$, $f'' < 0$, $f(\delta) = \delta$, $f'(\delta) = 1$ ⁶. Odwrotność pochodnej funkcji f stanowi współczynnik Q Tobina (por. np. Fernández-Villaverde [2010]), tj:

$$Q_{T,t} = f' \left(\frac{I_t^R}{K_t^R} \right)^{-1}. \quad (6)$$

Zatem poziom nakładów inwestycyjnych (w relacji do kapitału) jest dodatnio powiązany z kształtowaniem się z współczynnika Q Tobina. W analizowanym przypadku elastyczność relacji inwestycji do kapitału względem współczynnika Q Tobina (η) wynosi:

$$\eta = - \frac{1}{f''(\delta)\delta}. \quad (7)$$

Dokonując agregacji zmiennych otrzymuje się:

$$C_t = \omega C_t^{NR} + (1-\omega)C_t^R, \quad (8)$$

$$L_t = \omega L_t^{NR} + (1-\omega)L_t^R, \quad (9)$$

⁵ Zatem $\frac{1}{(1+r_t)}$ stanowi czynnik dyskontowy dotyczący obligacji.

⁶ Szerzej na temat kosztów dostosowania inwestycji por. np. Angeloni, Coenen i Smets [2003] oraz Christiano, Eichenbaum i Evans [2005].

$$K_t = (1 - \omega)K_t^R, \quad (10)$$

$$I_t = (1 - \omega)I_t^R, \quad (11)$$

$$B_t = (1 - \omega)B_t^R, \quad (12)$$

gdzie C_t , L_t , K_t , I_t , B_t oznaczają odpowiednio agregatowy poziom konsumpcji, podaży pracy, kapitału, inwestycji oraz obligacji. Jak wynika z równań (8)–(12) kształtowanie się kapitału, inwestycji i obligacji uzależnione jest jedynie od decyzji gospodarstw ricardiańskich, ponieważ gospodarstwa niericardiańskie nie inwestują i nie posiadają kapitału.

W modelu przyjmuje się standardowe założenia dotyczące produkcji dóbr pośrednich. Zakłada się, że w ramach konkurencji monopolistycznej występuje kontinuum firm produkujących dobra pośrednie i . Funkcję produkcji dóbr pośrednich określa standardowa funkcja Cobba-Douglasa:

$$y_t(i) = A_t k_t(i)^\alpha l_t(i)^{1-\alpha}, \quad (13)$$

gdzie $y_t(i)$ oznacza dobro pośrednie i , A_t – łączną produktywność czynników produkcji, $k_t(i)$ i $l_t(i)$ odpowiednio kapitał i pracę zaangażowane do produkcji dobra i , $\alpha \in (0,1)$. Łączna produktywność czynników produkcji jest określona przez proces autoregresyjny pierwszego rzędu (por. np. Dejong i Dave [2007]):

$$A_t = (1 - \rho_A)\bar{A} + \rho_A A_{t-1} + \xi_{A,t}, \quad (14)$$

gdzie $\xi_{A,t} \sim N(0, \sigma_A^2)$, $\rho_A \in (0,1)$. Współczynnik autoregresji (ρ_A) jest niższy od jedności, gwarantując stacjonarność zmiennej. Na podstawie warunku minimalizacji kosztów otrzymuje się:

$$\frac{k_t(i)}{l_t(i)} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w_t}{r_t^k}, \quad (15)$$

natomiast realny koszt krańcowy (mc_t) określony jest równaniem (por. m.in. Smets i Wouters [2003]):

$$mc_t = \frac{(r_t^k)^\alpha w_t^{1-\alpha}}{A_t \alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}}. \quad (16)$$

Ważny element modeli nowej ekonomii keynesowskiej stanowi założenie dotyczące występowania konkurencji monopolistycznej (por. Wojtyna [2000]). W modelu zakłada się, że przedsiębiorcy, działając w warunkach konkurencji monopolistycznej, wytwarzają dobra pośrednie i sprzedają je firmom działającym w warunkach konkurencji doskonałej, które przetwarzają dobra pośrednie na dobra finalne zgodnie z funkcją produkcji cechującą się stałą elastycznością substytucji. Wielkość produkcji dóbr finalnych, wytwarzanych

na podstawie dóbr pośrednich zgodnie z agregacją Dixit i Stiglitz [1977], określa równanie postaci:

$$Y_t = \left(\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (17)$$

gdzie $\varepsilon > 1$ ⁷. Zatem, oznaczając $p_t(i)$ jako cenę dobra pośredniego i , otrzymuje się:

$$P_t = \left(\int_0^1 p_t(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}. \quad (18)$$

Poziom cen, zgodnie ze schematem Calvo [1983], optymalizuje w danym okresie tylko $1-\theta$ firm, gdzie $\theta \in (0,1)$ oznacza odsetek firm pozostawiających cenę na niezmiennym poziomie⁸. Przedsiębiorstwo, ustalając cenę maksymalizującą wartość oczekiwaną sumy zdyskontowanych zysków, bierze pod uwagę, że w przyszłości z prawdopodobieństwem θ będzie utrzymywało poziom cen na niezmiennym poziomie. Zatem, firmy zmieniające w danym okresie cenę ustalają ją na takim poziomie, by maksymalizować wyrażenie:

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \left(\frac{C_t \beta^k}{C_{t+k}} y_{t+k}(i) \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} - mc_{t+k} \right) \right), \quad (19)$$

przy warunkach ograniczających:

$$y_{t+k}(i) = Y_{t+k} \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon}, \quad (20)$$

gdzie P_t^* oznacza cenę optymalizowaną w okresie t . W rezultacie, uwzględniając, że pomiędzy elastycznością substytucji (ε) a narzutem (μ_p) zachodzi następująca zależność (por. Woodford [2011]):

$$1 + \mu_p = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}, \quad (21)$$

otrzymuje się warunek optymalizacyjny postaci:

⁷ W modelu przyjęto najczęściej stosowane w modelach nowokeynesowskich założenie, że firmy są homogeniczne. Wynika to m.in. z faktu, że w modelu sektor produkcji jest oddzielony instytucjonalnie od sektora gospodarstw domowych – gospodarstwa domowe są co prawda właścicielami czynników produkcji, ale nie są bezpośrednio właścicielami poszczególnych firm. W rezultacie heterogeniczność gospodarstw domowych nie przekłada się na heterogeniczność firm.

