

Regionalne różnicowanie oddziaływania wydatków rządowych na zatrudnienie – wnioski z analizy SVAR

Piotr Krajewski*

Nadesłany: 29 czerwca 2016 r. Zaakceptowany: 20 października 2016 r.

Streszczenie

Celem prezentowanej analizy empirycznej było oszacowanie wojewódzkich mnożników wydatków rządowych w Polsce na podstawie modelu SVAR. W badaniu zastosowano metodykę Blancharda i Perottiego, która dzięki wykorzystaniu danych kwartalnych i oszacowaniu cyklicznych komponentów wpływów podatkowych umożliwia identyfikację szoków związanych z wydatkami rządowymi. Odmienne jednak niż u Blancharda i Perottiego, którzy analizowali oddziaływanie polityki fiskalnej na PKB, w pracy zbadano wpływ wydatków rządowych na poziom zatrudnienia na szczeblu regionalnym. Z przeprowadzonych analiz wynika, że wojewódzkie mnożniki wydatków rządowych cechują się dużą heterogenicznością. Otrzymano ponadto wyniki świadczące o tym, że oddziaływanie na regionalne rynki pracy szoków wydatków rządowych ma z reguły charakter przejściowy. Wyjątek stanowi województwo mazowieckie, w którym wpływ wydatków rządowych na zatrudnienie cechuje się dużą trwałością.

Słowa kluczowe: polityka fiskalna, wydatki rządowe, regionalne mnożniki fiskalne, SVAR

JEL: E62, C51

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

1. Wstęp

W ostatnich latach analizy empiryczne dotyczące mnożników wydatków rządowych stały się szczególnie popularnym kierunkiem badań, głównie za sprawą doświadczeń wynikających z kryzysu gospodarczego. Z jednej strony praca Auerbacha i Gorodnichenki (2012) dała początek licznym opracowaniom empirycznym, bazującym na strukturalnych modelach wektorowej autoregresji (modelach SVAR). Ukazują one, że zwiększanie wydatków rządowych stanowi o wiele efektywniejszą metodę stymulowania gospodarki w okresie recesji niż w czasie ożywienia gospodarczego. Z drugiej strony Christiano, Eichenbaum i Rebelo (2011) oraz Eggertsson (2011), wykorzystując dynamiczne stochastyczne modele równowagi ogólnej (modele DSGE), przedstawili teoretyczne wyjaśnienie szczególnej roli polityki fiskalnej w warunkach zerowych stóp procentowych. Trzecią dynamicznie rozwijającą się gałęzią badań nad mnożnikami wydatków rządowych są metody narracyjne, rozpowszechnione m.in. przez Romer i Romera (2010), wykorzystujące publiczne informacje na temat charakteru poszczególnych zmian fiskalnych.

Wymienione analizy dotyczące efektów wydatków rządowych koncentrują się na zagregowanym wpływie polityki fiskalnej na poziomie krajowym. Nie uwzględniają zatem regionalnego zróżnicowania mnożników fiskalnych¹. Istnieją jednak teoretyczne przesłanki heterogeniczności skutków wydatków rządowych na poziomie regionalnym. Po pierwsze, wydatki rządowe mogą być przeznaczane na zakup dóbr i usług nierównomiernie – np. wydatki wojskowe głównie w tych regionach, w których są ulokowane zakłady zbrojeniowe (por. Hooker, Knetter 1997). Po drugie, wpływ wydatków rządowych ponoszonych w danym regionie na jego sytuację ekonomiczną może zależeć od struktury tych wydatków (por. Pappa 2005), a także od struktury gospodarczej regionu (por. Owyang, Zubairy 2013).

Występowanie regionalnej heterogeniczności mnożników wydatków rządowych potwierdzają badania empiryczne. Na znaczne regionalne zróżnicowanie efektów polityki fiskalnej wskazują Hooker i Knetter (1997), Pappa (2005), Fishback i Kachanovskaya (2010), Owyang i Zubairy (2013) oraz Nakamura i Steinsson (2014). Badania tego typu odnoszą się jednak prawie wyłącznie do gospodarki amerykańskiej. Do nielicznych wyjątków należy opracowanie Martínez-Lópeza (2005) dotyczące regionalnych efektów polityki fiskalnej w Hiszpanii.

Polityka fiskalna może oddziaływać poprzez zmiany zarówno wydatków rządowych, jak i podatków. Analizy regionalnego zróżnicowania efektów polityki fiskalnej z reguły koncentrują się jednak na stronie wydatkowej budżetu. Niniejsze badanie wpisuje się w ten obszar analiz – jego celem było oszacowanie regionalnych mnożników wydatków rządowych w Polsce. W pracy przeanalizowano, jak wydatki rządowe na poziomie krajowym, tj. na poziomie całego sektora finansów publicznych, wpływają na sytuację gospodarczą w poszczególnych województwach.

Opracowanie prezentuje pierwszą przeprowadzoną dla polskiej gospodarki analizę empiryczną wojewódzkiego zróżnicowania efektów polityki fiskalnej. Oszacowanie regionalnych skutków zmian krajowego poziomu wydatków rządowych ma duże znaczenie aplikacyjne. Dzięki znajomości regionalnych mnożników fiskalnych można precyzyjniej oszacować wpływ zmian wydatków rządowych na kształtowanie się sytuacji ekonomicznej w poszczególnych województwach. W szczególności można określić oddziaływanie prowadzonej polityki fiskalnej na konwergencję rozwoju gospodarczego województw.

W pracy oparto się na metodyce Blancharda i Perottiego (2002), która dzięki wykorzystaniu danych kwartalnych i oszacowaniu cyklicznych komponentów podatków umożliwia identyfikację szoków związanych z wydatkami rządowymi. Odmienne jednak niż u Blancharda i Perottiego, a podobnie jak

¹ W pracy określenie „mnożnik fiskalny” jest stosowane zamiennie z określeniem „mnożnik wydatków rządowych”.

w pracach Davisa, Lounganiego i Mahidhara (1997) oraz Hookera i Knettera (1997) w badaniu zamiast PKB wykorzystano poziom zatrudnienia. Modyfikacja ta wynika z braku danych kwartalnych dotyczących wojewódzkiego PKB.

Artykuł składa się z następujących części. W pierwszej kolejności została przedstawiona ogólna charakterystyka kanałów oddziaływania wydatków rządowych na wahania gospodarcze. Następnie omówiono główne metody szacowania mnożników fiskalnych. W dalszych częściach artykułu przeanalizowano zastosowany w badaniu empirycznym model SVAR, omówiono wykorzystane dane oraz przedstawiono uzyskane wyniki. Opracowanie kończy się podsumowaniem zawierającym wnioski z przeprowadzonego badania.

2. Ogólna charakterystyka mechanizmów oddziaływania wydatków rządowych

Wydatki rządowe mogą oddziaływać na wahania gospodarcze za pośrednictwem mechanizmów popytowych i podażowych. Zgodnie z szeroko rozpowszechnioną interpretacją popytowego oddziaływania polityki fiskalnej na gospodarkę, przedstawioną przez Samuelsona (1948), na skutek zwiększenia wydatków rządowych następuje mnożnikowy wzrost agregatowego popytu i w rezultacie również zwiększenie produkcji. W wyniku rozbudowania modelu Samuelsona o rynek pieniężny powstał słynny model IS-LM Hicksa (1937) i Hansena (1953). Uwzględnienie w modelu IS-LM rynku pieniężnego osłabia oddziaływanie wydatków rządowych. Rezultatem ekspansywnej polityki fiskalnej jest bowiem wzrost stopy procentowej i wypychanie części inwestycji. Jednak zgodnie z ortodoksyjnym podejściem keynesowskim popyt na pieniądź silnie reaguje na zmiany stopy procentowej, a jednocześnie inwestycje są mało wrażliwe na zmiany oprocentowania. W konsekwencji wydatki rządowe silnie oddziałują na kształtowanie się agregatowego popytu. Uwzględnienie majątkowych efektów wzrostu wydatków rządowych finansowanych emisją obligacji prowadzi przy tym do wniosku, że popytowe oddziaływanie wydatków rządowych może być nawet silniejsze, niż wynika to ze standardowego modelu IS-LM (Blinder, Solow 1973).

W modelu przedstawionym przez Samuelsona całkowicie pomijane są podażowe efekty polityki fiskalnej, a siła popytowego oddziaływania wydatków rządowych na gospodarkę zależy przede wszystkim od kształtowania się krańcowej skłonności do konsumpcji. Ortodoksyjne stanowisko keynesowskie odnoszące się do nachylenia krzywych IS i LM miało początkowo silne podstawy empiryczne (np. Klein 1968), a popytowy model IS-LM dominował w myśleniu ekonomicznym w latach 50. i 60. ubiegłego wieku (Snowdon, Vane, Wynarczyk 1998). Od lat 70. coraz częściej podawano jednak w wątpliwość założenia podejścia popytowego – przede wszystkim wskazywano na brak przekonujących mikroekonomicznych przyczyn występowania sztywności nominalnej cen i płac (np. Blaug 1994).

