

GOSPODARKA NARODOWA

3
(295)
Rok LXXXVIII/XXIX
lipiec–wrzesień
2018
s. 49–74

Agata SZYMAŃSKA*

Wpływ polityki fiskalnej na PKB w krajach Unii Europejskiej spoza strefy euro¹

Streszczenie: Celem artykułu jest zbadanie wpływu polityki fiskalnej na PKB w 6 krajach Europy Środkowo-Wschodniej spoza strefy euro (Bułgaria, Chorwacja, Czechy, Polska, Rumunia, Węgry). Badanie przeprowadzono opierając się na strukturalnym modelu wektorowej autoregresji (SVAR) z identyfikacją szoków bazującą na podejściu zaproponowanym przez Blancharda i Perottiego [2002]. Analizy oparto na danych kwartalnych, przy czym, z uwagi na dostępność danych, w przypadku Polski i Chorwacji próba czasowa obejmowała okres 2002q1-2016q4, w przypadku Bułgarii i Czech – okres 2000q1-2016q4, w odniesieniu do Węgier – 1999q1-2016q4, zaś w przypadku Rumunii – 1996q1-2016q4. Wyniki badania empirycznego wskazują na pozytywną reakcję PKB na strukturalny szok wydatkowy w każdym z analizowanych krajów. Oszacowany dla wydatków mnożnik maksymalny nie przekraczał wartości 1 i kształtował się w granicach od 0,18 w Bułgarii do 0,76 w Polsce. W przypadku strukturalnego szoku w instrumencie dochodowym reakcja PKB w każdym kraju była początkowo ujemna, natomiast w całym horyzoncie, w którym analizowano funkcje reakcji na impuls (16 kwartałów), wystąpiły różnice między krajami.

Słowa kluczowe: polityka fiskalna, SVAR, szok strukturalny, mnożnik fiskalny

Kody klasyfikacji JEL: C20, E62

Artykuł nadesłany 9 czerwca 2017 r., zaakceptowany 11 lipca 2018 r.

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

¹ Artykuł sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki w ramach projektu badawczego nr DEC-2014/15/B/HS4/01996. Autorka pragnie podziękować dwóm anonimowym recenzentom za uwagi i komentarze, które przyczyniły się do poprawy jakości tekstu oraz dr. hab. Pawłowi Baranowskiemu za cenne uwagi.

Wstęp

Polityka fiskalna w krajach Europy Środkowo-Wschodniej spoza strefy euro stanowi przedmiot szczególnego zainteresowania z uwagi na przyszłą (i jednoznacznie nieokreśloną) akcesję części tych krajów do unii walutowej i związaną z tym faktem eliminację niezależnej krajowej polityki pieniężnej. W konsekwencji wzrasta zainteresowanie pogłębionymi analizami dotyczącymi rozpoznania efektów polityki fiskalnej w krótkim okresie, głównie z uwagi na wykorzystanie jej instrumentów do stabilizowania wahań koniunktury. Jednym z mierników efektów wpływu polityki fiskalnej na gospodarkę jest mnożnik fiskalny. Mnożniki fiskalne najczęściej ustalane są przy wykorzystaniu modeli wektorowej autoregresji, podejścia narracyjnego, modeli realnego cyklu koniunkturalnego i nowokeynesowskich modeli DSGE. Należy jednak wskazać, że badania nad szacunkami mnożników fiskalnych prowadzone są głównie dla krajów rozwiniętych, zwłaszcza USA i krajów Europy Zachodniej.

W niniejszym badaniu przeprowadzono porównawczą analizę wpływu strukturalnych szoków fiskalnych na PKB w 6 krajach Unii Europejskiej spoza strefy euro. Podjęte badanie pozwala na ocenę podobieństwa reakcji produkcji na fiskalne zaburzenia strukturalne w wybranych krajach z derogacją, tj. w krajach, które na mocy traktatów akcesyjnych zobowiązane są do przyjęcia wspólnej waluty (euro), jednak termin jej wprowadzenia nie został dla nich konkretnie ustalony². Badanie opiera się na fiskalnym modelu SVAR z trzema zmiennymi (dochody, wydatki, produkcja) z identyfikacją szoków bazującą na podejściu zaproponowanym przez Blancharda i Perottiego [2002] oraz Perottiego [2005].

Artykuł rozpoczyna ogólny zarys najważniejszych metod oceny wpływu polityki fiskalnej na zmienne makroekonomiczne. Z uwagi na przyjęte w niniejszym badaniu narzędzie analiz podkreślono znaczenie modeli wektorowej autoregresji w ocenie efektów polityki fiskalnej. Następnie omówiono konstrukcję modelu SVAR i przyjęty w nim schemat identyfikacji zaburzeń strukturalnych oraz przedstawiono dane. W kolejnej części artykułu zaprezentowano wyniki badania empirycznego i porównano je z istniejącą literaturą przedmiotu. W ostatniej części zawarto podsumowanie.

Wybrane sposoby analizy wpływu polityki fiskalnej na gospodarkę

Jednym z podejść do analiz wpływu polityki fiskalnej na aktywność gospodarczą jest wykorzystanie empirycznych strukturalnych modeli wektorowej autoregresji (wybrane przykłady ich zastosowania zostaną przedstawione w dalszej części artykułu). Modele te, łącznie z analizami opierającymi się na wykorzystaniu podejścia narracyjnego, studiach zdarzeń, modeli real-

² Analiza nie obejmuje pozostałych trzech krajów UE spoza strefy euro, tj. Szwecji (objętej tzw. derogacją czasową) oraz Danii i Wielkiej Brytanii (objętych tzw. derogacją stałą – klauzulą opt-out).

nego cyklu koniunkturalnego i nowokeynesowskich modeli DSGE, stanowią główne narzędzia wykorzystywane dla badania oddziaływania polityki fiskalnej na gospodarkę. Przegląd literatury wskazuje, że rodzaj modelu przyjęty do analiz ma wpływ na efekty, jakie przynosi zastosowanie konkretnych instrumentów polityki fiskalnej, co z kolei przekłada się na szacunki mnożnika fiskalnego. Zależności te potwierdzają m.in. konkluzje z wyników metaregresji Gecherta [2015] oraz Gecherta i Willa [2012]. Analizy przeprowadzone w badaniu Gecherta [2015] wskazują, że nowokeynesowskie kalibrowane modele DSGE małej skali pozwalają na uzyskanie mnożników, których wartości są zbliżone do wartości mnożników otrzymanywanych w modelach VAR, ale jednocześnie wyższych od szacunków mnożników uzyskiwanych w modelach DSGE dużej skali. Co więcej, badania Gecherta i Willa [2012] oraz Gecherta [2015] dodatkowo wykazują, że standardowo szacowany mnożnik wydatkowy z reguły kształtuje się wokół wartości 1 i jest wyższy o około 0,3–0,4 od mnożnika podatkowego.