⁸ Zatem w modelu zakłada się, że prawdopodobieństwo zmiany ceny jest stałe, w odróżnieniu od schematu ustalania cen *state-dependent* (por. Baranowski i in. [2016]).

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left(\frac{C_t \beta^k}{C_{t+k}} y_{t+k}(i) \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} - (1 + \mu_p) m c_{t+k} \right) \right) = 0. \quad (22)$$

Polityka monetarna określona jest przez prostą wersję reguły Taylora [1993]:

$$r_t = r^* + \phi_{\pi} \pi_t + \varepsilon_{r,t}, \quad (23)$$

gdzie r^* oznacza stopę procentową w stanie ustalonym, π_t – inflację, $\varepsilon_{r,t} = \rho_r \varepsilon_{r,t-1} + \xi_{r,t}$, $\rho_r \in (0,1)$, $\xi_{r,t} \sim N(0, \sigma_r^2)$, $\phi_{\pi} \geq 0^9$. Władze fiskalne stoją przed ograniczeniem budżetowym:

$$P_t \left(\lambda T_t^{NR} + (1 - \lambda) T_t^R \right) + \frac{B_{t+1}}{(1 + r_t)} = B_t + P_t G_t, \quad (24)$$

gdzie G_t oznacza agregatowy poziom wydatków rządowych określonych przez proces:

$$\frac{G_t - G^*}{Y^*} = \rho_G \frac{G_{t-1} - G^*}{Y^*} + \xi_{G,t}, \quad (25)$$

gdzie G^* i Y^* oznaczają wartości *steady state* odpowiednio wydatków rządowych oraz PKB, $\rho_G \in (0,1)$, $\xi_{G,t} \sim N(0, \sigma_G^2)$. W modelu zakłada się, że władze fiskalne ustalają podatki zgodnie z następującą regułą fiskalną (por. Galí, López-Salido i Vallés [2007: 241]):

$$T_t - T^* = \phi_G (G_t - G^*) + \phi_B \left(\frac{B_t}{P_{t-1}} - \frac{B^*}{P^*} \right), \quad (26)$$

gdzie B^* i P^* oznaczają wartości *steady state* odpowiednio obligacji i poziomu cen, $\phi_G, \phi_B > 0$.

Model jest domknięty przez warunki dotyczące równowagi na rynkach czynników produkcji:

$$K_t = \int_0^1 k_t(i) di, \quad (27)$$

$$L_t = \int_0^1 l_t(i) di, \quad (28)$$

oraz na rynku dóbr i usług:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t. \quad (29)$$

⁹ Bardziej rozbudowane wersje reguły Taylora dla gospodarki polskiej są omówione m.in. w pracach Baranowskiego i Sztudyngera [2016] oraz Wójcika [2016].

Model nieuwzględniający występowania gospodarstw niericardiańskich stanowi uproszczoną wersję przedstawionego powyżej modelu, tj. wersję w której $\omega = 0$.

Wyniki estymacji parametrów

Parametry modelu oszacowano na podstawie estymacji bayesowskiej oraz poprzez kalibrację. Kalibrację, jak standardowo przyjmuje się w tego typu modelach, zastosowano w przypadku czynnika dyskontowego oraz stopy deprecjacji kapitału¹⁰. Czynniki dyskontowy oraz stopę deprecjacji kapitału skalibrowano na standardowych poziomach przyjętych w literaturze (por. np. Hansen [1985], Smets i Wouters [2003]), tj. założono następujące wielkości dla danych kwartalnych:

- czynnik dyskontowy β równy 0,99,
- stopę deprecjacji kapitału δ wynoszącą 0,025¹¹.

W przypadku pozostałych parametrów zastosowano estymację bayesowską¹². W metodzie tej, opierając się na informacji *a priori* oraz aproksymację funkcji wiarygodności, znajduje się rozkłady *a posteriori*.

Estymacja bayesowska wymaga określania rozkładów *a priori* poszczególnych parametrów. W wersji modelu uwzględniającej występowanie gospodarstw ricardiańskich przyjęto, że wartość oczekiwana rozkładu *a priori* parametru ω określającego udział gospodarstw niericardiańskich wynosi 0,5. Jednocześnie założono wysoką wartość odchylenia standardowego dotyczącego rozkładu parametru ω , ponieważ nie ma silnych przesłanek teoretycznych dotyczących udziału gospodarstw niericardiańskich w gospodarce. W wersji modelu nieuwzględniającej występowania gospodarstw ricardiańskich przyjęto, że parametr ω jest równy zero.

W przypadku reguły Taylora przyjęto standardowe założenie, co do siły reakcji stopy procentowej na wzrost inflacji (por. np. Woodford [2001]), tj. że wartość oczekiwana rozkładu *a priori* parametru ϕ_π wynosi 1,5. W przypadku reguły fiskalnej założono natomiast, że podatki ulegają pewnemu podwyższeniu zarówno w przypadku wzrostu długu publicznego, jak i wzrostu wydatków rządowych, tj. przyjęto, że wartość oczekiwana rozkładów *a priori* parametrów ϕ_G , ϕ_B wynosi 0,5.

¹⁰ Na podstawie danych wykorzystanych w badaniu nie było możliwe wyznaczenie wartości subiektywnego czynnika dyskontowego oraz stopy deprecjacji kapitału, ponieważ jak wskazują Smets i Wouters [2003], parametry te zależą od długookresowych wartości zmiennych, a do estymacji bayesowskiej wykorzystano krótkookresowe odchylenia zmiennych od trendu.

¹¹ Warto zaznaczyć, że obydwa parametry mają wpływ jedynie na zachowanie gospodarstw ricardiańskich.

¹² Metoda bayesowska jest szczegółowo opisana m.in. w pracach Osiewalskiego [2001] oraz Pienia [2006].