Od lat 80. w związku z pojawieniem się modeli realnego cyklu koniunkturalnego (modeli RBC), zapoczątkowanych pracą Kydlanda i Prescottta (1982), zaczęto zwracać uwagę na podażowe mechanizmy oddziaływania wydatków rządowych na wahania gospodarcze. W modelach RBC wydatki rządowe wpływają na zachowanie gospodarstw domowych głównie za pośrednictwem efektu majątkowego oraz poprzez międzyokresową substytucję czasu wolnego (np. Aschauer 1988).

W modelach RBC duże znaczenie ma rozróżnienie między przejściowym a trwałym wzrostem wydatków rządowych (Baxter, King 1993). Trwały wzrost wpływa na obniżenie się majątku gospodarstw

domowych, co przekłada się na wzrost podaży pracy oraz ograniczenie konsumpcji. Z kolei wzrost zatrudnienia przesuwając krzywą krańcowego produktu kapitału w górę, co zwiększa pożądany zasób kapitału. W początkowym okresie, ze względu na powolne dostosowywanie się ilości kapitału, wzrost PKB jest jednak głównie spowodowany zwiększeniem się podaży pracy. W wyniku zmiany podaży pracy, przy prawie niezmiennym poziomie kapitału, spada krańcowy produkt pracy i maleje stawka płac. Jednocześnie wyższa podaż pracy powoduje wzrost krańcowego produktu kapitału i podwyższenie się stopy procentowej. W okresie dostosowawczym wraz ze zwiększaniem się ilości kapitału stopa procentowa i stawka płac zbliżają się do wyjściowego poziomu. Im krócej trwa zmiana wydatków rządowych, tym silniej polityka fiskalna oddziałuje za pośrednictwem substytucji czasu wolnego, a słabiej poprzez wpływ na zdyskontowany majątek gospodarstw domowych. Główna różnica pomiędzy efektami przejściowego oraz trwałego wzrostu wydatków rządowych dotyczy inwestycji. W przypadku trwałego zwiększenia wydatków rządowych inwestycje rosną z powodu podniesienia pożądanego poziomu kapitału. Przy przejściowym wzroście wydatków rządowych nakłady inwestycyjne kształtują się na niższym poziomie, tak by nie doprowadzić do znacznych wahań konsumpcji.

W ramach mechanizmów podażowych wydatki rządowe oddziałują nie tylko za pośrednictwem efektu majątkowego i substytucji czasu wolnego, ale także wpływając na łączną produktywność czynników produkcji. Jak wskazuje Gramlich (1994), wydatki rządowe z reguły stanowią czynnik zwiększający produktywność. Ponadto z części badań wynika, że nie tylko poziom wydatków rządowych, ale też kształtowanie się kapitału publicznego może wpływać na produktywność sektora prywatnego (por. Hulten, Schwab 1993).

Pod koniec XX w., wraz z dynamicznym rozwojem nowej ekonomii keynesowskiej, zapoczątkowanym publikacją Mankiw i Romera (1991), nastąpił renesans badań nad popytowymi efektami polityki fiskalnej. Modele nowej ekonomii keynesowskiej z jednej strony uwzględniają sztywność nominalną, a z drugiej strony – podobnie jak modele RBC – opierają się na podstawach mikroekonomicznych, tj. na decyzjach optymalizacyjnych gospodarstw domowych i przedsiębiorstw. W rezultacie modele nowej ekonomii keynesowskiej uwzględniają zarówno podażowe, jak i popytowe mechanizmy oddziaływania wydatków rządowych. Na pojawienie się efektów popytowych wpływa przy tym występowanie sztywności cen (Linnemann, Schabert 2003), jak też płac (Cardia 1995). Siła oddziaływania wydatków rządowych zależy ponadto od występowania sztywności realnej. Jak wskazują Ravn, Schmitt-Grohe i Uribe (2006), przyzwyczajenia konsumpcyjne, będące przyczyną zachowań inercyjnych, wzmacniają efekty polityki fiskalnej. Również występowanie gospodarstw niericardiańskich (gospodarstw nieoptymalizujących) wzmacnia siłę oddziaływania wydatków rządowych na gospodarkę (por. Gali, Lopez-Salido, Valles 2007).

Zwiększenie wydatków rządowych wpływa na wzrost PKB i zatrudnienia zarówno poprzez efekty podażowe, jak i popytowe. Jednocześnie mechanizmy podażowe i popytowe odmiennie oddziałują na kształtowanie się konsumpcji. Zgodnie z ujęciem popytowym wraz ze wzrostem wydatków rządowych rosną dochody, a w konsekwencji – dzięki mechanizmowi mnożnikowemu – również konsumpcja. Wyjaśnienia podażowe zakładają natomiast, że wzrost wydatków rządowych przyczynia się do ograniczenia majątku gospodarstw domowych, a więc i konsumpcji, jeśli jest ona dobrem normalnym. Wyniki badań empirycznych wskazują, że wraz ze wzrostem wydatków rządowych konsumpcja z reguły rośnie (por. Fatás, Mihov 2001; Mountford, Uhlig 2009), co świadczy o przeważającej roli efektów popytowych. Również z badań, w których wykorzystano model nowokeynesowski oparty na pracy Smetsa i Woutersa (2003), wynika, że wydatki rządowe oddziałują na wahania gospodarcze przede wszystkim za pośrednictwem mechanizmów popytowych (Krajewski 2013).

3. Przegląd metod szacowania mnożników wydatków rządowych

W ramach badań dotyczących oddziaływania wydatków rządowych na gospodarkę można wyodrębnić trzy główne grupy analiz, tj. badania wykorzystujące:

- modele SVAR,
- metody narracyjne,
- dynamiczne stochastyczne modele równowagi ogólnej.

Wykorzystanie strukturalnych modeli VAR do analiz polityki fiskalnej zapoczątkowały przełomowe prace Fatása i Mihova (2001) oraz Blancharda i Perottiego (2002). W kolejnych latach powstało wiele opracowań wykorzystujących modele SVAR do badania efektów polityki fiskalnej, w tym liczne twórcze rozwinięcia tego podejścia, m.in. autorstwa Perottiego (2008), Mountforda i Uhliga (2009) czy Ilzetzkiego, Mendosy i Vegha (2013). Stosowanie strukturalnych modeli VAR w analizach dotyczących wpływu polityki fiskalnej opiera się z reguły na założeniu, że kształtowanie się wydatków rządowych w danym kwartale nie zależy od stanu koniunktury (por. Blanchard, Perotti 2002). Ponadto zazwyczaj przyjmuje się dodatkowe założenia dotyczące wrażliwości wpływów podatkowych na wahania aktywności gospodarczej. Siłę tej zależności, powiązanej z występowaniem automatycznych stabilizatorów koniunktury, szacuje się na podstawie elastyczności poszczególnych kategorii podatkowych względem PKB (Brunila, Buti, in't Veld 2003).

Badania empiryczne dotyczące polityki fiskalnej wykorzystujące modele SVAR stały się szczególnie popularne od czasu kryzysu finansowego na świecie, przede wszystkim za sprawą opracowania Auerbacha i Gorodnichenki (2012), którzy wykazali, że w gospodarce amerykańskiej wydatki rządowe cechują się odmienną siłą oddziaływania w okresach ożywienia oraz recesji. W ostatnich latach tego typu analizy, tj. wykorzystujące przełącznikowe modele SVAR², często były prowadzone także dla różnych krajów europejskich (Baum, Koester 2011), w tym dla gospodarek Europy Środkowo-Wschodniej (Grdović-Gnip 2014; Baranowski i in. 2016). Zdecydowana większość analiz wykorzystujących modele przełącznikowe prowadziła do wniosku, że w okresie recesji zwiększanie wydatków rządowych przynosi silniejsze efekty niż podczas ożywienia. Ciekawym rozszerzeniem analiz polityki fiskalnej na podstawie modeli SVAR jest uwzględnienie przewidywań dotyczących zmian polityki fiskalnej (por. Leeper, Walker, Yang 2008) w badaniu dla polskiej gospodarki przeprowadzonym przez Hauga, Jędrzejowicza i Sznajderską (2013). W podejściu tym wzięto pod uwagę fakt, że z reguły występują znaczne opóźnienia pomiędzy podjęciem przez władze fiskalne decyzji o zwiększeniu wydatków rządowych a rzeczywistym poniesieniem wydatków wynikającym z tej decyzji.

