

STUDIA METODOLOGICZNE

Piotr KRAJEWSKI

Oddziaływanie wydatków rządowych na rynek pracy

W okresie trwającego w Europie kryzysu finansowego zwiększanie wydatków rządowych stanowi jedną z metod ożywiania gospodarki. Ekspansywna polityka fiskalna ma na celu przede wszystkim stymulowanie popytu agregatowego. Kształtowanie się łącznego popytu oddziałuje z kolei na popyt na pracę. Jednocześnie zwiększanie wydatków rządowych, nawet w krótkim okresie, wywiera również skutki podażowe. Większe wydatki majątkowe powodują bowiem negatywny efekt, co skłania gospodarstwa domowe do poszukiwania pracy. Jednocześnie efekt podażowy oddziałuje w przeciwnym kierunku niż efekt popytowy na poziom wynagrodzeń.

Zatem siła mechanizmów popytowych i podażowych wynikających ze wzrostu wydatków rządowych wywiera istotny wpływ na implikacje makroekonomiczne prowadzonej polityki fiskalnej. Z tego względu w artykule dokonano dekompozycji oddziaływania wydatków rządowych na rynek pracy. Analizę przeprowadzono na podstawie modelu nowej ekonomii keynesistowskiej. Estymacje parametrów modelu wykonano metodą bayesowską według danych kwartalnych z lat 1995—2010¹.

¹ Dane Eurostatu i GUS.

Nowa ekonomia keynesistowska stanowi próbę oparcia podejścia keynesistowskiego na mikropodstawach. W podejściu nowokeynesistowskim zakłada się z reguły, że gospodarstwa domowe i przedsiębiorstwa opierają się na racjonalnych oczekiwaniach, a ich decyzje oparte są na międzyokresowej optymalizacji (Bludnik, 2010). Jednocześnie jednak odchodzi się od założenia dotyczącego natychmiastowego dostosowywania płac i cen, przyjmując występowanie konkurencji monopolistycznej i stopniowej indeksacji cen². W rezultacie rzeczywista produkcja może odbiegać od poziomu potencjalnego³. Ponadto polityka monetarna przestaje być neutralna w krótkim okresie (Gali, 2008). Nowa synteza neoklasyczna stanowi zatem syntezę neoklasycznej metodologii dynamicznych modeli równowagi ogólnej z keynesistowskim założeniem dotyczącym krótkookresowej sztywności nominalnej w gospodarce.

Modele nowokeynesistowskie ocenia się głównie na podstawie tego, czy zmienne symulowane wygenerowane na ich podstawie są w stanie odzwierciedlać relacje pomiędzy rzeczywistymi zmiennymi makroekonomicznymi (Smets, Wouters, 2003, 2004; Adolfson i in., 2008). Podstawowy model nowej ekonomii keynesistowskiej określany jest przez trzy równania (Gali, 2008; Bludnik, 2010; Baranowski, 2011): funkcję zagregowanego popytu, nowokeynesistowską krzywą Phillipsa oraz regułę Taylora.

Pierwsze modele nowej ekonomii keynesistowskiej zazwyczaj były oparte na wielu upraszczających założeniach, takich jak: dostęp do doskonałej informacji, brak niezależnej funkcji inwestycji — występowanie homogenicznych podmiotów, brak rynku pracy czy występowanie doskonałego rynku finansowego⁴. Współczesne modele nowokeynesistowskie często odchodzą od tych założeń.

Skutki wprowadzenia reguł heurystycznych w miejsce doskonałej informacji ukazał m.in. De Grauwe (2008). Skutki przyjęcia założenia o heterogeniczności podmiotów przedstawili m.in. Ghironi i Melitz (2005) oraz Branch i Mc Gough (2009). Założenie dotyczące występowania niedoskonałego rynku finansowego wprowadzili m.in. Bernanke, Gertler i Gilchrist (1999) oraz Meier i Muller (2006). Zagadnienia związane z bezrobociem do modeli nowej ekonomii keynesistowskiej analizowali natomiast m.in. Mortensen i Pissarides (1999) oraz Danthine i Kurmann (2004). Do modeli zawierających funkcję inwestycji zaliczyć można model Smetsa i Woutersa (2003). W ramach tego modelu możliwe jest objaśnienie akumulacji kapitału (Gali, 2008), co jest szczególnie istotne w przy-

² Szczegółowy opis założeń nowej ekonomii keynesistowskiej przedstawiono w pracy Wojtyny (2000).