W przypadku pozostałych parametrów strukturalnych, niezwiązanych z polityką makroekonomiczną, przyjęto następujące założenia dotyczące rozkładów *a priori*:

- wartość oczekiwaną elastyczności produkcji względem kapitału równą 0,41, wyliczoną na podstawie udziału kosztów pracy w PKB z uwzględnieniem składek na ubezpieczenia społeczne płaconych przez pracodawcę, kosztów pracy osób samozatrudnionych oraz dochodów z pracy w szarej strefie,
- wartość oczekiwaną marży (μ_p) na poziomie 0,2 (por. Rotemberg i Woodford [1999]),
- jednostkową wartość oczekiwaną elastyczności relacji inwestycji do kapitału względem współczynnika Q-Tobina (η), podobnie jak King i Watson [1996],
- wartość oczekiwaną parametru θ wynoszącą 0,75, co w przypadku danych kwartalnych przekłada się na wynoszący jeden rok średni czas utrzymywania ceny na niezmiennym poziomie,
- wartość oczekiwaną elastyczności płac względem zatrudnienia (φ) równą 0,2 (por. np. Rotemberg i Woodford [1999]).

Szczegółowe założenia dotyczące rozkładów *a priori* poszczególnych parametrów strukturalnych modelu zawarto w tabeli 1.

Tabela 1. Rozkłady *a priori* parametrów strukturalnych

Nazwa parametru	Symbol	Typ rozkładu	Wartość oczekiwana	Odchylenie standardowe
Udział niericardiańskich gospodarstw domowych	ω	beta	0,50	0,25
Parametr reakcji na inflację w regule Taylora	ϕ_π	normalny	1,50	0,20
Parametr reakcji na wydatki rządowe w regule fiskalnej	ϕ_G	normalny	0,50	0,20
Parametr reakcji na dług publiczny w regule fiskalnej	ϕ_B	normalny	0,50	0,20
Elastyczność produkcji względem kapitału	α	beta	0,41	0,10
Wysokość marży	μ_p	normalny	0,20	0,10
Prawdopodobieństwo pozostawienia ceny na niezmiennym poziomie	θ	beta	0,75	0,10
Elastyczność stawi płac względem zatrudnienia	φ	normalny	0,20	0,10
Elastyczność relacji inwestycji do kapitału względem współczynnika Q	η	normalny	1,00	0,10

Źródło: obliczenia własne.

Wartości oczekiwane rozkładów *a priori* parametrów określających trwałość poszczególnych szoków (ρ_r, ρ_G, ρ_A) przyjęto na poziomie 0,9. Natomiast odchylenia standardowe szoków strukturalnych (tj. $\sigma_r, \sigma_G, \sigma_A$) założono na poziomie 0,01. Rozkłady parametrów *a priori* charakteryzujących szoki stochastyczne zawarto w tabeli 2.

Tabela 2. Rozkłady a priori parametrów charakteryzujących szoki stochastyczne

Nazwa parametru	Symbol	Typ rozkładu	Wartość oczekiwana	Odchylenie standardowe/ stopnie swobody*
Szok dotyczący stopy procentowej – współczynnik autoregresji	ρ_r	beta	0,90	0,10
Szok dotyczący stopy procentowej – odchylenie standardowe	σ_r	odwrotny gamma	0,01	2
Szok dotyczący wydatków rządowych – współczynnik autoregresji	ρ_G	beta	0,90	0,10
Szok dotyczący wydatków rządowych – odchylenie standardowe	σ_G	odwrotny gamma	0,01	2
Szok technologiczny – współczynnik autoregresji	ρ_A	beta	0,90	0,10
Szok technologiczny – odchylenie standardowe	σ_A	odwrotny gamma	0,01	2

* Odchylenie standardowe dla rozkładu beta, stopnie swobody dla odwrotnego rozkładu gamma.
Źródło: obliczenia własne.

W celu wyznaczenia rozkładów *a posteriori* oparto się na następujących zmiennych obserwowalnych dotyczących gospodarki polskiej: PKB, zatrudnieniu oraz spożyciu indywidualnym. Dane pochodzą z bazy danych Eurostatu i obejmują okres od I kw. 2002 roku do II kw. 2016 roku. Dane dotyczące PKB i spożycia indywidualnego wyrażono w cenach stałych z 2000 roku, natomiast zatrudnienie w tysiącach osób. Wszystkie zmienne przekształcono do postaci logarymicznej, a następnie odsezsonowano metodą TRAMO/SEATS. W celu usunięcia trendu zastosowano filtr Hodricka-Prescotta ze standardowym parametrem wygładzania dla danych kwartalnych.

Do obliczeń numerycznych wykorzystano oprogramowanie Dynare. W celu oszacowania rozkładów *a posteriori* model w postaci zloglinearyzowanej został rozwiązany za pomocą metody perturbacji, stosując aproksymację pierwszego stopnia (por. Schmitt-Grohe i Uribe [2004]). Następnie dodano równanie pomiaru, które łączy zmienne modelu ze zmiennymi obserwowalnymi dotyczącymi gospodarki polskiej i umożliwia utworzenie modelu przestrzeni stanów. W kolejnym kroku, dzięki zastosowaniu filtra Kalmana, oszacowano funkcję wiarygodności. W następnym etapie wykorzystano optymalizację numeryczną w celu wyznaczenia jądra *a posteriori*. W końcowej fazie rozkład *a posteriori* poszczególnych parametrów wyznaczany został przy wykorzystaniu algorytmu Metropolis i in. [1953] oraz Hastingsa [1970] (por. An, Schorfheide [2007], Kuchta [2014]).

Otrzymane oszacowania parametrów strukturalnych modelu uwzględniającego heterogeniczność gospodarstw domowych przedstawia tabela 3.

Tabela 3. Rozkłady a posteriori parametrów modelu uwzględniającego występowanie gospodarstw niericardiańskich

Nazwa parametru	Symbol	Ocena średniej
Udział niericardiańskich gospodarstw domowych	ω	0,5252
Parametr reakcji na inflację w regule Taylora	ϕ_π	1,5628
Parametr reakcji na wydatki rządowe w regule fiskalnej	ϕ_G	1,0096
Parametr reakcji na dług publiczny w regule fiskalnej	ϕ_B	0,3210
Elastyczność produkcji względem kapitału	α	0,2802
Wysokość marży	μ_p	0,2051
Prawdopodobieństwo pozostawienia ceny na niezmiennym poziomie	θ	0,7745
Elastyczność stawi płac względem zatrudnienia	φ	0,1854
Elastyczność relacji inwestycji do kapitału względem współczynnika Q	η	1,1086
Szok dotyczący stopy procentowej – współczynnik autoregresji	ρ_r	0,9397
Szok dotyczący stopy procentowej – odchylenie standardowe	σ_r	0,0068
Szok dotyczący wydatków rządowych – współczynnik autoregresji	ρ_G	0,7930
Szok dotyczący wydatków rządowych – odchylenie standardowe	σ_G	0,0048
Szok technologiczny – współczynnik autoregresji	ρ_A	0,7216
Szok technologiczny – odchylenie standardowe	σ_A	0,0067

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

W większości przypadków oceny średnich w rozkładach *a posteriori* nie odbiegają znacząco od wartości oczekiwanych rozkładów *a priori*. W szczególności, z przeprowadzonych estymacji wynika, że liczba gospodarstw niericardiańskich i ricardiańskich jest do siebie zbliżona.