W drugiej grupie często przeprowadzanych analiz dotyczących efektów polityki fiskalnej stosuje się metodę narracyjną. W ramach tej metody, opisanej szczegółowo w pracy Hauga, Jędrzejowicza i Sznajderskiej (2013), do szacowania mnożników fiskalnych wykorzystuje się publiczne informacje na temat zmian w polityce fiskalnej, ortogonalnych względem innych zmian w gospodarce. Analizy tego typu często koncentrują się na badaniach wydatków na zbrojenia (por. Ramey, Shapiro 1998; Ramey 2011; Favero, Giavazzi 2012). W metodzie narracyjnej na podstawie analizy aktów prawnych i wypowiedzi polityków odpowiedzialnych za politykę fiskalną sprawdza się, czy powodem zmian fiskalnych jest reakcja na sytuację gospodarczą, czy też mają one inne przyczyny (np. są podyktowane chęcią obniże-

² Modele przełącznikowe opierają się na łańcuchach Markowa, które są również wykorzystywane w analizach regionalnych. W Polsce Edigarian, Kościelniak i Trojak (2013) zastosowali tę metodę do analizy gospodarczego zróżnicowania województw.

nia długu publicznego, stymulowania długofalowego wzrostu lub zwiększeniem się potrzeb w zakresie obrony narodowej)). Następnie analizę mnożników fiskalnych przeprowadza się dla tych wydatków rządowych, których zmiany są niezależne od stanu koniunktury.

Trzecią grupę metod badania skutków polityki fiskalnej stanowią dynamiczne stochastyczne modele równowagi ogólnej. W analizach tych początkowo wykorzystywano podażowe modele realnego cyklu koniunkturalnego, metodologicznie opierając się na pracach Kydlanda i Prescottta (1982) oraz Hansena (1985). Od lat 90. XX w. w analizie polityki fiskalnej w ramach modeli DSGE używa się głównie modeli nowokeynesowskich uwzględniających efekty popytowe (por. np. Linnemann, Schabert 2003; Coenen, Straub 2005; Galí, López-Salido, Vallés 2007; Eggertsson 2008). W ostatnich latach modele DSGE były wykorzystywane m.in. do teoretycznego wyjaśnienia większej skuteczności ekspansywnej polityki fiskalnej w okresie zerowych stóp procentowych (por. Christiano, Eichenbaum, Rebelo 2011; Eggertsson 2011). Również w odniesieniu do polskiej gospodarki skutki zmian wydatków rządowych są szacowane za pomocą modeli DSGE (por. Bukowski i in. 2005; Kolasa 2008; Grabek, Utzig-Lenarczyk 2009), choć z reguły polityka fiskalna jest w tym wypadku analizowana o wiele mniej szczegółowo niż polityka monetarna. Spośród analiz polskich autorów badających efekty polityki fiskalnej za pomocą modeli DSGE należy również wymienić pracę Makarskiego (2015), który analizuje gospodarstwa z ograniczeniami kredytowymi, stosując model skalibrowany dla gospodarki amerykańskiej.

Badania efektów polityki fiskalnej, niezależnie od tego, do której z trzech omówionych grup analiz zostaną zaliczone, dotyczą z reguły zagregowanego wpływu wydatków rządowych na poziomie krajowym. Badania regionalnego zróżnicowania skutków polityki fiskalnej należą natomiast do rzadkości i są prowadzone prawie wyłącznie dla gospodarki amerykańskiej.

Najwcześniejsze analizy regionalnych efektów zmian wydatków rządowych koncentrowały się na wpływie wydatków zbrojeniowych na rynek pracy (por. Davis, Loungani, Mahidhara 1997; Hooker, Knetter 1997). W ramach nowszych badań tego typu Nakamura i Steinsson (2014) oszacowali regionalne skutki zmian wydatków wojskowych w gospodarce zamkniętej i otwartej, traktując poszczególne stany USA jako gospodarki otwarte, a całą gospodarkę amerykańską jako gospodarkę zamkniętą. Otrzymali znaczne zróżnicowanie oszacowań mnożników wydatków na zbrojenia w poszczególnych stanach, natomiast w skali agregatowej znaczny wzrost mnożnika w okresie zerowych stóp procentowych. Jak wynika z badań, które przeprowadzili Fishback i Kachanovskaya (2010), heterogenicznością cechują się także regionalne skutki zmian cywilnych wydatków federalnych. Z kolei Owyang i Zubairy (2013) zbadali oddziaływanie zarówno zbrojeniowych, jak i cywilnych wydatków rządowych na kształtowanie się dochodów i zatrudnienia w poszczególnych stanach. Wykazali, że stanowe mnożniki fiskalne znacznie się od siebie różnią, a skala heterogeniczności zależy od tego, czy analizowane są wydatki wojskowe czy cywilne. Z oszacowań Owyanga i Zubairy wynika także, że struktura gospodarcza ma istotny wpływ na wielkość mnożników fiskalnych. W przypadku wydatków zbrojeniowych najwyższe mnożniki uzyskano w stanach o dużym udziale przemysłu w wartości dodanej. Z kolei cywilne wydatki rządowe silniej wpływają na dochody i zatrudnienie w stanach o dużym udziale rolnictwa i budownictwa. Pappa (2005), analizując regionalne efekty zmian wydatków stanowych, stwierdziła, że wydatki te silniej oddziałują na sytuację w regionach niż wydatki federalne. Z kolei Serrato i Wingender (2014), badając zróżnicowanie mnożników fiskalnych na poziomie lokalnym, wykazali, że mnożniki wydatków rządowych mają większą wartość w hrabstwach o niższym poziomie dochodu.

Regionalne analizy efektów polityki fiskalnej dotyczą również strony dochodowej finansów publicznych. Hayo i Uhl (2015) oszacowali heterogeniczność przestrzenną skutków zmian podatków

federalnych i uzyskali znaczne zróżnicowanie mnożników podatkowych. Z przeprowadzonych przez nich oszacowań wynika, że wartość bezwzględna mnożników podatkowych jest większa w tych stanach, w których wyższa jest mediana wieku. Ponadto skutki zmian podatków zależą od struktury gospodarczej – są tym silniejsze, im większy jest udział sektora sprzedaży detalicznej.

Wszystkie wymienione opracowania dotyczą regionalnych mnożników fiskalnych w gospodarce amerykańskiej. Na gruncie europejskim analizę regionalnych efektów polityki fiskalnej przeprowadził Martínez-López (2005) dla gospodarki hiszpańskiej. Nie ma badań dotyczących zróżnicowania regionalnego mnożników wydatków rządowych w polskiej gospodarce, natomiast są prowadzone analizy regionalnych efektów polityki monetarnej (Gajewski 2015).

4. Empiryczny model SVAR

Podobnie jak w pracy Blancharda i Perottiego (2002) model składa się z trzech zmiennych – dwóch zmiennych fiskalnych oraz zmiennej reprezentującej krótkookresowe wahania koniunktury. Zmienne fiskalne zdefiniowano w sposób właściwy dla tego typu badań – jako wydatki rządowe i podatki pomniejszone o transfery. Ze względu na fakt, że w pracy analizowane jest regionalne zróżnicowanie efektów krajowej polityki fiskalnej, zmienne fiskalne dotyczą wielkości agregatowych (ogólnopolskich).

Jako zmienną reprezentującą wahania koniunktury z reguły przyjmuje się poziom PKB. Dla polskiej gospodarki brakuje jednak regionalnych kwartalnych danych na temat kształtowania się PKB lub zbliżonych zmiennych, np. dotyczących wartości dodanej lub dochodu. Co prawda, dostępne są oszacowania kwartalnych poziomów PKB w poszczególnych województwach wykonane przez Pipienia i Roszkowską (2015), jednak zakładają one jednakowy kwartalny rozkład PKB w ramach danego roku we wszystkich województwach (taki sam jak w skali kraju). Ze względu na cel pracy, którym jest analiza zróżnicowania efektów regionalnych, a w związku z tym różnicowania reakcji w poszczególnych województwach, takie przybliżenie wydaje się zbyt duże. Jako zmienną reprezentującą krótkookresowe wahania koniunktury przyjęto zatem poziom zatrudnienia.

Zdefiniowanie zatrudnienia jako zmiennej, na podstawie której analizuje się oddziaływanie wydatków rządowych, nie jest wyjątkiem w tego typu opracowaniach. W badaniach dotyczących regionalnych skutków polityki fiskalnej wpływ wydatków rządowych na kształtowanie się zatrudnienia analizowali m.in. Davis, Loungani i Mahidhara (1997), Pappa (2009) oraz Owyang i Zubairy (2013).

Kształtowanie się zatrudnienia jest silnie powiązane z kształtowaniem się PKB. Pewne cechy tych kategorii makroekonomicznych są jednak odmienne:

- wahania zatrudnienia w ramach cyklu koniunkturalnego są relatywnie mniejsze niż wahania PKB, co wiąże się z procyklicznością wydajności pracy oraz zjawiskiem tzw. chomikowania pracy (por. Strzelecki, Wyszzyński, Sączuk 2009),
- z reguły występuje pewne opóźnienie pomiędzy zmianami PKB a zmianami zatrudnienia w ramach cyklu koniunkturalnego, które może wynikać m.in. z występowania kosztów rotacji zatrudnienia (por. Smith 2003),
- rynek pracy cechuje się znaczną inercją (por. Arendt 2006).