³ W modelach nowej ekonomii keynesistowskiej produkcja potencjalna odpowiada produkcji wynikającej ze standardowego modelu RBC (Bludnik, 2010). Występujące wahania produkcji mogą być zatem następstwem zmian produkcji potencjalnej, czyli optymalnej reakcji gospodarki na zakłócenia realne (Mankiw, 2006; Gali, 2009).

⁴ Szerzej na temat znaczenia tych założeń w modelach nowej ekonomii keynesistowskiej pisał w przytaczanej tu pracy Bludnik.

padku analizy efektów podaŝowych. Z tego względu model ten zastosowano w opracowaniu. W analizowanym modelu dynamikę zmiennych okreŝlają następujące równania:

$$\begin{aligned}\tilde{C}_t = & \frac{a_v}{1+a_v} \tilde{C}_{t-1} + \frac{1}{1+a_v} E_t(\tilde{C}_{t+1}) - \frac{1-a_v}{(1+a_v)\sigma_c} (\tilde{R}_t - E_t(\tilde{\pi}_{t+1})) + \\ & + \frac{1-a_v}{(1+a_v)\sigma_c} (\tilde{\varepsilon}_t^{pref} - E_t(\tilde{\varepsilon}_{t+1}^{pref}))\end{aligned}\quad (1)$$

gdzie:

- $\tilde{C}_t, \tilde{\pi}_t, \tilde{R}_t$ — odchylenia odpowiednio: konsumpcji, inflacji i nominalnej stopy procentowej od poziomu ustalonego (*steady state*)⁵,
 $\tilde{\varepsilon}_t^{pref}$ — szoki dotyczące preferencji w czasie,
 σ_c — odwrotność międzyokresowej elastyczności substytucji,
 a_v — miara ukazująca siłę przyzwyczajień konsumpcyjnych, nominalna;

$$\tilde{I}_t = \frac{1}{1+\beta} \tilde{I}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t(\tilde{I}_{t+1}) + \frac{1}{\varphi_s(1+\beta)} \tilde{Q}_t - E_t \frac{\beta}{1+\beta} \tilde{\varepsilon}_{t+1}^I + \frac{1}{1+\beta} \tilde{\varepsilon}_t^I \quad (2)$$

gdzie:

- $\tilde{I}_t, \tilde{Q}_t$ — odchylenia inwestycji i wartości kapitału od poziomu *steady state*,
 $\tilde{\varepsilon}_t^I$ — szoki dotyczące inwestycji,
 β — czynnik dyskontowy,
 φ_s — parametr okreŝlający koszty dostosowania inwestycji;

$$\begin{aligned}\tilde{Q}_t = & -(\tilde{R}_t - E_t(\tilde{\pi}_{t+1})) + \frac{1-\delta}{1-(1-\tau)\delta+(1-\tau)\bar{r}^k} E_t(\tilde{Q}_{t+1}) + \\ & + \frac{\bar{r}^k(1-\tau)}{1-(1-\tau)\delta+(1-\tau)\bar{r}^k} E_t(\tilde{R}_{t+1}^k - \tilde{\tau}_{t+1}) + \zeta_{Q,t}\end{aligned}\quad (3)$$

gdzie:

- $\tilde{R}_t^k$ — odchylenie stopy zwrotu z kapitału od poziomu *steady state*,
 δ — stopa deprecjacji kapitału,
 τ — poziom stopy podatkowej w stanie ustalonym,
 $\bar{r}^k$ — wartość stopy zwrotu z wynajmu kapitału rzeczowego w *steady state*,
 $\zeta_{Q,t}$ — szok dotyczący wymaganej stopy zwrotu z inwestycji;

⁵ W modelu poziom ustalony danej zmiennej oznacza jej poziom w przypadku braku występowania szoków.

$$\tilde{K}_t = (1 - \delta)\tilde{K}_{t-1} + \delta\tilde{I}_{t-1} \quad (4)$$

gdzie $\tilde{K}_t$ — odchylenie poziomu kapitału od poziomu *steady state*;