Przykładami badań prowadzonych z zakresu oceny efektów polityki fiskalnej na koniunkturę przy wykorzystaniu podejścia narracyjnego i studiów zdarzeń są m.in. prace Ramey i Shapiro [1998], Eichenbauma i Fishera [2005], Ramey [2011], Romer i Romera [2010], Cloyne'a [2011], Mertensa i Ravna [2012] oraz Favero i Giavazziego [2012]. Wnioski z zastosowania modeli realnego cyklu koniunkturalnego i nowokeynesowskich modeli DSGE prezentują m.in. Christiano i Eichenbaum [1992], Baxter i King [1993], Leeper i in. [2011], Christiano i in. [2011], Eggertsson [2011], Woodford [2011], Freedman i in. [2010], Eggertsson i Krugman [2012], Cogan i in. [2010], Coenen i in. [2012] oraz Rendhahl [2012].

Szacunki mnożników uzyskiwane w zastosowaniu odmiennych podejść co prawda różnią się, ale wynika to nie tylko z własności poszczególnych modeli (co m.in. podkreślają wyniki metaregresji Gecherta [2015] oraz Gecherta i Rannenberga [2014]), lecz również z kwestii doboru instrumentu polityki fiskalnej (wydatki publiczne, podatki, ogólne dochody, transfery), siły i czasu trwania zaburzenia, oczekiwań w zakresie zmiany fiskalnej (zaburzenie antycypowane i nieantycypowane), próby czasowej, kraju poddanego badaniu. Najważniejsze determinanty oddziaływania polityki fiskalnej na gospodarkę prezentują np. Hemming i in. [2002], Spilimbergo i in. [2009] oraz Mine-shima i in. [2014]. Przegląd literatury wskazuje jednak, że wartość mnożnika fiskalnego zależy także od stanu gospodarki, w jakim impuls fiskalny zostaje zainicjowany. Ten ostatni element szczególnie poddawany był rozważaniom w kontekście ostatniego kryzysu gospodarczego, który ujawnił, że efekty konsolidacji fiskalnych przeprowadzanych w okresie recesji wywierały silniejszy wpływ na gospodarkę, niż działania przeprowadzane w tzw. normalnych czasach. Takie wnioski eksponowali m.in. Blanchard i Leigh [2012, 2013], którzy podkreślili znaczenie stanu koniunktury dla uzyskiwanych efektów polityki fiskalnej oraz wskazali na skutki, jakie mogą wynikać z braku uwzględnienia takich zależności (np. dla konsolidacji fiskalnej podejmowanej w czasie silnej recesji).

Obserwacje zależności siły wpływu polityki fiskalnej od wahań koniunkturalnych spowodowały krytykę dotychczasowego podejścia opartego na wykorzystaniu liniowych modeli wektorowej autoregresji oraz zlinearyzowanych modeli DSGE [Parker, 2011], co wpłynęło na pogłębione badania i modyfikację założeń dotychczas stosowanych narzędzi. Działania te z jednej strony zaowocowały m.in. stosowaniem nowokeynesowskich modeli z dodatkowymi ograniczeniami nakładanymi w celu odzwierciedlenia specyficznych warunków występujących w okresie kryzysu, np. zerowe ograniczenie nominalnych krótkookresowych stóp procentowych, które utrudnia prowadzenie tradycyjnej polityki stopy procentowej i jej wykorzystanie w celu stymulowania gospodarki, pułapka płynności, ograniczenia kredytowe podmiotów prywatnych (np. Cogan i in. [2010], Coenen i in. [2012], DeLong i Summers [2012], Hall [2009], Erceg i Linde [2010], Eggertsson [2006], Carrillo i Poilly [2013], Miyamoto i in. [2017] oraz Bhattarai i Trzeciakiewicz [2017]), zaś z drugiej strony modyfikacją modeli VAR opierającą się na szacowaniu mnożników fiskalnych zależnych od wahań koniunkturalnych (Baum i Koester [2011], Batini i in. [2012], Auerbach i Gorodnichenko [2012] oraz Mitnik i Semmler [2012]). Niezależnie od zastosowanego podejścia, pokryzysowe badania potwierdzają, że mnożnik fiskalny jest wyższy (co do wartości bezwzględnej) w okresie recesji w porównaniu z okresami ekspansji, dostarczając tym samym dowodów na potwierdzenie zależności siły efektów polityki fiskalnej od stanu koniunktury.

W modelach empirycznych i modelach opartych na studiach zdarzeń ważne miejsce zajmuje kwestia identyfikacji zaburzeń fiskalnych wpływająca na zachowanie zmiennych w modelu. W tym miejscu należy zwrócić uwagę na podejście narracyjne, które umożliwia wyodrębnienie szoków fiskalnych o najbardziej egzogenicznym charakterze, co odbywa się poprzez częściowe wyeliminowanie mechanizmów automatycznych stabilizatorów obecnych w transmisji impulsów fiskalnych do gospodarki. Najczęściej schemat identyfikacji zaburzeń polega na przekształceniu podejścia Romer i Romera [1989] z zakresu identyfikacji szoków monetarnych i zaadaptowaniu go do analizy efektów polityki fiskalnej za pomocą zmiennych zero-jedynkowych, służących określeniu epizodów fiskalnych w ramach tzw. podejścia narracyjnego lub podejścia opartego na studiach zdarzeń. Rozwiązanie bazujące na tych podstawach wykorzystane zostało m.in. przez Ramey i Shapiro [1998], Ramey [2011] oraz Romer i Romera [2010]. Analiza metodyki badań wskazuje, że informacje służące wyodrębnieniu „epizodów” w przypadku zmian wydatków militarnych czerpano głównie z analiz materiałów prasowych (Ramey i Shapiro [1998], Ramey [2011]), zaś w przypadku wyłaniania zmian podatkowych – z analiz oficjalnych dokumentów rządowych i wypowiedzi polityków (Romer i Romer [2010]). Wyodrębnione epizody stanowią postawę dla konstrukcji szeregów czasowych wykorzystywanych dla analizy egzogenicznego szoku fiskalnego. W przypadku USA, wyodrębnione przez Romer i Romera [2010] epizody podatkowe stanowiły podstawę dla analiz prowadzonych m.in. przez Favero i Giavazziego [2012], Mertensa i Ravna [2012], zaś epizody związane

z wydatkami militarnymi określone przez Ramey i Shapiro [1998] zostały wykorzystane jako punkt wyjścia w badaniach Ramey [2011], Burnsidego i in. [2004], Eichenbauma i Fishera [2005], Ramey i Zubairy [2014].

Polityka fiskalna w modelach VAR – przegląd wybranych badań

Początkowo empiryczne modele wektorowej autoregresji wykorzystywane były do analiz oddziaływania polityki monetarnej na koniunkturę, czemu sprzyjał mechanizm identyfikacji oparty m.in. na ustaleniu odpowiedniej kolejności zaburzeń w ramach schematu z dekompozycją bazującą na macierzy trójkątnej (zob. np. Christiano i in. [1999]). Wykorzystanie tego typu podejścia w kontekście polityki fiskalnej prezentują m.in. Fatás i Mihov [2001], Favero [2002], Gordon i Krenn [2010]. Na przykład w modelu Fatása i Mihova [2001] zastosowano schemat identyfikacji, w którym założono, że wydatki nie reagują na pozostałe zmienne w trakcie kwartału. Wyniki tego badania wykazały ekspansywne oddziaływanie pozytywnego szoku w wydatkach na kształtowanie PKB.