Największe różnice pomiędzy rozkładami *a priori* i *a posteriori* uzyskano w przypadku parametrów charakteryzujących regułę fiskalną. Z przeprowadzonych estymacji wynika bowiem, że reakcja władz fiskalnych na zmiany wydatków rządowych jest znacznie silniejsza niż reakcja na zmiany długu publicznego. Oznacza to, że dostosowania fiskalne w Polsce mają charakter krótkookresowy – występują głównie w reakcji na zmiany wydatków rządowych, tak by nie doprowadzić do znacznego wzrostu deficytu budżetowego. Natomiast słabsza odpowiedź fiskalna ma miejsce w reakcji na zmiany długu publicznego, stanowiącego długookresowy wskaźnik zbilansowania finansów publicznych. Otrzymane wyniki są odmienne niż dla gospodarki amerykańskiej, gdzie reguła fiskalna opiera się przede wszystkim na reakcji podatków na zmiany długu publicznego (por. Blanchard i Perotti [2002], Galí, López-Salido i Vallés [2007]). Jednocześnie warto zaznaczyć, że dla długookresowej stabilności finansów publicznych znaczenie ma przede wszystkim nie odpowiedź podatków na wzrost wydatków rządowych, lecz siła dostosowań fiskalnych w reakcji na zmiany długu publicznego (por. Bohn [1998, 2007], Mackiewicz [2010], Davig i Leeper [2011]).

W ramach analizy porównawczej oszacowano również model, w którym założono brak występowania gospodarstw niericardiańskich. Jak wskazano

wcześniej, w modelu zakładającym homogeniczność gospodarstw domowych, założono parametr ω równy zero. Rozkłady *a priori* pozostałych szacowanych parametrów przyjęto analogicznie w przypadku modelu zakładającego heterogeniczność gospodarstw domowych, tj. jak przedstawiono w tabelach 1–2. Tabela 4 ukazuje oszacowania wartości średnich rozkładów *a posteriori* parametrów w modelu zakładającym występowanie tylko gospodarstw ricardiańskich.

Tabela 4. Rozkłady *a posteriori* parametrów modelu nieuwzględniającego występowania gospodarstw niericardiańskich

Nazwa parametru	Symbol	Ocena średniej
Parametr reakcji na inflację w regule Taylora	ϕ_π	1,4060
Parametr reakcji na wydatki rządowe w regule fiskalnej	ϕ_G	0,5218
Parametr reakcji na dług publiczny w regule fiskalnej	ϕ_B	0,6468
Elastyczność produkcji względem kapitału	α	0,2213
Wysokość marży	μ_p	0,2002
Prawdopodobieństwo pozostawienia ceny na niezmiennym poziomie	θ	0,7948
Elastyczność stawki płac względem zatrudnienia	φ	0,1584
Elastyczność relacji inwestycji do kapitału względem współczynnika Q	η	1,0209
Szok dotyczący stopy procentowej – współczynnik autoregresji	ρ_r	0,9679
Szok dotyczący stopy procentowej – odchylenie standardowe	σ_r	0,0053
Szok dotyczący wydatków rządowych – współczynnik autoregresji	ρ_G	0,7804
Szok dotyczący wydatków rządowych – odchylenie standardowe	σ_G	0,0052
Szok technologiczny – współczynnik autoregresji	ρ_A	0,6663
Szok technologiczny – odchylenie standardowe	σ_A	0,0068

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

Główna różnica pomiędzy otrzymanymi oszacowaniami parametrów dotyczy reguły fiskalnej. W modelu nieuwzględniającym występowania gospodarstw niericardiańskich uzyskano relatywnie silniejszą reakcję władz fiskalnych na zmiany długu publicznego, a niższą na zmiany wydatków rządowych. Zatem z modelu zakładającego, że wszystkie gospodarstwa domowe mają niekończoną perspektywę planowania wynika równocześnie, że również władze fiskalne patrzą na skutki swoich działań w dłuższej perspektywie czasowej – tj. reagują w mniejszym stopniu na bieżący deficyt budżetowy, a w większym stopniu na długofalową wypłacalność finansów publicznych, powiązaną z kształtowaniem się długu publicznego.

Estymacja bayesowska umożliwia dokonanie porównania różnych specyfikacji modeli (por. Kuchta [2014]). Przedstawione powyżej modele porównano na podstawie ilorazu szans *a posteriori* (por. Fernández-Villaverde i Rubio-Ramirez [2004], Leeper, Plante i Traum [2010]). Wyniki bayesowskiego porównania modeli zawarto w tabeli 5.

Tabela 5. Wyniki bayesowskiego porównania modeli

Model	Logarytm MDD	Czynnik Bayesa
Uwzględniający występowanie gospodarstw niericardiańskich	656,49	1
Nieuwzględniający występowanie gospodarstw niericardiańskich	643,19	$1,67 \cdot 10^{-6}$

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

Z porównania logarytmów gęstości brzegowych wynika, że model uwzględniający występowanie gospodarstw niericardiańskich jest znacznie lepiej dostosowany do danych empirycznych. Uzyskana wartość czynnika Bayesa wskazuje, że występują silne dowody empiryczne na korzyść modelu zakładającego występowanie zarówno gospodarstw ricardiańskich, jak i niericardiańskich (por. Kass i Raftery [1995]).