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_t = & \frac{\beta}{1 + \beta\gamma_p} E_t(\tilde{\pi}_{t+1}) + \frac{\gamma_p}{1 + \beta\gamma_p} \tilde{\pi}_{t-1} + \\ & + \left(\frac{1}{1 + \beta\gamma_p} \right) \frac{(1 - \beta\xi_p)(1 - \xi_p)}{\xi_p} (\alpha\tilde{R}_t^k + (1 - \alpha)\tilde{W}_t - \tilde{\varepsilon}_t^{TFP} + \zeta_{\lambda p, t}) \end{aligned} \quad (5)$$

gdzie:

$\tilde{W}_t$ — odchylenie nominalnej stawki płac od poziomu *steady state*,

$\tilde{\varepsilon}_t^{TFP}$ — szoki technologiczne,

α — elastyczność produkcji względem kapitału,

γ_p — parametr indeksacji dla cen dóbr pośrednich,

ξ_p — prawdopodobieństwo zmiany poziomu cen dóbr pośrednich na podstawie indeksacji,

$\zeta_{\lambda p, t}$ — szok dotyczący narzutu na ceny;

$$\begin{aligned} \tilde{W}_t = & \frac{\beta}{1 + \beta} E_t(\tilde{W}_{t+1}) + \frac{1}{1 + \beta} \tilde{W}_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta} E_t(\tilde{\pi}_{t+1}) - \frac{1 + \beta\gamma_w}{1 + \beta} \tilde{\pi}_t + \frac{\gamma_w}{1 + \beta} \tilde{\pi}_{t-1} + \\ & - \left(\frac{1}{1 + \beta} \right) \frac{(1 - \beta\xi_w)(1 - \xi_w)}{\left(1 + \frac{(1 + \lambda_w)\sigma_l}{\lambda_w} \right) \xi_w} \left(\tilde{W}_t - \tilde{\tau}_t - \sigma_l \tilde{L}_t - \frac{\sigma_c}{1 - a_v} (\tilde{C}_t - a_v \tilde{C}_{t-1}) - \tilde{\varepsilon}_t^l - \eta_{w, t} \right) \end{aligned} \quad (6)$$

gdzie:

$\tilde{L}_t$ — odchylenie zatrudnienia od poziomu *steady state*,

$\tilde{\varepsilon}_t^l$ — szok dotyczący podaży pracy,

σ_l — odwrotność elastyczności podaży pracy,

γ_w — parametr indeksacji płac,

ξ_w — prawdopodobieństwo zmiany płac na podstawie indeksacji,

$\eta_{w, t}$ — szok dotyczący narzutu na płace;

$$\tilde{L}_t = -\tilde{W}_t + \left(1 + \frac{1}{\psi} \right) \tilde{R}_t^k + \tilde{K}_{t-1} \quad (7)$$

gdzie ψ — parametr określający koszt zmiennego stopnia wykorzystania kapitału;

$$\tilde{Y}_t = (1 - \delta k_y - g_y) \tilde{C}_t + \delta k_y \tilde{I}_t + g_y \tilde{\varepsilon}_t^G \quad (8)$$

gdzie:

$\tilde{Y}_t$ — odchylenie PKB od poziomu *steady state*,

$\tilde{\varepsilon}_t^G$ — szoki dotyczące wydatków rządowych,

g_y — udział wydatków rządowych w PKB w stanie ustalonym,

k_y — współczynnik kapitałochłonności w stanie ustalonym;

$$\tilde{Y}_t = (1 + FC_y) (\tilde{\varepsilon}_t^{TFP} + \alpha \tilde{K}_{t-1} + \alpha \psi(\tilde{R}_t^k) + (1 - \alpha) \tilde{L}_t) \quad (9)$$

gdzie FC_y — parametr określający wysokość kosztów stałych w stosunku do produkcji;

$$\begin{aligned} \tilde{R}_t = & \rho_R \tilde{R}_{t-1} + (1 - \rho_R) (\bar{\pi}_t + r_\pi (\pi_{t-1} - \bar{\pi}_t) + r_Y \tilde{Y}_t) + \\ & + r_{\Delta\pi} \Delta \tilde{\pi}_t + r_{\Delta Y} \Delta \tilde{Y}_t - r_{TFP} \varepsilon_t^{TFP} - \eta \varepsilon_t^I + \varepsilon_t^R \end{aligned} \quad (10)$$

gdzie:

ε_t^R — szoki dotyczące stopy procentowej,

ρ_R — parametr określający stopień wygładzenia stopy procentowej,

$\bar{\pi}_t$ — poziom celu inflacyjnego,

$r_\pi, r_Y, r_{\Delta\pi}, r_{\Delta Y}, r_{TFP}, r_I$ — parametry określające reakcję stopy procentowej na poszczególne zmienne.