Inne podejście do identyfikacji szoków fiskalnych w modelach VAR, wykorzystane przez Mountforda i Uhliga [2009] oraz Canova i Pappa [2007], dotyczy identyfikacji opierającej się na tzw. restrykcji znaków (*sign restrictions*). Podejście zastosowane przez Mountforda i Uhliga [2009] ma swój pierwowzór w pracy Uhliga [2005], w której w ramach modelu VAR wykorzystano identyfikację poprzez restrykcje odniesione do znaków parametrów w celu określenia oddziaływania polityki monetarnej na gospodarkę USA. Należy jednak zaznaczyć, że restrykcje znaków na potrzeby identyfikacji szoków monetarnych stosował już np. Faust [1998], nakładając ograniczenia na natychmiastowe odpowiedzi na szok. W fiskalnym modelu wektorowej autoregresji Mountforda i Uhliga [2009] restrykcja znaków opiera się na przyjmowaniu ograniczeń na odpowiedzi impulsowe ze strony każdego z zaburzeń, jak i w zakresie okresu, w jakim ta reakcja się utrzymuje. W tym podejściu restrykcje nakładane na znaki parametrów i właściwości funkcji reakcji kształtują warunki identyfikowalności systemu.

Z uwagi na obecność automatycznych stabilizatorów koniunktury oraz opóźnień decyzyjnych i wdrożeniowych, pojawiła się konieczność wypracowania nowych schematów identyfikacji, które pozwoliłyby na szersze zastosowanie fiskalnych modeli VAR w analizach makroekonomicznych. W tym kontekście podkreśla się zwłaszcza znaczenie wkładu Blancharda i Perottiego [2002]. Zaproponowany schemat identyfikacji zaburzeń uwzględniał instytucjonalne informacje z zakresu systemu podatkowego i transferów oraz występowanie opóźnień decyzyjnych w realizacji polityki fiskalnej, co wynikało z konieczności dostosowania identyfikacji do własności polityki fiskalnej i mechanizmu jej wpływu na koniunkturę. Tak sformułowane podejście, poprzez nakładanie stosownych restrykcji na parametry modelu SVAR, umożliwia właściwe określanie równoczesnych zależności pomiędzy zaburzeniami

w systemie. Konieczność wprowadzenia takich restrykcji wynika z własności polityki fiskalnej i istnienia reakcji zwrotnej związanej z występowaniem automatycznych stabilizatorów. Według podejścia Blancharda i Perottiego [2002] w fiskalnym modelu SVAR z trzema zmiennymi (PKB, wydatki i podatki netto) reszty formy zredukowanej można przedstawić jako liniowe kombinacje zaburzeń strukturalnych w dochodach, wydatkach i PKB. Zaproponowany schemat jest uniwersalnym i popularnym sposobem identyfikacji szoków w fiskalnych modelach wektorowej autoregresji (np. Perotti [2005], de Castro i Hernández de Cos [2006], Monacelli i Perotti [2008], Caldara i Kamps [2008, 2012], Baum i Koester [2011], Burriel i in. [2009]).

Perotti [2005] zastosował rozszerzony model SVAR do analiz wpływu polityki fiskalnej na gospodarkę 5 krajów OECD w latach 1960–2001. Uzyskane wyniki wskazują m.in. na ujemną i stosunkowo niską wartość mnożnika podatkowego w analizowanych krajach oraz podkreślają coraz słabszy wpływ szoków fiskalnych na PKB, zwłaszcza w podokresie ostatnich analizowanych 20 lat. Z kolei Caldara i Kamps [2008] wykorzystują kilka schematów do identyfikacji wpływu szoków fiskalnych na gospodarkę USA w modelu VAR, uzyskując różnice w szacunkach mnożników zależnie od zastosowanego wariantu identyfikacji. W modelu SVAR autorstwa Ilzetzki'ego i in. [2013] wydatki publiczne silniej oddziałują na produkcję w krajach wysoko rozwiniętych w porównaniu z krajami rozwijającymi się. Co więcej, w pracy tej uzyskano wyższe szacunki mnożników wydatkowych w gospodarkach zamkniętych w porównaniu z gospodarkami otwartymi, głównie z uwagi na „wyciek” efektów ekspansji fiskalnej poprzez wymianę handlową. Oszacowane w tym badaniu mnożniki były również wyższe w krajach z usztywnionym kursem walutowym w porównaniu z mnożnikami szacowanymi dla krajów z kursem płynnym.

W kontekście analiz dotyczących szacowania wartości mnożnika fiskalnego zależnie od stanu koniunktury, Baum i in. [2012] wykorzystali nieliniowy progowy model VAR (*threshold VAR* – TVAR) z identyfikacją Blancharda i Perottiego [2002] do analiz efektów polityki fiskalnej. Na podstawie przyjętej metodyki stwierdzono, że mnożniki fiskalne są wyższe w okresie recesji w porównaniu z okresami ekspansji, dostarczając kolejnych dowodów na zależność mnożnika fiskalnego od wahań koniunkturalnych. Badanie Baum i Koester [2011] także potwierdziło istnienie zależności wartości mnożnika fiskalnego od stanu koniunktury w modelu skonstruowanym dla Niemiec. Podobne wnioski sformułowali Batini i in. [2012] na podstawie analiz opartych na nieliniowym modelu TVAR szacowanym dla USA, krajów UE i Japonii. Model TVAR dostarczył w badaniu Hernández de Cos i Morala-Benito [2016] podstaw przy sformułowaniu podobnych konkluzji dla Hiszpanii. Model nieliniowy posłużył w badaniu Ferraresiego i in. [2014] oraz Afonso i in. [2018] do stwierdzenia zależności mnożnika fiskalnego od kształtowania się sytuacji na rynku finansowym.

Coraz częściej w modelach VAR uwzględnia się znaczenie opóźnień w polityce fiskalnej, które wynikają z oddziaływania podejmowanych zmian legi-

slacyjnych na oczekiwania podmiotów prywatnych, co wpływa na charakter reakcji zmiennych makroekonomicznych na antycypowane zaburzenia. Przykładami analiz prowadzonych w tym nurcie w ramach różnych klas modeli (zwłaszcza modeli VAR lub z uwzględnieniem modeli nowokeynesowskich) są np. badania Ramey [2011], Leepera i in. [2012, 2013], Ricco i in. [2016], Forniego i Gambettiego [2016], Cavallari i Romano [2017] oraz Mertensa i Ravna [2012].