Przedstawione powyżej czynniki mogą powodować, że wartości statycznych mnożników fiskalnych są niższe w przypadku zatrudnienia niż PKB.

Na podstawie powyższych założeń dla każdego z województw oszacowano model SVAR o postaci:

$$\mathbf{A}_0 \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i \mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{B} \mathbf{v}_t \quad (1)$$

gdzie:

$$\mathbf{y}_t' = [G_t \quad T_t \quad L_t]$$

G_t – wydatki rządowe,

T_t – podatki netto (podatki minus transfery),

L_t – zatrudnienie w danym województwie,

$\mathbf{v}_t$ – wektor szoków strukturalnych,

p – rząd opóźnień wynoszący maksymalnie cztery okresy,

$\mathbf{A}_0, \mathbf{A}_i, \mathbf{B}, \boldsymbol{\alpha}_0$ – macierze parametrów.

Założono, że szoki strukturalne mają rozkład normalny, o średniej zero i macierzy wariancji-kowariancji $\boldsymbol{\Omega}$ mającej postać:

$$\boldsymbol{\Omega} = \mathbf{B} \mathbf{E}(\mathbf{v}_t \mathbf{v}_t') \mathbf{B}' \quad (2)$$

Parametry równania (1) nie są bezpośrednio estymowane. Zamiast tego estymuje się parametry zredukowanej postaci modelu:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\gamma}_0 + \sum_{i=1}^4 \mathbf{C}_i \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3)$$

gdzie $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ oznacza wektor składników losowych zredukowanej postaci modelu z macierzą wariancji-kowariancji $\boldsymbol{\Psi}$ określoną wzorem:

$$\boldsymbol{\Psi} = \mathbf{A}_0^{-1} \boldsymbol{\Omega}_t \mathbf{A}_0'^{-1} \quad (4)$$

Uwzględniając równania (2) oraz (4), otrzymujemy macierz wariancji-kowariancji $\boldsymbol{\Psi}$ o następującej postaci:

$$\boldsymbol{\Psi} = \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{B} \mathbf{E}(\mathbf{v}_t \mathbf{v}_t') \mathbf{B}' \mathbf{A}_0'^{-1} \quad (5)$$

Zredukowaną postać modelu można zapisać następująco:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_0^{-1} \boldsymbol{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^4 \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{A}_i \mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{B} \mathbf{v}_t \quad (6)$$

Na podstawie powyższych przekształceń otrzymuje się zależność pomiędzy szokami strukturalnymi a składnikami losowymi postaci zredukowanej:

$$\mathbf{A}_0 \boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{B} \mathbf{v}_t \quad (7)$$

W celu identyfikacji szoków konieczne jest przyjęcie założeń dotyczących oddziaływań jednoczesnych. W pracy zastosowano metodę identyfikacji zaproponowaną przez Blancharda i Perottiego (2002), stanowiącą rozszerzenie podejścia rekurencyjnego Simsa (1980). Założono, że wydatki rządowe nie

zależą od stanu koniunktury w danym kwartale, natomiast w przypadku podatków netto wpływ koniunktury określono na podstawie krótkookresowej elastyczności dochodów podatkowych i zasiłków dla bezrobotnych względem PKB oraz krótkookresowej elastyczności zatrudnienia względem PKB. Uwzględnienie reakcji zatrudnienia na wahania PKB jest konieczne, ponieważ standardowe miary elastyczności podatków i transferów dotyczą reakcji tych zmiennych na kształtowanie się PKB. Elastyczność podatków i transferów względem PKB oraz elastyczność zatrudnienia względem PKB przyjęto tak jak w pracy Krajewskiego (2013). Założono ponadto, że w ramach kwartału szoki dotyczące wydatków rządowych i podatków netto nie są ze sobą powiązane.

Na podstawie powyższych założeń otrzymano następującą postać macierzy $\mathbf{A}_0$ i $\mathbf{B}$:

$$\mathbf{A}_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -a_{23} \\ -a_{31} & -a_{32} & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{B} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Elementy diagonalne macierzy $\mathbf{A}_0$, jak z reguły przyjmuje się w literaturze (por. Haug, Jędrzejowicz, Sznajderska 2013), wystandaryzowano do jedności. Nediagonalne niezerowe elementy macierzy zdefiniowano jako $-a_{23}$, $-a_{31}$ oraz $-a_{32}$, tak by parametry a_{23} , a_{31} i a_{32} móc interpretować jako bezpośredni wpływ, odpowiednio, zatrudnienia na dochody podatkowe, wydatków rządowych na zatrudnienie oraz podatków na zatrudnienie.

W ramach macierzy $\mathbf{A}_0$ parametr a_{23} jest wyznaczany na podstawie elastyczności wpływów z podatków i wydatków na zasiłki dla bezrobotnych względem PKB oraz elastyczności zatrudnienia względem PKB. W rezultacie, przyjmując następujące oznaczenia:

$$\mathbf{v}_t = \begin{bmatrix} v_G \\ v_T \\ v_L \end{bmatrix}, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_G \\ \varepsilon_T \\ \varepsilon_L \end{bmatrix}, \quad a_{23} = e_{T,L} \quad (9)$$

gdzie $e_{T,L}$ oznacza elastyczność wpływów z podatków netto względem poziomu zatrudnienia, otrzymujemy:

$$\varepsilon_G = b_{11}v_G \quad (10)$$

$$\varepsilon_T - e_{T,L}\varepsilon_L = b_{22}v_T \quad (11)$$

$$\varepsilon_L = a_{31}\varepsilon_G + a_{32}\varepsilon_T + b_{33}v_L \quad (12)$$

Dzięki nałożeniu powyższych restrykcji możliwe jest oszacowanie parametrów a_{31} , a_{32} , b_{11} , b_{22} , b_{33} oraz w rezultacie identyfikacja szoków strukturalnych.

5. Dane wykorzystane w badaniu

Badanie empiryczne przeprowadzono na podstawie danych dla polskiej gospodarki za okres I kwartał 2000 – IV kwartał 2015 r. Analiza opiera się na danych kwartalnych na poziomie ogólnopolskim i wojewódzkim.

Dane na poziomie ogólnopolskim dotyczą zmiennych fiskalnych. Poziom wydatków rządowych oraz podatków netto wyznaczono na podstawie danych Eurostatu. Wydatki rządowe zdefiniowano jako sumę wydatków konsumpcyjnych i inwestycyjnych sektora finansów publicznych. Podatki netto zostały natomiast wyznaczone jako dochody sektora finansów publicznych pomniejszone o transfery socjalne. Dane wojewódzkie dotyczą kształtowania się zatrudnienia według BAEL i pochodzą z Banku Danych Lokalnych GUS.

Wszystkie dane zostały odsezonowane metodą TRAMO/SEATS. Wielkości fiskalne wyrażono w cenach stałych z 2000 r., natomiast zatrudnienie w tysiącach osób. Zmienne zastosowane w modelu, podobnie jak w większości tego typu analiz³, zostały wyrażone jako logarytmy naturalne.

Wyniki testu ADF wskazują, że zmienne zastosowane w badaniu są niestacjonarne (por. tabela 2 i 3 w Aneksie). Ponieważ jednak analiza koncentruje się na relacjach krótkookresowych, w badaniu empirycznym wykorzystano poziomy zmiennych. Jak wykazali Sims, Stock i Watson (1990), zastosowanie takiego podejścia nie powoduje niezgodności estymatorów. Poziomy zmiennych niestacjonarnych wykorzystali m.in. Heppke-Falk, Tenhofen i Wolff (2006) oraz de Castro i de Cos (2006) w analizach dotyczących mnożników fiskalnych (szerzej na ten temat Grdović-Gnip 2014).

6. Wyniki badania empirycznego

Badanie empiryczne przeprowadzono na podstawie modeli SVAR dla każdego z 16 województw. Długości opóźnień przyjęto na podstawie kryterium informacyjnego Akaike'a (por. tabela 4). Oszacowania macierzy $\mathbf{A}_0$ i $\mathbf{B}$, tj. parametry ukazujące natychmiastowy wpływ poszczególnych szoków strukturalnych, bez uwzględnienia efektu sprzężenia, przedstawia tabela 5.

W przypadku prawie wszystkich województw szok strukturalny polegający na zwiększeniu wydatków rządowych powoduje w danym kwartale wzrost zatrudnienia. Siła bezpośredniego oddziaływania szoku strukturalnego dotyczącego wydatków rządowych na poziom zatrudnienia jest przy tym różna w poszczególnych województwach, co obrazuje znaczne zróżnicowanie oszacowań parametru a_{31} macierzy $\mathbf{A}_0$.