METODA I WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW

Parametry modelu oszacowano na podstawie kalibracji oraz estymacji bayesowskiej. Kalibrację zastosowano w przypadku parametrów, które uzależnione są przede wszystkim od wartości zmiennych w stanie ustalonym. W rezultacie na podstawie kalibracji wyznaczono:

- elastyczność produkcji względem kapitału (α),
- udział wydatków rządowych w PKB (g_y),
- stopę podatkową (τ),
- kapitałochłonność (k_y),

- czynnik dyskontowy (β),
- stopę deprecjacji kapitału (δ).

Pozostałe parametry modelu zostały oszacowane na podstawie estymacji bayesowskiej. Podejście bayesowskie jest obecnie jedną z coraz częściej stosowanych metod estymacji parametrów dynamicznych stochastycznych modeli równowagi ogólnej (Adolfson i in., 2007; Ruge-Murcia, 2007; Brzoza-Brzezina, Makarski, 2009; Gradzewicz, Makarski, 2009). Podejście bayesowskie opiera się na teoremacie Bayesa. W metodzie tej na podstawie informacji *a priori* oraz aproksymacji funkcji wiarygodności znajduje się rozkłady *a posteriori*⁶. W artykule rozkład *a posteriori* wyznaczono wykorzystując algorytm Metropolis-Hastings (Metropolis i in., 1953; Hastings, 1970).

W estymacji uwzględniono następujące zmienne obserwowalne:

- PKB,
- deflator PKB,
- zatrudnienie,
- spożycie indywidualne,
- nakłady brutto na środki trwałe,
- wynagrodzenia realne,
- krótkookresowe 3-miesięczne stopy procentowe rynku pieniężnego.

Zatrudnienie wprowadzono jako zmienną obserwowalną ściśle powiązaną z popytem na pracę wyrażonym w osobogodzinach. W modelu popyt na pracę definiowany jest jako łączna liczba godzin pracy. Zmienna ta jest jednak zmienną nieobserwowalną i dlatego w ramach estymacji zastąpiona została poziomem zatrudnienia.

W ramach fluktuacji makroekonomicznych poziom zatrudnienia dostosowuje się wolniej niż liczba godzin pracy. W modelu założono, że jedynie określony odsetek firm dostosowuje poziom zatrudnienia do nowych warunków na rynku pracy, a zatem kształtowanie się zatrudnienia określono zgodnie z następującym równaniem (Smets, Wouters, 2003):

$$\tilde{L}_{E,t} = \beta E_t(\tilde{L}_{E,t}) + \frac{(1 - \beta \xi_{emp})(1 - \xi_{emp})}{\xi_{emp}} (\tilde{L}_t - \tilde{L}_{E,t}) \quad (11)$$

gdzie:

$\tilde{L}_{E,t}$ — odchylenie poziomu zatrudnienia od poziomu wynikającego z poziomu ustalonego,

ξ_{emp} — parametr określający szybkość dostosowań zatrudnienia.

⁶ Aproksymację funkcji wiarygodności przeprowadza się w wyniku zastosowania filtru Kalmana, wykorzystując reprezentację przestrzeni stanów (Kuchta, 2012). Filtr Kalmana stanowi algorytm rekurencyjnego wyznaczania wartości estymatora wektora stanu modelu liniowego dyskretnego układu dynamicznego na podstawie pomiarów wyjścia i wejścia (Grewal, Andrews, 2008).