Jak wynika z przeglądu literatury, większość badań nad efektami polityki fiskalnej podejmowanych w ramach modeli wektorowej autoregresji dotyczy głównie wysoko rozwiniętych krajów OECD. Przykładowe badania z zakresu szacowania wpływu szoków fiskalnych, w tym z uwzględnieniem kontekstu zależności od wahań koniunkturalnych, dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej przy wykorzystaniu modyfikacji bazowych modeli wektorowej autoregresji prezentują m.in. Benčík [2014], Baxa [2010], Grdović Gnip [2014, 2015], Baranowski i in. [2016], Mirdala i Kamenik [2017], Haug i in. [2013], Deskar-Škrbić i Šimović [2015, 2017], Mirdala [2009]. Badania tego typu koncentrują się z reguły na przypadku pojedynczego kraju.

Model empiryczny

Badanie oddziaływania szoków fiskalnych na PKB w wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej z derogacją oparto na strukturalnym modelu VAR. W przypadku Bułgarii, Chorwacji, Polski, Rumunii i Węgier analizom poddano następującą postać strukturalną fiskalnego modelu VAR:

$$\mathbf{Ax}_t = \sum_{j=1}^p \Psi_j \mathbf{x}_{t-j} + \mathbf{v} + \theta k_t + \mathbf{Be}_t \quad (1)$$

W przypadku Czech zbudowano model następującej postaci:

$$\mathbf{Ax}_t = \sum_{j=1}^p \Psi_j \mathbf{x}_{t-j} + \mathbf{v} + \theta k_t + \phi vcz + \mathbf{Be}_t \quad (2)$$

gdzie:

\mathbf{x}_t – wektor endogenicznych zmiennych wyrażonych w logarytmach, przy czym $\mathbf{x}_t = [R_t \ G_t \ Y_t]'$, zaś R_t – dochody, G_t – wydatki, Y_t – PKB,

Ψ_j – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych endogenicznych,

p – rząd opóźnień,

\mathbf{v} – wektor wyrazów wolnych,

θ – wektor parametrów dla zmiennej zero-jedynkowej kryzys (k_t), przyjmującej wartość 1 w okresie 2008q4–2009q4,

ϕ – wektor parametrów dla zmiennej zero-jedynkowej vcz (wyłącznie w modelu dla Czech), przyjmującej wartość 1 w pierwszym kwartale 2003 r.,

\mathbf{e}_t – wektor zaburzeń strukturalnych oraz $\mathbf{e}_t = [e_t^R \ e_t^G \ e_t^Y]'$.

Z uwagi na fakt, że w modelach (1) i (2) występują jednoczesne powiązania pomiędzy zmiennymi endogenicznymi, szacowania parametrów tych modeli należy dokonać na podstawie postaci zredukowanej modelu, której reprezentacja, odpowiednio dla modelu (1) i modelu (2), jest następująca:

$$\mathbf{x}_t = \sum_{j=1}^p \Gamma_j \mathbf{x}_{t-j} + \mathbf{n} + \mathbf{c}k_t + \mathbf{u}_t \quad (3)$$

$$\mathbf{x}_t = \sum_{j=1}^p \Gamma_j \mathbf{x}_{t-j} + \mathbf{n} + \mathbf{c}k_t + \mathbf{fvcz} + \mathbf{u}_t \quad (4)$$

Modele o postaci (3) i (4) wynikają z poniższych zależności:

$$\Gamma_j = \mathbf{A}^{-1} \Psi_j \quad (5)$$

$$\mathbf{n} = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{v} \quad (6)$$

$$\mathbf{c} = \mathbf{A}^{-1} \boldsymbol{\theta} \quad (7)$$

$$\mathbf{f} = \mathbf{A}^{-1} \boldsymbol{\varphi} \quad (8)$$

$$\mathbf{u}_t = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \mathbf{e}_t \quad (9)$$

gdzie równanie (9) wiąże zakłócenia formy zredukowanej modelu z właściwymi szokami strukturalnymi \mathbf{e}_t . Zależność między resztami formy zredukowanej oraz szokami strukturalnymi, wynikającą z równania (9), można przedstawić następująco:

$$\mathbf{A} \mathbf{u}_t = \mathbf{B} \mathbf{e}_t \quad (10)$$

Powyzsza zależność stanowi reprezentację modelu AB [Lütkepohl, 2005] z restrykcjami nakładanymi zarówno na elementy macierzy \mathbf{A} , jak i \mathbf{B} . Postać macierzy wariancji-kowariancji reszt formy zredukowanej Σ_u , bazująca na zależności (9) i (10), jest określona następująco:

$$\Sigma_u = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \Sigma_e \mathbf{B}' \mathbf{A}^{-1'} = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \mathbf{B}' \mathbf{A}^{-1'} \quad (11)$$

przy założeniu, że $\Sigma_e = \mathbf{I} = E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_t')$.

Określenie restrykcji na elementy macierzy \mathbf{A} i \mathbf{B} , pozwalających na identyfikację szoków oraz ekonomiczną interpretację zależności, oparto na schemacie zaproponowanym przez Blancharda i Perottiego [2002] oraz Perottiego [2005]. Podstawę identyfikacji stanowi połączenie strukturalnego VAR z podejściem narracyjnym, bazującym na wykorzystaniu instytucjonalnych informacji z zakresu systemu podatkowego i transferów, w tym na uwzględ-

nieniu opóźnień w realizacji polityki fiskalnej. Zastosowane podejście dotyczy znaczenia restrykcji nakładanych na równoczesne zależności w modelu, gdyż bez ich uwzględnienia zaburzenie (szok) w jednej zmiennej w tym samym czasie oddziałuje na pozostałe zmienne systemu. W związku z powyższym, z uwagi na fakt występowania opóźnień w polityce fiskalnej oraz istnienie automatycznych stabilizatorów, konieczne jest przyjęcie stosownej systematyki szoków. W schemacie Blancharda i Perottiego [2002] reszty postaci zredukowanej modelu SVAR stanowią liniową kombinację strukturalnych szoków, co reprezentuje równanie (9). Przyjmując za punkt wyjścia rozwiązanie zaproponowane w podejściu Blancharda i Perottiego [2002], przystąpiono do nakładania restrykcji na elementy macierzy \mathbf{A} i \mathbf{B} , przy czym macierz

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} -a_1 & 0 & -a_6 \\ 0 & -a_2 & -a_7 \\ -a_4 & -a_5 & -a_3 \end{bmatrix}, \text{ zaś macierz } \mathbf{B} = \begin{bmatrix} b_1 & b_4 & 0 \\ b_5 & b_2 & 0 \\ 0 & 0 & b_3 \end{bmatrix},$$

co w przypadku równania (10) można zapisać następująco:

$$\begin{bmatrix} -a_1 & 0 & -a_6 \\ 0 & -a_2 & -a_7 \\ -a_4 & -a_5 & -a_3 \end{bmatrix} \mathbf{u}_t = \begin{bmatrix} b_1 & b_4 & 0 \\ b_5 & b_2 & 0 \\ 0 & 0 & b_3 \end{bmatrix} \mathbf{e}_t, \quad (12)$$

gdzie wektor \mathbf{u}_t reprezentuje wektor składników losowych formy zredukowanej, zaś \mathbf{e}_t to wektor zaburzeń strukturalnych.