Na podstawie otrzymanych parametrów macierzy $\mathbf{A}_0$ i $\mathbf{B}$ wyznaczono statyczne mnożniki fiskalne, zdefiniowane jako elastyczność, czyli ukazujące wpływ zwiększenia wydatków rządowych o 1% na procentowy wzrost zatrudnienia w kwartale, w którym nastąpił szok związany z wydatkami rządowymi. Uwzględniając sprzężenia zwrotne między kształtowaniem się wpływów podatkowych i zatrudnienia, wynikające z działania automatycznych stabilizatorów koniunktury, wyznaczono statyczne mnożniki fiskalne (e_{GL}) na podstawie wzoru:

$$e_{GL} = \frac{a_{31}}{1 - a_{32}e_{TL}} \quad (13)$$

W tabeli 1 przedstawiono kształtowanie się mnożników określonych równaniem (13) w poszczególnych województwach. Otrzymane statyczne mnożniki fiskalne charakteryzują się znacznym zróżnicowaniem – wahają się od -0,01 do 0,42. Najsilniejszy wpływ wydatków rządowych na bieżący poziom

³ Zmienne są wyrażone jako logarytmy naturalne m.in. w następujących pracach: Blanchard, Perotti (2002); Dungey, Fry (2009); Favero, Giavazzi (2012) oraz Haug, Jędrzejowicz, Sznajderska (2013).

zatrudnienia zaobserwowano w przypadku województw: dolnośląskiego, warmińsko-mazurskiego i mazowieckiego. Z kolei najniższe statyczne mnożniki wydatków rządowych otrzymano dla województwa zachodniopomorskiego, śląskiego i pomorskiego. Dla wszystkich województw otrzymano statyczne mnożniki fiskalne znacznie niższe od jedności. Są one mniejsze niż w większości badań empirycznych dotyczących efektów wydatków rządowych. Ma to następujące przyczyny:

- po pierwsze, mierzą bieżący wpływ wydatków rządowych, tj. odbywający się w ramach tego kwartału, w którym nastąpiła zmiana wydatków rządowych;
- po drugie, dotyczą oddziaływania polityki fiskalnej na rynek pracy; zatrudnienie zazwyczaj z opóźnieniem reaguje na zmiany koniunktury, a jego fluktuacje są słabsze niż wahania PKB;
- po trzecie, w badaniu mnożnik jest zdefiniowany jako elastyczność; mnożniki fiskalne dotyczące wpływu polityki fiskalnej na PKB często są przedstawiane nie jako elastyczność, lecz jako pochodne, czego skutkiem jest ich wyższa wartość.

W tabeli 1 przedstawiono również maksymalne oraz skumulowane mnożniki wydatków rządowych. Pierwsza z miar ukazuje wartość mnożnika fiskalnego w kwartale, w którym wpływ wydatków rządowych był najsilniejszy, natomiast druga – skumulowany wpływ w ciągu czterech lat. Szczegółowy przebieg oddziaływania wydatków rządowych na zatrudnienie przedstawiono na wykresie 1.

Wzrost wydatków rządowych zazwyczaj najsilniej wpływa na kształtowanie się zatrudnienia w roku, w którym nastąpiło zaburzenie. Następnie efekty tego zaburzenia ulegają stopniowemu wygaszeniu. Wyjątek stanowi województwo mazowieckie, w którym maksymalne oddziaływanie wydatków rządowych na rynek pracy pojawia się z dużym opóźnieniem, dopiero po upływie około dwóch lat. Jednocześnie wpływ wzrostu wydatków rządowych na rynek pracy w tym województwie utrzymuje się na wysokim poziomie jeszcze kilka lat po wystąpieniu zaburzenia, podczas gdy w pozostałych województwach stopniowo zanika. W rezultacie cztery lata po zwiększeniu wydatków rządowych oddziaływanie tej zmiany na zatrudnienie w województwie mazowieckim jest co najmniej dwukrotnie większe niż w pozostałych województwach. Silniejsze oddziaływanie wydatków rządowych na rynek pracy w województwie mazowieckim może wynikać z tego, że w Warszawie ma siedzibę zdecydowana większość instytucji centralnych, a zatem w tym województwie koncentrują się wydatki rządowe na zatrudnienie w administracji centralnej.

Ze względu na dużą trwałość skutków zmian wydatków rządowych w przypadku województwa mazowieckiego uzyskano zdecydowanie najwyższy skumulowany mnożnik fiskalny. Z kolei dla województw Polski północno-zachodniej (tj. w województwie zachodniopomorskim, pomorskim i lubuskim) otrzymano najniższe skumulowane mnożniki fiskalne. W województwie zachodniopomorskim występuje nawet ujemny skumulowany wpływ wzrostu wydatków rządowych na rynek pracy, co może wskazywać na występowanie tzw. efektów niekeynesowskich, opisanych m.in. przez Alesinę i Perottiego (1996) oraz Rzońcę (2004).

Do czynników mogących wpływać na kształtowanie się mnożników wojewódzkich należy zaliczyć strukturę gospodarczą regionu oraz zatrudnienie w sektorze publicznym. Z wykonanych obliczeń (por. tabela 6) wynika, że występują dodatnie, choć stosunkowo niewielkie, korelacje między udziałem przemysłu, budownictwa i usług a miarami dotyczącymi mnożników fiskalnych. Znaczne ujemne korelacje uzyskano natomiast pomiędzy udziałem rolnictwa a tymi miarami. Może to wskazywać, że im większe znaczenie w danym województwie ma sektor rolniczy (do którego z reguły nie trafiają wydatki rządowe⁴), tym mniejsze są wartości mnożników fiskalnych.

⁴ Sektor rolniczy jest z kolei istotnym odbiorcą transferów.

Z przeprowadzonych badań wynika również, że występuje dodatnia korelacja między udziałem zatrudnienia w sektorze publicznym a miarami ukazującymi kształtowanie się mnożników fiskalnych (por. tabela 7). Korelacje te są jednak tylko nieznacznie wyższe od zera i nieistotne statystycznie przy typowych poziomach istotności.

7. Podsumowanie

Z przeprowadzonych analiz wynika, że regionalne skutki zmian wydatków rządowych cechują się dużą heterogenicznością. Otrzymane statyczne mnożniki fiskalne, zdefiniowane jako elastyczność zatrudnienia w województwie względem krajowych wydatków rządowych, wahają się od -0,01 do 0,42. Najwyższe wartości przyjmują w przypadku województw: dolnośląskiego, warmińsko-mazurskiego i mazowieckiego, natomiast najniższe – dla województwa zachodniopomorskiego, śląskiego i pomorskiego.

Najsilniejszy wpływ wzrostu wydatków rządowych na kształtowanie się zatrudnienia występuje zazwyczaj w roku, w którym nastąpił szok wynikający z wydatków rządowych; następnie skutki tego zaburzenia ulegają stopniowemu wygaszeniu. Wyjątek stanowi województwo mazowieckie, w którym wpływ polityki fiskalnej na kształtowanie się zatrudnienia cechuje się dużą trwałością.

Potencjalną przyczyną odmiennego charakteru oddziaływania wydatków rządowych na rynek pracy w województwie mazowieckim jest umiejscowienie w Warszawie zdecydowanej większości instytucji centralnych. W rezultacie zmiany wydatków rządowych dotyczące zatrudnienia w administracji centralnej najsilniej wpływają na zatrudnienie w województwie mazowieckim. Jednocześnie oddziaływanie wydatków tego typu na rynek pracy może być bardziej trwałe niż wydatków rządowych polegających na jednorazowym zakupie dóbr.

Z przeprowadzonych obliczeń wynika również, że województwa, w których udział sektora rolniczego jest relatywnie wysoki, z reguły cechują się niższymi mnożnikami wydatków rządowych. Przyczyną występowania tej zależności może być to, że wydatki rządowe zazwyczaj zwiększają popyt nie w sektorze rolniczym, lecz w pozostałych sektorach.

Na podstawie przeprowadzonych analiz można wysnuć pewne wnioski dla polityki gospodarczej. Po pierwsze, ekspansywna polityka fiskalna polegająca na zwiększaniu ogólnopolskiego poziomu wydatków rządowych nie jest skutecznym narzędziem stymulowania zatrudnienia we wszystkich województwach. Po drugie, skutki zwiększenia wydatków rządowych są najbardziej trwałe w przypadku najbogatszego województwa, zatem ekspansywna polityka fiskalna może prowadzić do zwiększenia się dysproporcji pomiędzy sytuacją ekonomiczną w województwie mazowieckim i w pozostałych województwach.

Bibliografia

- Alesina A., Perotti R. (1996), Fiscal discipline and the budget process, *American Economic Review*, 86(2), 401–407.
- Arendt Ł. (2006), Czy w Polsce występuje efekt histerezy bezrobocia?, *Gospodarka Narodowa*, 11–12, 25–46.
- Aschauer D. (1988), The equilibrium approach to fiscal policy, *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(1), 41–62.