Wartość zmiennych obserwowalnych na poziomie ustalonym wyznaczono dzięki filtrowi pasmowo-przepustowemu. Zastosowanie takiego rodzaju filtra umożliwia usunięcie z danych wejściowych długookresowego trendu stochastycznego, a także składników nieregularnych oraz sezonowych (Skrzypczyński, 2006). Rozkłady *a priori* parametrów strukturalnych modelu oraz parametrów charakteryzujących szoki stochastyczne przyjęto analogicznie, jak we wspomnianej pracy Smetsa i Woutersa. Oszacowania *a posteriori* wykonano na podstawie danych kwartalnych dla gospodarki polskiej z lat 1995—2010.

ROZKŁADY *A POSTERIORI* PARAMETRÓW MODELU

Parametry	Symbol parametru	Oszacowanie
Indeksacja cen dóbr pośrednich	γ_p	0,503
Indeksacja płac	γ_w	0,513
Koszty dostosowania inwestycji	φ_S	4,916
Koszty zmiennego stopnia wykorzystania kapitału	ψ	0,303
Odwrotność elastyczności podaży pracy	σ_l	3,185
Odwrotność międzyokresowej elastyczności substytucji	σ_c	2,063
Parametr dotyczący udziału kosztów stałych w produkcji	FC_y	1,595
Parametr określający dostosowania zatrudnienia	ξ_{emp}	0,706
Parametr reakcji w regule Taylora na:		
inflację	r_π	1,901
produkcję	r_y	0,155
przyrost inflacji	$r_{\Delta\pi}$	0,400
przyrost produkcji	$r_{\Delta y}$	0,306
Parametr wygładzania w regule Taylora	ρ_R	0,745
Prawdopodobieństwo zmiany cen na podstawie indeksacji	ξ_p	0,524
Prawdopodobieństwo zmiany płac na podstawie indeksacji	ξ_w	0,441
Siła przyzwyczajenia konsumpcyjnych	a_v	0,408
Szok dotyczący:		
celu inflacyjnego — odchylenie standardowe	$\sigma_{\xi, \bar{\pi}}$	0,020
celu inflacyjnego — współczynnik autoregresji	$\rho_{\bar{\pi}}$	0,519
inwestycji — odchylenie standardowe	$\sigma_{\xi, I}$	0,183
inwestycji — współczynnik regresji	$\rho_{\varepsilon, I}$	0,506
narzutu na ceny — odchylenie standardowe	$\sigma_{\xi, p}$	0,448
narzutu na płace — odchylenie standardowe	$\sigma_{\xi, w}$	0,598
podaży pracy — współczynnik autoregresji	$\rho_{\varepsilon, l}$	0,463
podaży pracy — odchylenie standardowe	$\sigma_{\xi, l}$	5,526
preferencji — współczynnik autoregresji	$\rho_{\varepsilon, pref}$	0,494

ROZKŁADY A POSTERIORI PARAMETRÓW MODELU (dok.)

Parametry	Symbol parametru	Oszacowanie
Szok dotyczący (dok.):		
preferencji — odchylenie standardowe	$\sigma_{\zeta, pref}$	0,697
stopy podatkowej — odchylenie standardowe	$\sigma_{\zeta, \tau}$	0,692
stopy podatkowej — współczynnik autoregresji	$\rho_{\varepsilon, \tau}$	0,523
stopy procentowej — odchylenie standardowe	$\sigma_{\zeta, R}$	0,199
wydatków rządowych — odchylenie standardowe	$\sigma_{\zeta, G}$	0,699
wydatków rządowych — współczynnik autoregresji	$\rho_{\varepsilon, G}$	0,539
wymaganej stopy zwrotu — odchylenie standardowe	$\sigma_{\zeta, Q}$	1,016
Szok technologiczny — odchylenie standardowe	$\sigma_{\zeta, TFP}$	0,893
Szok technologiczny — współczynnik autoregresji	$\rho_{\varepsilon, TFP}$	0,536

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

ODDZIAŁYWANIE ZMIAN WYDATKÓW RZĄDOWYCH

W modelu wydatki rządowe oddziałują na rynek pracy zarówno poprzez czyniki podażowe, związane z negatywnym efektem majątkowym, jak i popytowe, wynikające z oddziaływania popytu agregatowego na poziom zatrudnienia w warunkach sztywności nominalnej. Z jednej strony negatywny efekt majątkowy wpływa na podaż pracy. Wyższe wydatki rządowe stanowią bowiem drenaż zasobów z gospodarki i ograniczają poziom konsumpcji oraz czasu wolnego, a więc zwiększają podaż pracy. Z drugiej strony wydatki rządowe wpływają na poziom popytu agregatowego. Ze względu na sztywność nominalną niektóre firmy nie reagują na wyższy popyt dostosowaniem cen, tylko dodatkowo zwiększoną produkcją, a w efekcie wyższym popytem na pracę i wzrostem zatrudnienia.