Elastyczności dochodów (rozumianych jako podatki netto³) względem PKB reprezentowane są w powyższym zapisie za pomocą elementu a_6 . Wartości tych elastyczności dla każdego kraju ustalono egzogenicznie na podstawie oszacowań Price'a i in. [2014]⁴. Kolejne dwa elementy macierzy \mathbf{A} , tj. a_4 oraz a_5 określają wpływ dochodów oraz wydatków na PKB i są one szacowane. Element a_7 informuje o wrażliwości wydatków względem PKB, natomiast jego wartość ustalono za równą 0, co wynika z przyjętej definicji wydatków (za Blanchard i Perotti [2002]), w związku z czym założono, że nie reagują one na zmiany PKB w ramach kwartału. Elementy a_1 , a_2 , a_3 macierzy \mathbf{A} ustalono za równe 1. W badaniu obrano wariant, dla którego $b_4 = b_5 = 0$, co oznacza przyjęcie uproszczonego założenia o braku reakcji między decyzjami w zakre-

³ Wynika to z faktu, że dochody zaprezentowane zostały jako dochody pomniejszone o transfery (w tym transfery socjalne i subsydia), co jest definicją zbliżoną do definicji podatków netto. Wyjaśnienie zostało zaprezentowane w części opisującej dane.

⁴ Ustalenie elastyczności na podstawie jednego źródła danych pozwala na przyjęcie założenia o porównywalności szacunków. Obliczenia elastyczności dokonano stosownie do przyjętej w badaniu definicji dochodów. W konsekwencji parametr a_6 z macierzy \mathbf{A} został określony na podstawie oszacowań wybranych elementów z badania Price'a i in. [2014], które dostarcza porównywalnych oszacowań składowych elastyczności dochodów i elastyczności wydatków dla krajów UE.

sie wydatków i dochodów w ramach kwartału⁵. Przyjęcie tego założenia powoduje jednak, że model zawiera nadmierną restrykcję, której zasadność wprowadzenia będzie podlegać testowaniu. Uwzględnienie przedstawionych powyżej restrykcji powoduje, że elementy macierzy **A** i **B** przyjmują postać:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -a_6 \\ 0 & 1 & 0 \\ -a_4 & -a_5 & 1 \end{bmatrix}, \text{ zaś } \mathbf{B} = \begin{bmatrix} b_1 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & 0 \\ 0 & 0 & b_3 \end{bmatrix}, \text{ co w ogólnym zapisie}$$

pozwala przedstawić równanie (12) w postaci:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -a_6 \\ 0 & 1 & 0 \\ -a_4 & -a_5 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^R \\ u_t^G \\ u_t^Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & 0 \\ 0 & 0 & b_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^R \\ e_t^G \\ e_t^Y \end{bmatrix}. \quad (13)$$

Na podstawie przyjętej identyfikacji szoków równanie (13) można zapisać jako system następujących równań (14) – (16):

$$u_t^R = b_1 e_t^R + a_6 u_t^Y \quad (14)$$

$$u_t^G = b_2 e_t^G \quad (15)$$

$$u_t^Y = a_4 u_t^R + a_5 u_t^G + b_3 e_t^Y \quad (16)$$

gdzie a_6 to element macierzy **A** ustalony egzogenicznie, natomiast elementy a_4, a_5, b_1, b_2, b_3 podlegają szacowaniu.

Dane

W celu określenia wpływu szoków fiskalnych na PKB zbudowano fiskalny model SVAR z trzema zmiennymi: wydatki publiczne, dochody i PKB. Dane pozyskano z elektronicznej bazy Eurostat, wykorzystując układ zaprezentowany według systemu rachunków ESA 2010. Z uwagi na dostępność danych kwartalnych, uwzględnione w modelu zmienne różnią się zakresem czasowym. W konsekwencji w badaniu możliwe było pozyskanie szeregów czasowych o następującej długości: Polska 2002q1–2016q4, Chorwacja 2002q1–2016q4, Węgry 1999q1–2016q4, Bułgaria 2000q1–2016q4, Czechy 2000q1–2016q4, Rumunia 1996q1–2016q4. Poszczególne modele oszacowano dla podanych zakresów czasowych. Zmienne uwzględnione w badaniu zostały obliczone

⁵ Przyjęcie takiego założenia oparto m.in. na wynikach badania Baranowskiego i in. [2016], gdzie uzyskano oszacowania parametru bardzo bliskie 0 i nieistotne statystycznie. Podobne założenie dla parametru zostało przyjęte w badaniu Krajewskiego i Szymańskiej [2018].

zgodnie z metodyką Blancharda i Perottiego [2002]. Dochody zaprezentowane zostały jako dochody pomniejszone o transfery (w tym transfery socjalne i subsydia)⁶, co jest definicją zbliżoną do definicji podatków netto. W związku z tym w artykule używa się na określenie tej zmiennej zamiennej nazwy podatki netto. Natomiast za wydatki publiczne przyjmuje się sumę wydatków na inwestycje publiczne i wydatków na konsumpcję publiczną. Zbliżone definicje zmiennych fiskalnych uwzględniają w swoich badaniach m.in. Borg [2014], Mirdala i Kamenik [2017] oraz Baranowski i in. [2016]. Do analiz pozyskano zmienne wyrażone w cenach stałych z 2010 r. w walucie krajowej. Zmienne fiskalne obejmują zakres sektora instytucji rządowych i samorządowych (*general government*). Do odsezonowania danych wykorzystano metodę TRAMO/SEATS, zmienne wprowadzono do poszczególnych modeli jako logarytmy naturalne. Usunięcia trendu dokonano przy wykorzystaniu filtra Hodricka-Prescotta ($\lambda = 1600$)⁷.

Należy wspomnieć, że w badaniu uwzględniono dodatkowe zmienne zero-jedynkowe. W przypadku każdego z uwzględnionych w badaniu krajów była to zmienna wprowadzona dla początkowej fazy kryzysu, przyjmująca wartość 1 w kwartałach 2008q4–2009q4 i zero w pozostałych okresach. W przypadku Czech do modelu dodatkowo wprowadzono zmienną zero-jedynkową dla pierwszego kwartału 2003 r., która odzwierciedla nietypową obserwację w kształtowaniu się zmiennych fiskalnych.

Wyniki badania dla analizowanych krajów

Wpływ zmiennych fiskalnych na kształtowanie PKB w krajach Europy Środkowo-Wschodniej z derogacją przeanalizowano zarówno przy wykorzystaniu reakcji jednoczesnych z modelu SVAR, jak i poprzez analizę funkcji reakcji na impuls.