Efekty polityki makroekonomicznej

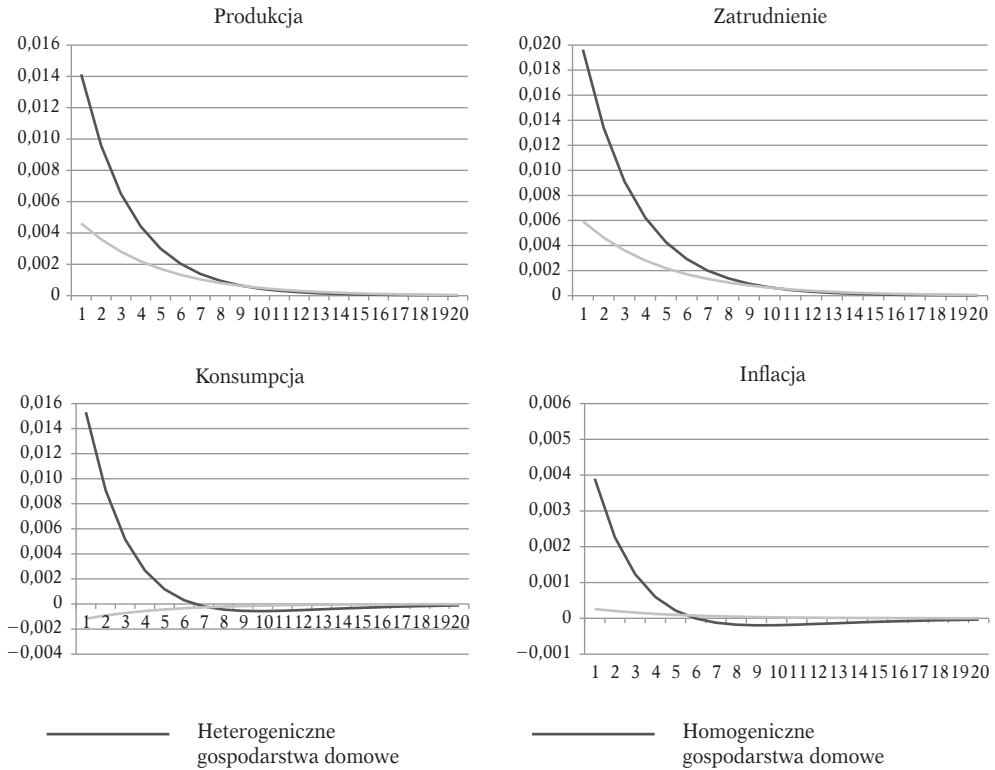
W analizowanym modelu zmiany polityki makroekonomicznej ukazują zaburzenia dotyczące wydatków rządowych oraz stopy procentowej. Zarówno szoki fiskalne, jak i monetarne mają charakter przejściowy, zgodnie z założonym procesem autoregresyjnym (por. równania (23) oraz (25)). Poprzez system kolejnych równań określających dynamikę modelu (tj. równania (1)–(29)) impulsy monetarne i fiskalne oddziałują na główne zmienne makroekonomiczne (w tym produkcję, zatrudnienie, konsumpcję i inflację).

W modelu wydatki rządowe oddziałują na gospodarkę zarówno bezpośrednio, jako składnik agregatowego popytu, jak i pośrednio, poprzez regułę fiskalną. Reakcje podstawowych zmiennych makroekonomicznych w modelu z heterogenicznymi i homogenicznymi gospodarstwami domowymi na impuls fiskalny polegający na zwiększeniu wydatków rządowych o wartość odchylenia standardowego ukazuje rysunek 1.

Uzyskane wyniki wskazują, że uwzględnienie gospodarstw niericardiańskich wpływa znacząco na siłę oddziaływania wydatków rządowych na PKB. Efekty zwiększenia wydatków rządowych w modelu zakładającym heterogeniczność gospodarstw domowych są trzykrotnie silniejsze niż w modelu jedynie z ricardiańskimi gospodarstwami domowymi. W przypadku występowania heterogeniczności gospodarstw domowych polityka fiskalna stanowi również znacznie efektywniejszy instrument oddziaływania na rynek pracy.

Największe różnice pomiędzy efektami wydatków rządowych w modelu uwzględniającym i nieuwzględniającym gospodarstw niericardiańskich dotyczą reakcji konsumpcji. W pierwszym przypadku model przewiduje wzrost konsumpcji w następstwie wzrostu wydatków rządowych, natomiast w drugim przypadku jej spadek. Warto przy tym zaznaczyć, że dane empiryczne wskazują na występowanie dodatniej zależności pomiędzy wydatkami rządowymi a konsumpcją, co stanowi dodatkowy argument (poza analizą czynnika Bayesa), wskazujący na zasadność uwzględnienia gospodarstw niericardiańskich w ramach analiz efektów polityki makroekonomicznej.

Rysunek 1. Funkcje reakcji na impuls fiskalny



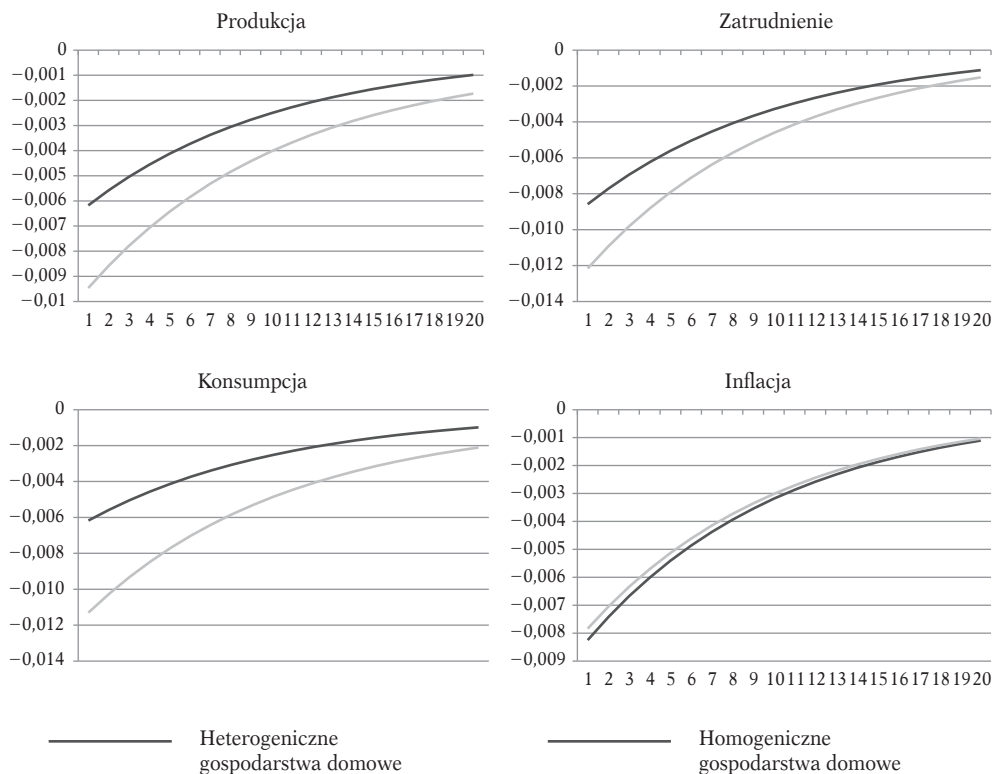
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