W rezultacie efekt popytowy i podażowy wzrostu wydatków rządowych oddziałuje:

- w tym samym kierunku na zatrudnienie,
- w przeciwnym kierunku na stawkę płac.

Jeśli wzrost popytu na pracę wynikający z wyższego popytu agregatowego jest większy niż wzrost podaży pracy wynikający z negatywnego efektu majątkowego, wówczas poziom płac ulega zwiększeniu. W przeciwnym wypadku następuje spadek poziomu płac.

Wpływ polityki fiskalnej na rynek pracy w przypadku doskonale elastycznych cen i płac zdefiniowano jako jej oddziaływanie podażowe. Z kolei efekty popytowe zdefiniowano jako oddziaływanie polityki fiskalnej wynikające z występowania sztywności nominalnej, czyli wyznaczono jako różnicę między otrzymanym całkowitym efektem zmian wydatków rządowych a oszacowaniem efektu podażowego.

Oddziaływanie wydatków rządowych na rynek pracy w dekompozycji na efekt podażowy i popytowy pokazują wykry. 1 i 2.

Otrzymane wyniki wskazują, że w gospodarce polskiej wydatki rządowe w większym stopniu oddziałują na rynek pracy poprzez popyt agregatowy niż poprzez efekt podaży, czyli negatywny efekt majątkowy. Wzrost zatrudnienia na skutek efektu popytowego jest dwukrotnie większy niż w wyniku czynników podaży. Ponadto z przeprowadzonych symulacji wynika, że wzrost wydatków rządowych prowadzi do podniesienia się poziomu płac. Warto zaznaczyć, że na sposób reakcji rynku pracy na zmiany poziomu wydatków rządowych oddziałuje w pewnym stopniu występowanie przyzwyczajęń konsumpcyjnych. Powodują one bowiem, że przedsiębiorstwa częściowo ograniczają narzuty, zwiększając tym samym popyt na pracę, którego wpływ na kształtowanie się stawki płac jest w rezultacie silniejszy niż w przypadku podaży pracy (Ravn i in., 2006).

Podsumowanie

W artykule dokonano dekompozycji oddziaływania wydatków rządowych na rynek pracy. Analizę przeprowadzono na podstawie modelu nowej ekonomii keynesistowskiej. Estymacje parametrów modelu wykonano metodą bayesowską na podstawie danych kwartalnych z lat 1995—2010.

Mechanizmy popytowy i podaży w odmienny sposób oddziałują na kształtowanie się wynagrodzeń. Wzrost popytu na pracę wynikający z wyższego popytu agregatowego prowadzi do zwiększania się stawki płac, natomiast zwiększenie się podaży pracy będące następstwem negatywnego efektu majątkowego przyczynia się do obniżania się poziomu wynagrodzeń. Na podstawie modelu zaobserwowano, że w gospodarce polskiej wydatki rządowe w większym stopniu oddziałują na rynek pracy poprzez popyt agregatowy niż poprzez efekt podaży i w rezultacie zwiększanie wydatków rządowych prowadzi do wzrostu stawki płac.

dr Piotr Krajewski — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Adolfson M., Laseen S., Linde J., Villani M. (2008), *Evaluation an estimated new Keynesian small open economy model*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, No. 32
- Adolfson M., Linde J., Villani M. (2007), *Forecasting performance of an open economy DSGE model*, „Econometric Reviews”, vol. 26, No. 2—4
- Baranowski P. (2011), *Efekty oczekiwanego i nieoczekiwanego zacieśnienia polityki pieniężnej w świetle hybrydowego modelu DSGE dla gospodarki Polski*, „Ekonomista”, nr 3