- Auerbach A.J., Gorodnichenko Y. (2012), Measuring the output responses to fiscal policy, *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1–27.
- Baranowski P., Krajewski P., Mackiewicz M., Szymańska A. (2016), The effectiveness of fiscal policy over the business cycle: a CEE perspective, *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(8), 1910–1921.
- Baum A., Koester G.B. (2011), *The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle – evidence from a threshold VAR analysis*, Bundesbank Discussion Paper No. 3, Series 1, Deutsche Bundesbank.
- Baxter M., King R.G. (1993), Fiscal policy in general equilibrium, *The American Economic Review*, 83(3), 315–334.
- Blaug M. (1994), *Teoria ekonomii. Ujęcie retrospektywne*, Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Blinder A.S., Solow R.M. (1973), Does fiscal policy matter?, *Journal of Public Economics*, 2(4), 319–337.
- Blanchard O., Perotti R. (2002), An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output, *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329–1368.
- Brunila A., Buti M., in't Veld J. (2003), Fiscal policy in Europe: How effective are automatic stabilisers?, *Empirica*, 30(1), 1–24.
- 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*, Narodowy Bank Polski.
- Cardia E. (1995), The effects of fiscal policies in a general equilibrium model with nominal wage contracts, *Economics Letters*, 49(1), 69–75.
- de Castro F., de Cos P.H. (2008), The economic effects of fiscal policy: The case of Spain, *Journal of Macroeconomics*, 30(3), 1005–1028.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Rebelo S. (2011), When is the government spending multiplier large?, *Journal of Political Economy*, 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*, 8(3), 435–470.
- Davis S.J., Loungani P., Mahidhara R. (1997), *Regional labor fluctuations: oil shocks, military spending, and other driving forces*, Federal Reserve Board International Finance Discussion Paper, 578.
- Dungey M., Fry R. (2009), The identification of fiscal and monetary policy in a structural VAR, *Economic Modelling*, 26(6), 1147–1160.
- Eggertsson G. (2008), *Can tax cuts deepen recessions?*, Federal Reserve Bank of New York, December.
- Eggertsson G. (2011), *What fiscal policy is effective at zero interest rates?*, NBER Macroeconomics Annual, University of Chicago Press.
- Edigarian A., Kościelniak P., Trojak M. (2013), Analiza zróżnicowania rozwoju ekonomicznego województw i powiatów oparta na łańcuchach Markowa, w: M. Trojak, T. Tokarski (red.), *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Fatás A., Mihov I. (2001), *The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence*, CEPR Discussion Papers, 2760.
- Favero C., Giavazzi F. (2012), Measuring tax multipliers: the narrative method in fiscal VARs, *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 69–94.
- Fishback P.V., Kachanovskaya V. (2010), *In search of the multiplier for federal spending in the states during the New Deal*, NBER Working Paper, 16561.

- Gajewski P. (2015), Regionalne zróżnicowanie efektów impulsu polityki pieniężnej w Polsce, *Gospodarka Narodowa*, 4, 27–47.
- Gali J., Lopez-Salido J.D., Valles J. (2007), Understanding the effects of government spending on consumption, *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227–270.
- Grabek G., Utzig-Lenarczyk G. (2009), Gospodarka polska w latach 1997–2006 widziana przez pryzmat modelu DSGE, *Bank i Kredyt*, 40(2), 5–36.
- Gramlich E.M. (1994), Infrastructure investment: a review essay, *Journal of Economic Literature*, 32(3), 1176–1196.
- Grdović-Gnip A. (2014), The power of fiscal multipliers in Croatia, *Financial Theory and Practice*, 35(1), 25–58.
- Hansen A.H. (1953), *A Guide to Keynes*, McGraw-Hill.
- Hansen G.D. (1985), Indivisible labor and the business cycle, *Journal of Monetary Economics*, 16(3), 309–327.
- Haug A., Jędrzejowicz T., Sznajderska A. (2013), *Combining monetary and fiscal policy in an SVAR for a small open economy*, NBP Working Paper, 168, Narodowy Bank Polski.
- Hayo B., Uhl M. (2015), Regional effects of federal tax shocks, *Southern Economic Journal*, 82(2), 343–360.
- Heppke-Falk K.H., Tenhofen J., Wolf G.B. (2006), *The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: a disaggregated SVAR analysis*, Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series, 1.
- Hicks J.R. (1937), Mr. Keynes and the “classics”; a suggested interpretation, *Econometrica*, 5(2), 147–159.
- Hooker M.A., Knetter M.M. (1997), The effects of military spending on economic activity: evidence from state procurement spending, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(3), 400–421.
- Hulten C., Schwab R. (1993), Infrastructure spending: Where do we go from here?, *National Tax Journal*, 46(3), 261–273.
- Ilzetzki E., Mendoza E.G., Végh C.A. (2013), How big (small?) are fiscal multipliers?, *Journal of Monetary Economics*, 60(2), 239–254.
- Klein L.R. (1968), *The Keynesian Revolution*, Macmillan.
- Kolasa M. (2008), *Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model*, National Bank of Poland Working Paper, 49, Narodowy Bank Polski.
- Krajewski P. (2013), *Oddziaływanie polityki fiskalnej na wahania koniunktury w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Kydland F.E., Prescott E.C. (1982), Time to build and aggregate fluctuations, *Econometrica*, 50(6), 1345–1370.
- Leeper E.M., Walker T.B., Yang S.S. (2008), *Fiscal foresight: analytics and econometrics*, NBER Working Paper, 14028.
- Linnemann L., Schabert A. (2003), Fiscal policy in the new neoclassical synthesis, *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(6), 911–929.
- Mankiw N.G., Romer D. (1991), *New Keynesian Economics*, MIT Press.
- Makarski K. (2015), *Mnożniki fiskalne w modelu z ograniczeniami kredytowymi*, Materiały i Studia, 318, Narodowy Bank Polski.
- Martínez-López D. (2005), Fiscal policy and growth: the case of Spanish regions, *Economic Issues*, 10(1), 9–24.

- Mountford A., Uhlig H. (2009), What are the effects of fiscal policy shocks?, *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), 960–992.
- Nakamura E., Steinsson J. (2014), Fiscal stimulus in a monetary union: evidence from US regions, *The American Economic Review*, 104(3), 753–792.
- Owyang M.T., Zubairy S. (2013), Who benefits from increased government spending? A state-level analysis, *Regional Science and Urban Economics*, 43(3), 445–464.
- Pappa E. (2005), *New-Keynesian or RBC transmission? The effects of fiscal shocks in labour markets*, CEPR Discussion Paper, 5313.
- Pappa E. (2009), The effects of fiscal shocks on employment and the real wage, *International Economic Review*, 50(1), 217–244.
- Perotti R. (2008), In search of the transmission mechanism of fiscal policy, w: D. Acemoglu, K. Rogoff, M. Woodford (red.), *NBER Macroeconomics Annual 2007*, University of Chicago Press.
- Pipień M., Roszkowska S. (2015), Szacunki kwartalnego PKB w polskich województwach, *Gospodarka Narodowa*, 5, 145–169.
- Ramey V.A. (2011), Identifying government spending shocks: it's all in the timing, *Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 1–50.
- Ramey V.A., Shapiro M.D. (1998), *Costly capital reallocation and the effects of government spending*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 48(1), 145–194.
- Ravn M., Schmitt-Grohe S., Uribe M. (2006), Deep Habits, *Review of Economic Studies*, 73, 195–218.
- Romer Ch.D., Romer D.H. (2010), The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks, *American Economic Review*, 100(3), 763–801.
- Rzońca A. (2004), Niekeynesowskie skutki zacieśnienia polityki fiskalnej. Zmodyfikowany model Blancharda. Część I, *Bank i Kredyt*, 35(10), 41–54.
- Samuelson P.A. (1948), *Economics*, McGraw–Hill.
- Serrato S., Wingender P. (2014), *Estimating local fiscal multipliers*, Duke University Working Paper, http://www.jcsuarez.com/Files/Suarez_Serrato-Wingender-ELFM_Resubmitted.pdf.
- Sims Ch.A. (1980), Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Sims Ch.A., Stock J.H., Watson M.W. (1990), Inference in linear time series models with some unit roots, *Econometrica*, 58(1), 113–144.
- Smets F., Wouters R. (2003), An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area, *Journal of European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.
- Smith S.W. (2003), *Labour Economics*, Routledge.
- Snowdon B., Vane H., Wynarczyk P. (1998), *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Strzelecki P., Wyszynski R., Saczuk K. (2009), Zjawisko chomikowania pracy w polskich przedsiębiorstwach po okresie transformacji, *Bank i Kredyt*, 40(6), 77–104.