Analiza pierwiastka jednostkowego, przeprowadzona na podstawie testu ADF i testu Phillipsa-Perrona, wskazuje w niektórych krajach na niestacjonarność wybranych poziomów zmiennych (zob. tabela 1 w załączniku). Pomimo wyników wspomnianych testów uznano, że szacowanie modeli zostanie przeprowadzone z uwzględnianiem poziomów zmiennych, co ma znaczenie dla parametrów modelu wektorowej autoregresji i funkcji reakcji na impuls [Tenhofen i in. 2010]. Co więcej, jak argumentowali już m.in. Sims [1980], Sims, Stock i Watson [1990], model VAR służy ustaleniu zależności między zmiennymi, natomiast nie jest jego celem ustalenie oszacowań parametrów. Przykładem tego podejścia jest m.in. model VAR szacowany przez Mountforda

⁶ W szczególności są to dochody ogółem skorygowane o składnik reprezentujący wartość produkcji globalnej rynkowej, produkcji globalnej na własne cele finalne i płatności za produkcję globalną nierynkową (sprzedaż/opłaty i nakłady inwestycyjne na własne potrzeby), następnie pomniejszone o transfery socjalne i o subsydia.

⁷ Odtrendowania zmiennych dokonują również m.in. Baranowski i in. [2016], Deskar-Škrbić i Šimović [2017].

i Uhliga [2009]. Podobnie Canova [2007] wskazuje, że szacowanie modeli VAR na poziomach jest możliwe w sytuacji, gdy zastosowane testy sugerują niestacjonarność zmiennych⁸.

Następnie zbadano długość opóźnień modelu. Do podjęcia decyzji o długości opóźnień modelu SVAR wykorzystano wnioski z kryterium informacyjnego Schwarza (SIC), które w przypadku każdego kraju wskazuje na uwzględnienie jednego opóźnienia. Opóźnienia uzyskane w wyniku zastosowania kryterium (zob. tabela 2 w załączniku) są m.in. zgodne z opóźnieniami przyjętymi w badaniu Hauga i in. [2013], gdzie decyzje o długości opóźnień również oparto m.in. na podstawie kryterium SIC.

Oszacowania parametrów modeli przedstawiono w tabeli 3 w załączniku. Zmienna kryzys w modelach dla poszczególnych krajów oraz sztuczna zmienna dla Czech okazały się istotne statystycznie⁹. Elementy macierzy **A** i **B** dla poszczególnych krajów przedstawiono w tabeli 4 w załączniku. Zasadność przyjętych restrykcji została potwierdzona wynikami testu LR dla nadmiernej identyfikacji (wyniki przedstawiono w tabeli 5 w załączniku). W każdym modelu testowano zasadność 1 nadmiernej restrykcji. W przypadku modelu dla Bułgarii została ona potwierdzona na poziomie istotności 0,01. W pozostałych krajach nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o zasadności restrykcji na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Nałożone restrykcje i uzyskane oszacowania elementów macierzy **A** i **B** umożliwiają zatem wykorzystanie modelu SVAR w dalszych analizach.

Dynamiczne ujęcie modelu przedstawiają funkcje reakcji na zaburzenia. Stosowne wykresy, ukazujące reakcję PKB na poszczególne szoki strukturalne, zobrazowano na rysunku 1. W konstrukcji odpowiedzi impulsowych uwzględniono 16-kwartalny horyzont.

Należy wskazać, że jedynie w przypadku Czech i Węgier strukturalne zaburzenie w dochodach wywołuje ujemną reakcję PKB dla całego 4-letniego okresu, dla którego określono funkcje reakcji na impuls. W przypadku Polski reakcja PKB na tego rodzaju szok okazała się pozytywna, z wyjątkiem pierwszego kwartału po wystąpieniu zaburzenia, co jest wynikiem zbliżonym do uzyskanego dla Chorwacji, jak i Bułgarii oraz Rumunii, przy czym w tych dwóch krajach zmiana reakcji z ujemnej na dodatnią nastąpiła w późniejszych okresach. W Polsce uzyskana reakcja, po początkowym wzroście, od około drugiego kwartału zaczyna przybierać charakter wygasający. W przypadku Chorwacji wpływ strukturalnego zaburzenia na PKB jest bardziej trwały. W przypadku Bułgarii zaobserwowano niewygasający w miarę wydłużania horyzontu wpływ podatków netto na PKB. Zmienny przebieg funkcji reakcji na impuls przedstawia także przypadek Rumunii – w przypadku tego kraju

⁸ O ile zmienne nie podlegają systematycznym długofalowym trendom, co umożliwia zastosowanie filtru Hodricka-Prescotta.

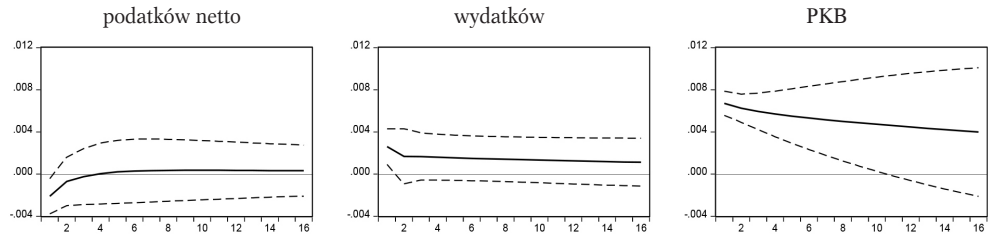
⁹ Do weryfikacji hipotezy zastosowano test ilorazu wiarygodności, którego statystyka ma rozkład χ^2 z liczbą stopni swobody równą 3 w modelu dla Bułgarii, Chorwacji, Polski, Rumunii i Węgier oraz z liczbą stopni swobody równą 6 w modelu dla Czech.

reakcja produkcji, początkowo ujemna, pomiędzy pierwszym a drugim kwartałem zmienia znak na dodatni, osiąga maksimum, a następnie powraca do stanu sprzed zaburzenia.

Rysunek 1. Funkcje reakcji zmiennej Y_t na strukturalne zaburzenie w modelach dla wybranych krajów Europy Środkowo-Wschodniej

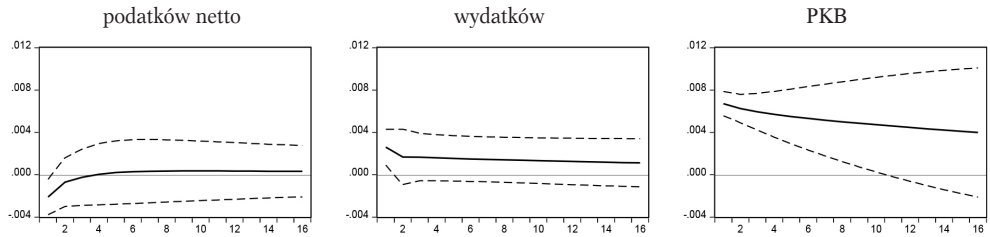
Bulgaria

odpowiedź zmiennej Y_t na strukturalne zaburzenie ze strony:



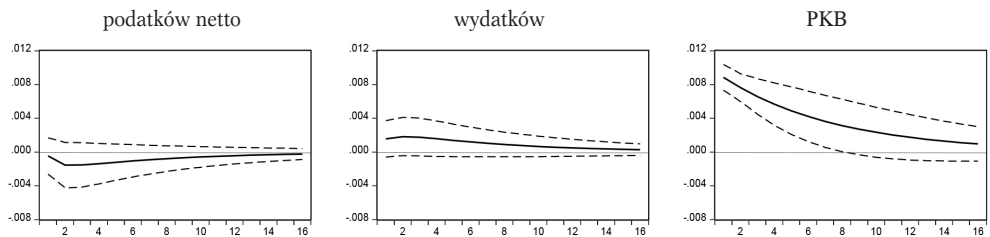
Chorwacja

odpowiedź zmiennej Y_t na strukturalne zaburzenie ze strony:



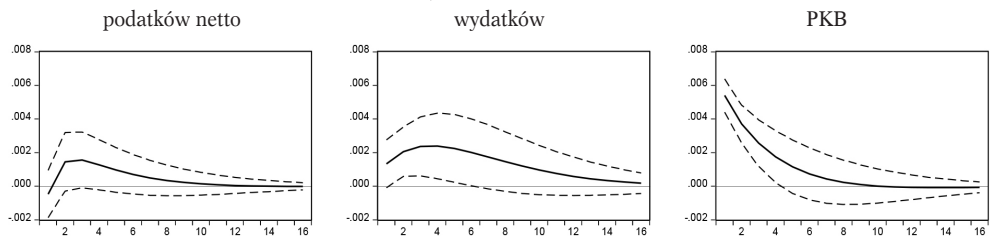
Czechy

odpowiedź zmiennej Y_t na strukturalne zaburzenie ze strony:

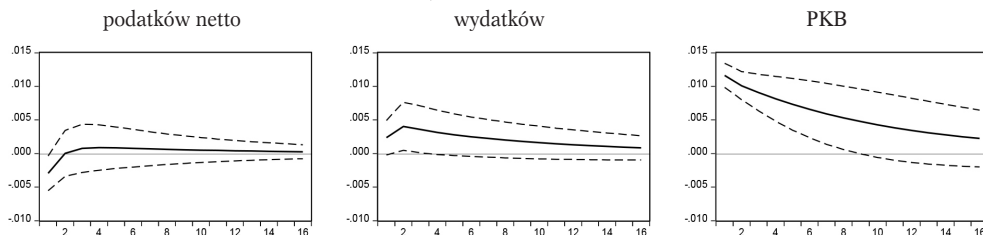


Polska

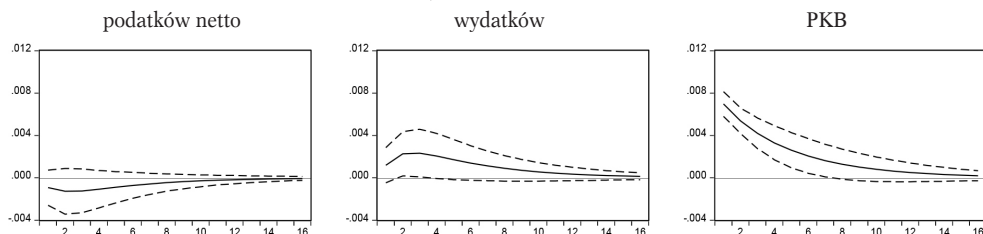
odpowiedź zmiennej Y_t na strukturalne zaburzenie ze strony:



Rumunia

odpowiedź zmiennej Y_t na strukturalne zaburzenie ze strony:

Węgry

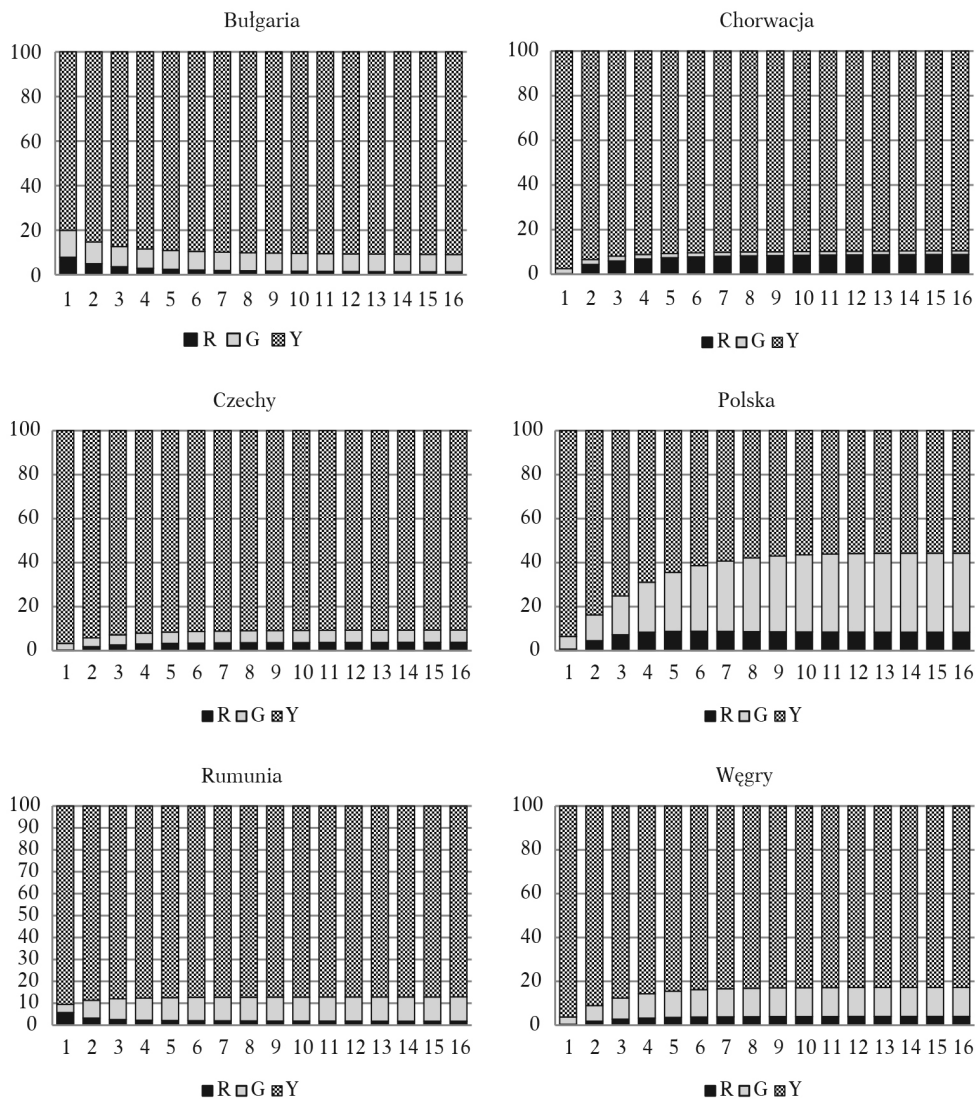
odpowiedź zmiennej Y_t na strukturalne zaburzenie ze strony:Zaburzenie odpowiada jednemu odchyleniu standardowemu (\pm dwa błędy standardowe)

Źródło: opracowanie własne.