Różnice pomiędzy reakcją konsumpcji wynikają z odmiennej perspektywy czasowej gospodarstw ricardiańskich i niericardiańskich. W przypadku gospodarstw dokonujących optymalizacji na podstawie międzyokresowego ograniczenia budżetowego wzrost wydatków rządowych, które są finansowane obecnymi lub przyszłymi podatkami, jest postrzegany jako ograniczenie dochodu permanentnego, a więc i konsumpcji, która jest dobrem normalnym. W przypadku drugiej, postępującej według reguł uproszczonych, grupy gospodarstw domowych wzrost wydatków rządowych postrzegany jest z kolei jako czynnik powodujący wzrost bieżącego dochodu, co przekłada się na wzrost bieżącej konsumpcji. Gospodarstwa te nie analizują bowiem wpływu wydatków rządowych, a więc w dalszej perspektywie także podatków, na ich przyszły dochód.

Przedstawione różnice w reakcji konsumpcji są główną przyczyną odmiennej siły oddziaływania wydatków rządowych na rynek pracy i PKB. Wzrost konsumpcji przekłada się bowiem na dodatkowe zwiększenie agregatowego popytu, a więc także PKB i zatrudnienia. Natomiast ograniczenie konsumpcji przez ricardiańskie gospodarstwa domowe zmniejsza początkowy dodatni wpływ wydatków rządowych na kształtowanie się agregatowego popytu.

Reakcje podstawowych wielkości makroekonomicznych na zmiany w polityce monetarnej polegające na zwiększeniu stopy procentowej ukazuje rysunek 2.

Rysunek 2. Funkcje reakcji na impuls monetarny



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

Z przeprowadzonych symulacji wynika, że w modelu uwzględniającym heterogeniczność gospodarstw domowych reakcja PKB, zatrudnienia i konsumpcji na zmiany stopy procentowej jest słabsza, niż w modelu zakładającym występowanie tylko gospodarstw ricardiańskich. Jednocześnie uwzględnienie heterogeniczności gospodarstw domowych prawie w ogóle nie wpływa na oszacowanie siły oddziaływania stopy procentowej na inflację.

Silniejsza reakcja konsumpcji na szoki w polityce pieniężnej w przypadku występowania tylko gospodarstw stosujących optymalizację międzyokresową wynika z faktu, że u tej grupy gospodarstw wzrost stopy procentowej powoduje odłożenie konsumpcji w czasie, podczas gdy w przypadku gospodarstw podejmujących decyzje uproszczone nie następuje tego typu przesunięcie konsumpcji. O ile bowiem w wyniku wzrostu stopy procentowej dla gospodarstw ricardiańskich konsumpcja obecna staje się relatywnie droższa niż konsumpcja przyszła, o tyle gospodarstwa niericardiańskie w bieżących decyzjach nie

uwzględniają w ogóle konsumpcji przyszłej. Ponadto w przypadku gospodarstw podejmujących decyzje na podstawie optymalizacji międzyokresowej wzrost stopy procentowej prowadzi do obniżenia się inwestycji. Reakcja konsumpcji i inwestycji powoduje z kolei, że w przypadku homogenicznych, czyli tylko ricardiańskich, gospodarstw domowych oddziaływanie stopy procentowej na PKB jest silniejsze niż w sytuacji, gdy występują również gospodarstwa podejmujące decyzje jedynie na podstawie bieżącego dochodu. Zestawiając jednak wyniki uzyskane dla polityki fiskalnej i monetarnej można zaobserwować, że różnice pomiędzy skutkami wzrostu stopy procentowej w modelu uwzględniającym i nieuwzględniającym gospodarstw niericardiańskich są relatywnie mniejsze niż różnice w efektach polityki fiskalnej.

Rezultaty otrzymane dla Polski zestawiono z wynikami dla innych krajów Europy Środkowo-Wschodniej z derogacją. Z uzyskanych funkcji reakcji na impuls wynika, że w przypadku Czech, Węgier, Rumunii, Bułgarii oraz Chorwacji, podobnie jak dla gospodarki polskiej, uwzględnienie gospodarstw niericardiańskich znacznie zwiększa siłę oddziaływania polityki fiskalnej na PKB. We wszystkich analizowanych krajach Europy Środkowo-Wschodniej uwzględnienie heterogeniczności gospodarstw domowych w istotny sposób wpływa również na kształtowanie się konsumpcji. O ile jednak w przypadku gospodarki polskiej model z heterogenicznymi gospodarstwami domowymi wyjaśnia pozytywną korelację między kształtowaniem się wydatków rządowych a konsumpcją, o tyle dla znacznej części pozostałych krajów Europy Środkowo-Wschodniej uzyskano, że wzrost wydatków rządowych powoduje jedynie bardzo przejściowy wzrost konsumpcji, po czym spada ona znacznie poniżej poziomu wyjściowego, analogicznie do modelu z homogenicznymi gospodarstwami domowymi. Z kolei w przypadku polityki monetarnej dla Czech, Węgier, Rumunii, Bułgarii oraz Chorwacji uzyskano wyniki zbliżone do rezultatów dla Polski, tj. wskazujące, że uwzględnienie heterogeniczności gospodarstw domowych nie zmienia kierunku oddziaływania stopy procentowej na główne zmienne makroekonomiczne.

Zakończenie

W artykule zbadano wpływ występowania gospodarstw niericardiańskich na efekty polityki makroekonomicznej w Polsce. Analizę przeprowadzono na podstawie stochastycznego dynamicznego modelu równowagi ogólnej. W ramach badania porównano dwa warianty modelu nowokeynesowskiego:

- standardowy model zakładający występowanie tylko gospodarstw dokonujących optymalizacji na podstawie międzyokresowego ograniczenia budżetowego,
- model uwzględniający zarówno gospodarstwa domowe maksymalizujące użyteczność na podstawie dochodu permanentnego, jak i występowanie gospodarstw podejmujących decyzje na podstawie jedynie bieżącego dochodu.