Podziękowania

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

Aneks

Tabela 1

Wojewódzkie mnożniki wydatków rządowych

Województwo	Mnożnik statyczny	Mnożnik maksymalny	Mnożnik skumulowany
Dolnośląskie	0,42	0,42	3,29
Kujawsko-pomorskie	0,24	0,24	1,87
Lubelskie	0,20	0,20	2,20
Lubuskie	0,08	0,08	0,10
Łódzkie	0,25	0,45	3,28
Małopolskie	0,19	0,19	0,24
Mazowieckie	0,26	0,90	12,07
Opolskie	0,23	0,41	2,08
Podkarpackie	0,07	0,17	0,57
Podlaskie	0,11	0,18	0,53
Pomorskie	0,02	0,13	0,14
Śląskie	0,01	0,55	4,43
Świętokrzyskie	0,21	0,39	3,99
Warmińsko-mazurskie	0,31	0,52	5,13
Wielkopolskie	0,15	0,15	0,79
Zachodniopomorskie	-0,01	0,01	-0,64

Źródło: obliczenia na podstawie danych Eurostatu i GUS.

Tabela 2

Test ADF dotyczący stacjonarności zatrudnienia

Województwo	Wartość statystyki	Wartość <i>p</i>
Dolnośląskie	-1,4073	0,5733
Kujawsko-pomorskie	-3,0376	0,0364
Lubelskie	-0,4799	0,8877
Lubuskie	-1,8276	0,3641
Łódzkie	-1,9141	0,3229
Małopolskie	-2,0567	0,2626
Mazowieckie	-0,3051	0,9177
Opolskie	-2,8970	0,0514
Podkarpackie	-1,0922	0,7141
Podlaskie	-2,6942	0,0807
Pomorskie	1,6406	0,9995
Śląskie	-1,9655	0,3011
Świętokrzyskie	-1,1572	0,6876
Warmińsko-mazurskie	-1,0028	0,7474
Wielkopolskie	-2,1228	0,2366
Zachodniopomorskie	-2,8391	0,0584

Tabela 3

Test ADF dotyczący stacjonarności zmiennych fiskalnych

Zmienna	Wartość statystyki	Wartość <i>p</i>
Wydatki rządowe	-0,0893	0,9456
Podatki	-0,3984	0,9025

Tabela 4

Test AIC dotyczący optymalnego rzędu opóźnień

Województwo	Opóźnienie				
	0	1	2	3	4
Dolnośląskie	-6,6683	-12,9621*	-12,8843	-12,7111	-12,6491
Kujawsko-pomorskie	-6,9471	-12,6257*	-12,4936	-12,3551	-12,1960
Lubelskie	-8,0326	-13,9081*	-13,8384	-13,6302	-13,4886
Lubuskie	-7,2792	-14,0933*	-13,9920	-13,9525	-13,8704
Łódzkie	-7,1177	-14,5845	-14,5291	-14,5034	-14,6148*
Małopolskie	-7,4849	-13,1154*	-13,0678	-13,0319	-13,0004
Mazowieckie	-6,8535	-14,3653	-14,3024	-14,3697*	-14,1723
Opolskie	-6,2341	-12,8245	-12,8444*	-12,6754	-12,7511
Podkarpackie	-6,8526	-13,9308*	-13,8195	-13,7988	-13,8860
Podlaskie	-6,0681	-14,2633	-14,2913*	-14,1871	-14,2832
Pomorskie	-6,3579	-14,7118*	-14,6141	-14,4152	-14,2145
Śląskie	-8,0003	-15,0061	-15,1457	-15,2395	-15,2485*
Świętokrzyskie	-6,7885	-13,8647	-13,9095*	-13,7977	-13,7486
Warmińsko-mazurskie	-6,8801	-13,6230	-13,6064	-13,6343	-13,7248*
Wielkopolskie	-7,2218	-12,8637*	-12,7108	-12,5523	-12,4958
Zachodniopomorskie	-7,8524	-14,8376	-14,9648	-15,0086*	-14,8526

* Długość opóźnienia wynikająca z kryterium Akaike'a.

Tabela 5

Oszacowania macierzy A_0 i B

Województwo dolnośląskie			Województwo kujawsko-pomorskie		
	Macierz A_0			Macierz A_0	
1,000000	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000
0,000000	1,000000	-1,540000	0,000000	1,000000	-1,540000
-0,703291	0,438812	1,000000	-0,541167	0,843750	1,000000
	Macierz B			Macierz B	
0,012292	0,000000	0,000000	0,019613	0,000000	0,000000
0,000000	0,058349	0,000000	0,000000	0,062909	0,000000
0,000000	0,000000	0,031280	0,000000	0,000000	0,043713
Województwo lubelskie			Województwo lubuskie		
	Macierz A_0			Macierz A_0	
1,000000	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000
0,000000	1,000000	-1,540000	0,000000	1,000000	-1,540000
-0,248550	0,144775	1,000000	-0,145950	0,477976	1,000000
	Macierz B			Macierz B	
0,019604	0,000000	0,000000	0,012642	0,000000	0,000000
0,000000	0,045418	0,000000	0,000000	0,060217	0,000000
0,000000	0,000000	0,016968	0,000000	0,000000	0,029418
Województwo łódzkie			Województwo małopolskie		
	Macierz A_0			Macierz A_0	
1,000000	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000
0,000000	1,000000	-1,540000	0,000000	1,000000	-1,540000
-0,362164	0,302556	1,000000	-0,302137	0,380584	1,000000
	Macierz B			Macierz B	
0,020250	0,000000	0,000000	0,019244	0,000000	0,000000
0,000000	0,046996	0,000000	0,000000	0,051468	0,000000
0,000000	0,000000	0,022075	0,000000	0,000000	0,029411
Województwo mazowieckie			Województwo opolskie		
	Macierz A_0			Macierz A_0	
1,000000	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000
0,000000	1,000000	-1,540000	0,000000	1,000000	-1,540000
-0,172043	0,069612	1,000000	-0,428035	0,539209	1,000000
	Macierz B			Macierz B	
0,011363	0,000000	0,000000	0,019658	0,000000	0,000000
0,000000	0,041156	0,000000	0,000000	0,045833	0,000000
0,000000	0,000000	0,012293	0,000000	0,000000	0,040158

Województwo podkarpackie			Województwo podlaskie		
	Macierz A_0			Macierz A_0	
1,000000	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000
0,000000	1,000000	-1,540000	0,000000	1,000000	-1,540000
-0,111865	0,415328	1,000000	-0,125358	0,091920	1,000000
	Macierz B			Macierz B	
0,011972	0,000000	0,000000	0,019641	0,000000	0,000000
0,000000	0,056049	0,000000	0,000000	0,040960	0,000000
0,000000	0,000000	0,030063	0,000000	0,000000	0,013745
Województwo pomorskie			Województwo śląskie		
	Macierz A_0			Macierz A_0	
1,000000	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000
0,000000	1,000000	-1,540000	0,000000	1,000000	-1,540000
-0,021430	0,044528	1,000000	-0,012149	0,109165	1,000000
	Macierz B			Macierz B	
0,019121	0,000000	0,000000	0,010440	0,000000	0,000000
0,000000	0,043209	0,000000	0,000000	0,047535	0,000000
0,000000	0,000000	0,010838	0,000000	0,000000	0,013551
Województwo świętokrzyskie			Województwo warmińsko-mazurskie		
	Macierz A_0			Macierz A_0	
1,000000	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000
0,000000	1,000000	-1,540000	0,000000	1,000000	-1,540000
-0,358572	0,485342	1,000000	-0,390815	0,175391	1,000000
	Macierz B			Macierz B	
0,019725	0,000000	0,000000	0,019718	0,000000	0,000000
0,000000	0,051886	0,000000	0,000000	0,045814	0,000000
0,000000	0,000000	0,034985	0,000000	0,000000	0,015947
Województwo wielkopolskie			Województwo zachodniopomorskie		
	Macierz A_0			Macierz A_0	
1,000000	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000
0,000000	1,000000	-1,540000	0,000000	1,000000	-1,540000
-0,255956	0,492627	1,000000	0,006671	0,081800	1,000000
	Macierz B			Macierz B	
0,019628	0,000000	0,000000	0,019103	0,000000	0,000000
0,000000	0,057488	0,000000	0,000000	0,043028	0,000000
0,000000	0,000000	0,032484	0,000000	0,000000	0,009147

Tabela 6

Współczynniki korelacji między mnożnikami fiskalnymi a strukturą gospodarczą

	Mnożnik statyczny	Mnożnik maksymalny	Mnożnik skumulowany
Udział rolnictwa w wartości dodanej	-0,36	-0,56	-0,51
Udział przemysłu i budownictwa w wartości dodanej	0,12	0,01	0,08
Udział usług w wartości dodanej	0,03	0,23	0,13