- Bernanke B., Gertler M., Gilchrist S. (1999), *The financial accelerator in a quantitative business cycle framework*, [w:] J. B. Taylor, M. Woodford (ed.), *Handbook of macroeconomics*, Elsevier, North-Holland, Amsterdam
- Bludnik I. (2010), *Nowa synteza neoklasyczna w makroekonomii*, „Bank i Kredyt”, nr 41(2)
- Branch W. A., Mc Gough B. (2009), *A new Keynesian model with heterogeneous expectations*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, No. 33(5)
- Brzoza-Brzezina M., Makarski K. (2009), *Credit crunch in a small open economy*, „MPRA Paper”, No. 18595
- Danthine J. P., Kurmann A. (2004), *Fair wages in a new keynesian model of the business cycle*, „Review of Economic Dynamics”, No. 7(1)
- De Grauwe P. (2008), *DSGE-modelling when agents are imperfectly informed*, „Working Paper”, No. 879, European Central Bank, Frankfurt
- Gali J. (2008), *Monetary policy, inflation and the business cycle. An introduction to the new Keynesian framework*, Princeton University Press, Princeton
- Gali J. (2009), *The new Keynesian approach to monetary policy analysis: lessons and new directions*, <http://www.crei.cat/people/gali/jg09cfs.pdf>
- Ghironi F., Melitz M. J. (2005), *International trade and macroeconomic dynamics with heterogeneous firms*, „Quarterly Journal of Economics”, No. 120(3)
- Gradzewicz M., Makarski K. (2009), *The macroeconomic effects of losing autonomous monetary policy after the euro adoption in Poland*, „National Bank of Poland Working Paper”, No. 58
- Grewal M. S., Andrews A. P. (2008), *Kalman filtering: theory and practice using Matlab*, Wiley-IEEE Press
- Hastings W. K. (1970), *Monte Carlo sampling methods using Markov chains and their applications*, „Biometrika”, vol. 57, No. 1
- Kuchta Z. (2012), *Wpływ utraty autonomicznej polityki monetarnej na absorpcję zaburzeń egzogenicznych*, [w:] P. Krajewski (red.), *Gospodarka Polski w perspektywie wstąpienia do strefy euro. Ujęcie ilościowe*, PWE, Warszawa
- Mankiw N. G. (2006), *The macroeconomist as scientist and engineer*, „Journal of Economic Perspectives”, vol. 20(4)
- Meier A., Muller G. J. (2006), *Fleshing out the monetary transmission mechanism: output composition and the role of financial frictions*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, No. 38(8)
- 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, No. 6
- Mortensen D. T., Pissarides C. A. (1999), *New developments in models of search in the labor market*, [w:] O. Ashenfelter, D. Card (ed.), *Handbook of labor economics*, Elsevier, North-Holland, Amsterdam
- Ravn M., Schmitt-Grohe S., Uribe M. (2006), *Deep habits*, „Review of Economic Studies”, No. 73
- Ruge-Murcia F. J. (2007), *Methods to estimate dynamic stochastic general equilibrium models*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, No. 31
- Skrzypczyński P. (2006), *Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro*, „Materiały i Studia”, nr 210
- Smets F., Wouters R. (2003), *An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area*, „Journal of European Economic Association”, vol. 1, No. 5
- Smets F., Wouters R. (2004), *Forecasting with a Bayesian DSGE model: an application to the euro area*, „Journal of Common Market Studies”, vol. 42, No. 4
- Wojtyna A. (2000), *Ewolucja keynesizmu a główny nurt ekonomii*, PWN, Warszawa

SUMMARY

The article analyzes the demand and supply effects of temporary increase in government spending on the labour market. The analysis was performed using a model of the new Keynesian economics. Estimates of model parameters were determined by the Bayes method. The simulations show that government spending greater impact on the labour market through demand effect than the supply side. Demand effect is stronger for both employment and wages.

РЕЗЮМЕ

В статье рассматривается анализ стороны спроса и предложения результатов временного повышения государственных расходов на рынок труда. Анализ был проведен с использованием кейнсианской модели новой экономики. Оценки параметров модели были сделаны байесовским методом. Результаты симуляции показывают, что государственные расходы в большей степени воздействуют на рынок труда эффектом спроса, чем предложения. Эффект спроса является сильнее как для занятости, так и для заработной платы.