Parametry każdego z modeli oszacowano opierając się na estymacji bayesowskiej. Następnie na podstawie logarytmów gęstości brzegowych porównano, który z modeli jest lepiej dostosowany do danych empirycznych. Z wykonanych obliczeń wynika, że występują silne dowody empiryczne na korzyść modelu uwzględniającego występowanie gospodarstw niericardiańskich.

Przeprowadzone symulacje wskazują, że uwzględnienie występowania gospodarstw, które podejmują decyzje uproszczone, tj. na podstawie bieżącego dochodu, a nie międzyokresowego ograniczenia budżetowego, znacząco wpływa na szacunki efektów polityki makroekonomicznej. Uzyskano, że uwzględnienie niericardiańskich gospodarstw domowych powoduje, iż oddziaływanie zmian stopy procentowej na PKB jest słabsze, niż wynikałoby to ze standardowego modelu nowokeynesowskiego. Jednocześnie, mnożnik wydatków rządowych w modelu uwzględniającym występowanie gospodarstw niericardiańskich jest trzykrotnie większy niż w modelu zakładającym homogeniczność gospodarstw. Zatem uwzględnienie, że część gospodarstw domowych postępuje według reguł uproszczonych z jednej strony zwiększa ocenę efektywności polityki fiskalnej, a z drugiej strony zmniejsza szacunki siły oddziaływania polityki monetarnej na gospodarkę. Otrzymane wyniki, wskazujące, że efekty polityki fiskalnej są relatywnie silniejsze, niż wynikałoby to z modeli zakładających występowanie jedynie ricardiańskich gospodarstw domowych, wpisują się w liczne badania empiryczne na świecie powstałe po wybuchu kryzysu finansowego, pokazujące, że skuteczność polityki fiskalnej w stymulowaniu gospodarki jest większa, niż do tej pory sądzono (por. np. Auerbach i Gorodnichenko [2012], Blanchard i Leigh [2013]).

Przedstawiony model uwzględniający niericardiańskie gospodarstwa domowe poprawnie przewiduje, że wzrost wydatków rządowych powoduje wzrost konsumpcji, podczas gdy z uproszczonych modeli zakładających homogeniczność gospodarstw domowych wynika, iż zwiększenie wydatków rządowych ogranicza konsumpcję. Zdolność poprawnego przewidywania przez model uwzględniający heterogeniczność gospodarstw domowych kierunku reakcji konsumpcji na zmiany wydatków rządowych stanowi dodatkowy, poza wynikami analizy bayesowskiej, argument wskazujący na zasadność uwzględniania gospodarstw niericardiańskich w ramach analiz efektów polityki makroekonomicznej.

Bibliografia

- Akerlof G.A., Shiller R.J. [2009], *Animal spirits*, Princeton University Press, Princeton.
- An S., Schorfheide F. [2007], Bayesian analysis of DSGE models, *Econometric Reviews*, vol. 26 (2–4): 113–172.
- Andersson F. [2010], The lambda model and “rule of thumb” consumers: an estimation problem in existing studies, *Journal of Socio-Economics*, vol. 40(3): 217–334.
- Angeloni I., Coenen G., Smets F. [2003], Persistence, the transmission mechanism and robust monetary policy, *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 50(5): 527–549.

- Auerbach A.J., Gorodnichenko Y. [2012], Measuring the output responses to fiscal policy, *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 4(2): 1–27.
- Bańbula P. [2006], Oszczędności i wybór międzyokresowy – podejście behawioralne, *Materiały i Studia*, zeszyt nr 208, NBP, Warszawa.
- Baranowski P., Górajski M., Malaczewski M., Szafrński G. [2016], Inflation in Poland under state-dependent pricing, *Ekonomický časopis*, vol. 64(10).
- Baranowski P., Sztudyinger J.J. [2016], Zmiany w czasie reguły Taylora a polityka pieniężna w Polsce, *Ekonometria*, nr 3(53).
- Barro R. [1974], Are government bonds net wealth?, *Journal of Political Economy*, vol. 82.
- Bernheim B.D. [1987], Ricardian equivalence: an evaluation of theory and evidence, *NBER Working Paper*, no. 2330.
- Bernheim B.D. [1991], How strong are bequest motives? Evidence based on estimates of the demand for life insurance and annuities, *Journal of Political Economy*, vol. 99.
- Blanchard O., Leigh D. [2013], Growth forecast error and fiscal multipliers, *IMF Working Paper*, WP/12/1.
- Blanchard O., Perotti R. [2002], An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117(4): 1329–1368.
- Bohn H. [1998], The behavior of U.S. public debt and deficits, *Quarterly Journal of Economics*, August: 949–963.
- Bohn H. [2007], Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?, *Journal of Monetary Economics*, vol. 54(7): 1837–1847.
- Brumberg R., Modigliani F. [1954], Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data. Post Keynesian economics, w: *Post-Keynesian economics*, red. K.K. Kurihara, NJ Rutgers University Press, New Brunswick: 388–436.
- Bukowski M., Kowal P., Lewandowski P., Zawistowski J. [2005], *Struktura i poziom wydatków sektora finansów publicznych a sytuacja na rynku pracy. Doświadczenia międzynarodowe i wnioski dla Polski*, NBP Departament Komunikacji Społecznej, Warszawa.
- Calvo G. [1983], Straggled prices in a utility-maximizing framework, *Journal of Monetary Economics*, vol. 12: 383–398.
- Campbell J.Y., Mankiw N.G. [1989], Consumption, income, and interest rates: reinterpreting the time series evidence, w: *NBER macroeconomics annual*, red. O.J. Blanchard, S. Fischer, MIT Press, Cambridge Mass.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans Ch. [2005], Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy, *Journal of Political Economy*, vol. 1(113).
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Rebelo S. [2011], When is the government spending multiplier large?, *Journal of Political Economy*, vol. 119(1): 78–121.
- Coenen G., Straub R. [2005]. Does government spending crowd in private consumption? Theory and empirical evidence for the euro area, *International Finance*, vol. 8(3): 435–470.
- Davig T., Leeper E.M. [2011], Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus, *European Economic Review*, vol. 55: 211–227.