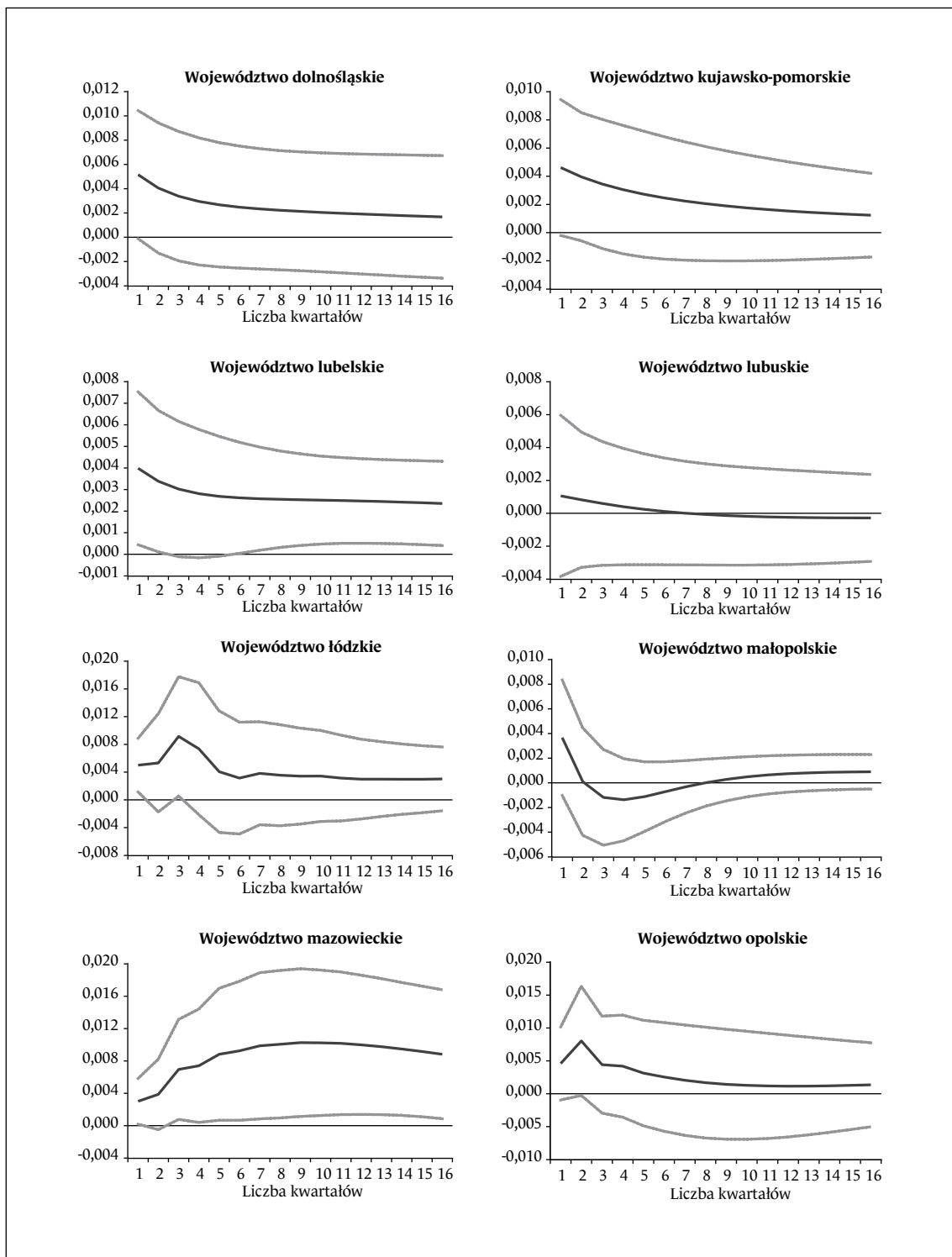
Tabela 7

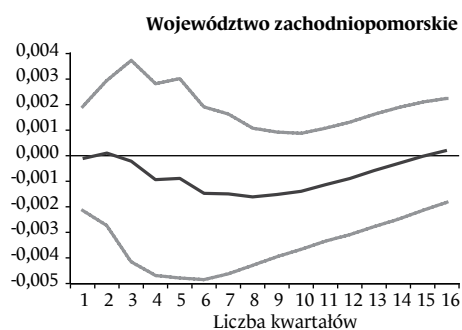
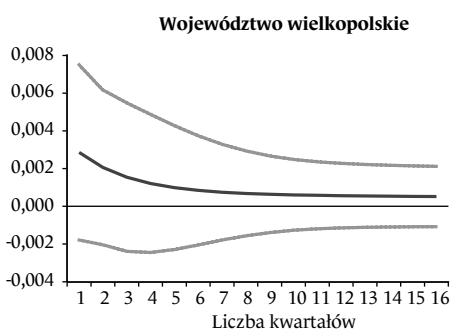
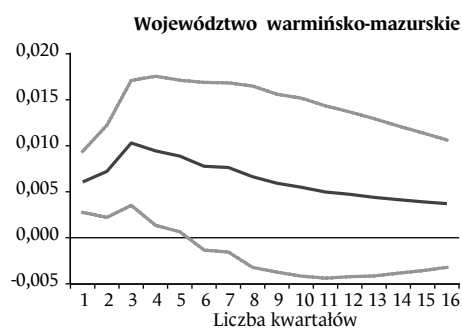
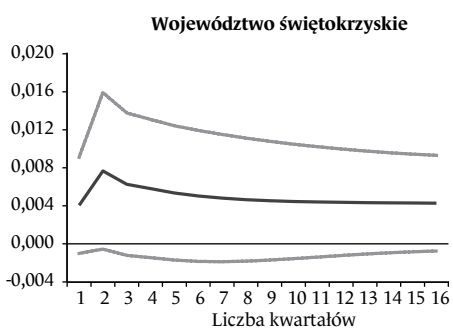
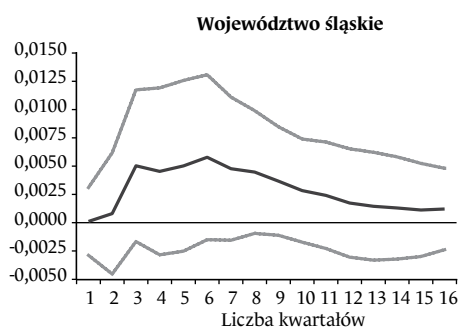
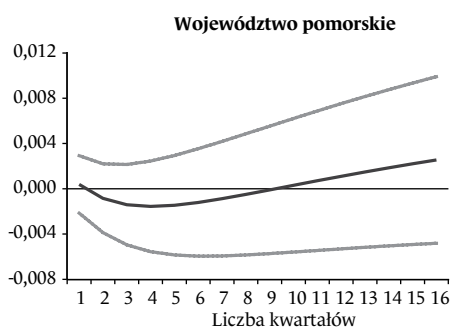
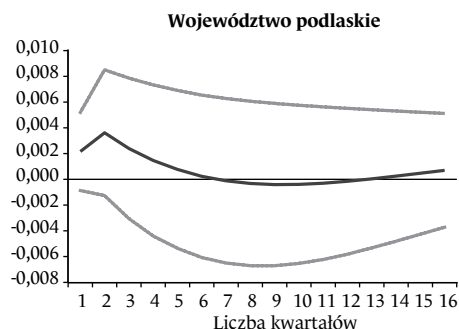
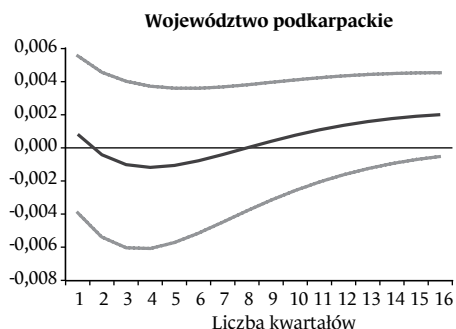
Współczynniki korelacji między mnożnikami fiskalnymi a zatrudnieniem w sektorze publicznym

	Mnożnik statyczny	Mnożnik maksymalny	Mnożnik skumulowany
Udział zatrudnienia w sektorze publicznym w zatrudnieniu ogółem	0,04	0,12	0,13

Wykres 1

Funkcje reakcji na impuls – wpływ szoku, polegającego na zwiększeniu wydatków rządowych o wartość odchylenia standardowego, na kształtowanie się zatrudnienia





Regional heterogeneity of fiscal policy impact on employment – SVAR perspective

Abstract

The aim of the study was to estimate the regional fiscal multipliers in Poland with the use of a SVAR model. We applied Blanchard and Perotti's methodology, which uses quarterly data and estimates cyclical components of taxes to identify fiscal shocks. However, unlike Blanchard and Perotti, who analyzed the impact of fiscal policy on GDP, we examined the impact of government spending on regional employment. Our analysis shows that regional fiscal multipliers are highly heterogeneous. Moreover, we obtained results indicating that the impact of government spending shock on labour market is usually transitory. The Mazowieckie voivodship is an exception, and we observed persistent effects of fiscal disturbance there.

Keywords: fiscal policy, government spending, regional fiscal multipliers, SVAR