- Deaton A. [1992]. Understanding consumption, *Clarendon Lectures in Economics*, Clarendon Press, Oxford.
- Dejong D.N., Dave Ch. [2007], *Structural macroeconometrics*, Princeton University Press, Princeton.
- Dixit A., Stiglitz J.E. [1977], Monopolistic competition and optimum product diversity, *American Economic Review*, vol. 67.
- Fernández-Villaverde J. [2010], The econometrics of DSGE model, *SERIEs Journal of Spanish Economic Association*, no. 1.
- Fernández-Villaverde J., Rubio-Ramirez F. [2004], Comparing dynamic equilibrium models to data: a Bayesian approach, *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 123(1): 153–187.
- Flavin M. [1981]. The adjustment of consumption to changing expectations about future income, *The Journal of Political Economy*, vol. 89(5): 974–1009.
- Friedman M. [1957], *A theory of the consumption function*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Galí J., López-Salido J. D., Vallés J. [2004], Rule-of-thumb consumers and the design of interest rate rules, *Journal of Money, Credit & Banking*, vol. 36(4): 739–764.
- Galí J., López-Salido J.D., Vallés J. [2007], Understanding the effects of government spending on consumption, *Journal of the European Economic Association*, vol. 5(1): 227–270.
- Hansen G.D. [1985], Indivisible labor and the business cycle, *Journal of Monetary Economics*, vol. 16(3).
- Hastings W.K. [1970], Monte Carlo sampling methods using Markov chains and their applications, *Biometrika*, vol. 57(1).
- Hubbard R.G., Judd K.L. [1986], Liquidity constraints, fiscal policy, and consumption, *Brookings Papers on Economic Activity*, no 1.
- Johnson D.S., Parker J., Souleles N. [2004]. Household expenditure and the income tax rebates of 2001, *NBER Working Paper 10784*, September.
- Kass R.E., Raftery A.E. [1995], Bayes factors, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90(430).
- King R., Watson M. [1996], Money, prices, interest rates and the business cycle, *Review of Economics and Statistics*, vol. 78.
- Krawczyk M. [2009], Deficyt budżetu państwa i aktywność gospodarcza, *Ekonomista*, nr 5.
- Kuchta Z. [2014], Sztuczność płac nominalnych w modelach DSGE małej skali. Analiza empiryczna dla Polski, *Gospodarka Narodowa*, nr 6.
- Leeper E., Plante M., Traum N. [2010], Dynamics of fiscal financing in the United States, *Journal of Econometrics*, vol. 156: 304–321.
- Ljungqvist L., Sargent T.J. [2004], *Recursive macroeconomic theory*, MIT Press, Cambridge Mass.
- Mackiewicz M. [2010], *Stabilizacyjna polityka fiskalna w krajach OECD*, PWE, Warszawa.
- Mäki U. [2009], Realistic realism about unrealistic models, w: *The Oxford handbook of philosophy of economics*, red. H. Kincaid, D. Ross, Oxford University Press, Oxford.
- Mankiw N.G. [2000], The savers-spenders theory of fiscal policy, *American Economic Review*, vol. 90(2): 120–125.

- Metropolis N., Rosenbluth A.W., Rosenbluth M.N., Teller A.H., Teller E. [1953], Equation of state calculations by fast computing machines, *The Journal of Chemical Physics*, vol. 21(6).
- Moździerz A. [2009], *Nierównowaga finansów publicznych*, PWE, Warszawa.
- Muth J.F. [1961], Rational expectations and the theory of price movements, *Econometrica*, vol. 29(3): 315–335
- Osiewalski J. [2001], *Ekonometria bayesowska w zastosowaniach*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Pipień M. [2006], *Wnioskowanie bayesowskie w ekonometrii finansowej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Rotemberg J., Woodford M. [1999]. The cyclical behavior of prices and costs, w: *Handbook of macroeconomics*, red. J.B. Taylor, M. Woodford, North-Holland, Amsterdam.
- Sargent T.J., Wallace N. [1976], Rational expectations and the theory of economic policy, *Journal of Monetary Economics*, vol. 2(2): 169–183.
- Schmitt-Grohe S., Uribe M. [2004], Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function, *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 28: 755–775.
- Smets F., Wouters R. [2003], An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area, *Journal of European Economic Association*, vol. 1(5): 1123–1175.
- Stiglitz J., Weiss A. [1981], Credit rationing in markets with imperfect information, *American Economic Review*, vol. 71(3): 393–410.
- Taylor J.B. [1993], Discretion versus policy rules in practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39(1): 195–214.
- Tversky A., Kahneman D. [1974], Judgment under uncertainty: heuristics and biases, *Science*, vol. 185.
- Wojtyna A. [2000], *Ewolucja keynesizmu a główny nurt ekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Wojtyna A. [2011] Czy w wyniku kryzysu finansowego ekonomia otworzy się bardziej na psychologię, w: *Węzeł polski. Bariery rozwoju z perspektywy ekonomicznej i psychologicznej*, red. P. Kozłowski, Instytut Nauk Ekonomicznych PAN, Instytut Psychologii PAN, Warszawa.
- Woodford M. [2001], The Taylor rule and optimal monetary policy, *The American Economic Review*, vol. 91(2).
- Woodford M. [2011], Simple analytics of the government expenditure multiplier, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 3(1).
- Wójcik Sz. [2016], Analiza następstw szoku inflacyjnego z wykorzystaniem modelu DSGE dla gospodarki polskiej, *Folia Oeconomica*, nr 4(324).

SHOULD MACROECONOMIC POLICY MAKERS CONSIDER HOUSEHOLD PLANNING HORIZONS?

Abstract

The aim of the study is to compare the effects of monetary and fiscal policy in a model with all-Ricardian households and a model taking into account non-Ricardians. The analysis is based on a medium-scale neo-Keynesian model that considers households with different planning horizons. The simulations show that taking into account non-Ricardian households decreases the impact of economic policy on GDP, while significantly increasing the effects of fiscal policy. Moreover, the model with heterogeneous households better fits empirical data and correctly predicts the impact of government spending on consumption.

Keywords: macroeconomic policy, Ricardian equivalence, heterogeneity of households

JEL classification code: E60