Analizując dynamiczną reakcję PKB na szok wydatkowy należy wskazać, że uzyskane zależności są zgodne z intuicją we wszystkich uwzględnionych w badaniu krajach. Biorąc pod uwagę przebieg funkcji reakcji na strukturalny szok wydatkowy należy wskazać na kilka właściwości. Po pierwsze, w przypadku 3 krajów maksymalna reakcja wystąpiła w drugim kwartale (Węgry, Rumunia, Czechy). Ponadto efekty wpływu zaburzenia w tych krajach i w Polsce są przesunięte w czasie w porównaniu z reakcją, jaka ma miejsce w Chorwacji i Bułgarii, gdzie najsilniejsza odpowiedź PKB występuje po zaburzeniu. W przypadku Polski najsilniejsza reakcja PKB na zaburzenie w wydatkach następuje z najdłuższym opóźnieniem. Należy również podkreślić, że wpływ zaburzenia strukturalnego na PKB jest w większości krajów wygasający, jednak w przypadku Bułgarii powrót do równowagi jest najbardziej wydłużony w czasie.

Dodatkowe analizy, przeprowadzone jako uzupełnienie oceny funkcji reakcji na impuls, obejmują wnioski z dekompozycji wariancji. Jak wykazano na rysunku 2, dominujący wkład w zmienność PKB wnoszą strukturalne zaburzenia w PKB, przy czym w analizowanych krajach, z wyjątkiem Bułgarii, w miarę wydłużania horyzontu wkład tego szoku jest coraz niższy. W Polsce znaczenie szoku wydatkowego w kształtowaniu zmienności PKB jest najwyższe spośród analizowanych państw. Co więcej, należy podkreślić znikomą rolę zaburzenia w instrumencie dochodowym – wpływ tego szoku w przypadku Bułgarii i Rumunii obniża się w miarę wydłużania horyzontu, w Polsce zaś, po początkowym nieznacznym wzroście, ulega stopniowemu obniżeniu.

Rysunek 2. Wkład zaburzeń strukturalnych w wyjaśnianie zmienności Y_t



Litery R, G, Y pod wykresami służą dla oznaczenia strukturalnych zaburzeń, odpowiednio ze strony podatków netto, wydatków oraz PKB.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki uzyskane w modelu SVAR pozwalają na ustalenie szacunków mnożników, w tym mnożników maksymalnych. Z uwagi na to, że dla analizowanych krajów reakcja PKB na szok podatków netto jest o różnej wartości (ujemna lub dodatnia), postanowiono, oprócz mnożnika maksymalnego mierzącego najsilniejsze oddziaływanie podatków netto na PKB, określić także wartość mnożnika minimalnego, tj. o najniższej sile wpływu szoku strukturalnego na PKB.

Przyjęcie tego rozwiązania wynika z obserwacji, że najsilniejsza reakcja produkcji na szok dochodowy, z uwagi na odmienny charakter wpływu tego zaburzenia na PKB w krajach EŚW (dodatni lub ujemny), może zaburzać ocenę oddziaływania tego instrumentu na gospodarkę. W związku z tym, w odniesieniu do podatków netto oszacowano mnożnik maksymalny, rozumiany jako mnożnik o najwyższej wartości, oraz mnożnik minimalny – o wartości najniższej. Wyniki dla obu mnożników przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Mnożnik maksymalny

		Wartość	Bułgaria	Chorwacja	Czechy	Polska	Rumunia	Węgry
Mnożnik	wydatki	max	0,1813* (1)	0,2458(1)	0,3221(2)	0,7616* (4)	0,1879* (2)	0,2143* (2)
	podatki	max	0,0284(9)	0,2424(2)	-0,0203(16)	0,1471(3)	0,0576(4)	-0,0047(16)
	netto	min	-0,1669* (1)	-0,0465(1)	-0,1317(2)	-0,0443(1)	-0,1920* (1)	-0,0979(3)

* Oznacza istotność określoną na podstawie analizy przedziałów z funkcji reakcji na impuls; w nawiasie podano kwartał, w którym max/min reakcja wystąpiła.

Źródło: opracowanie własne.

Analiza maksymalnego i minimalnego mnożnika podatków netto, wsparta oceną wygenerowanych przedziałów, sugeruje oszacowania nieistotne z wyjątkiem mnożników minimalnych dla Bułgarii i Rumunii. W przypadku Węgier i Czech szacunki obu mnożników przyjmowały wartość ujemną, co wynika z zaprezentowanego na rysunku 1 przebiegu funkcji reakcji na impuls. Nieujemne szacunki mnożników maksymalnych uzyskano w pozostałych 4 krajach.

Oszacowana maksymalna wartość mnożnika wydatkowego w grupie krajów EŚW kształtuje się w przedziale od około 0,18 w Bułgarii do około 0,76 w przypadku Polski (zob. tabela 1). Ogólnie, maksymalne wartości mnożnika wydatków w analizowanych krajach są niższe od jedności. Najwyższe wartości uzyskano w modelach skonstruowanych dla Polski i Czech. W przypadku szacunków dla Polski, maksymalna wartość mnożnika wydatkowego ustalona została na poziomie około 0,76 w czwartym kwartale.

W badaniu Hauga i in. [2013], prezentującym wpływ fiskalno-monetarnych zaburzeń na gospodarkę Polski w kontekście analiz wynikających z modelu SVAR, oszacowana wartość maksymalna mnożnika wydatkowego wyniosła 0,48 (była zatem o około 0,2 jednostki niższa niż uzyskana w niniejszym badaniu). Z kolei wartość maksymalna mnożnika podatków netto w cytowanym opracowaniu wystąpiła w szóstym kwartale i wyniosła 0,15, co, biorąc pod uwagę oszacowaną wartość, jest wynikiem zbliżonym do wyniku uzyskanego w niniejszym badaniu. W badaniu Hauga i in. [2013] uzyskano pozytywne oddziaływanie szoku podatkowego na PKB w trakcie całego horyzontu, dla którego analizowana jest odpowiedź PKB na strukturalne zaburzenie (w naszym badaniu reakcja PKB na zaburzenie zmienia znak z ujemnej na dodatnią w trakcie pierwszego kwartału po zaburzeniu). W literaturze dodatnią wartość skumulowanego mnożnika dochodów netto uzyskują np. Tenhofen i in. [2010] dla Niemiec w bazowym modelu SVAR szacowanym dla

okresu obejmującego lata 1974–2008. Podobnie Mirdala [2009] na podstawie funkcji reakcji na impuls uzyskuje nieujemną odpowiedź PKB na zaburzenie w dochodach podatkowych w Bułgarii, Czechach, Słowacji, Rumunii, Polsce i na Węgrzech. Z kolei Grdović Gnip [2014] na podstawie modelu SVAR z identyfikacją Blancharda i Perottiego uzyskała dla Chorwacji mnożnik maksymalny dla wydatków równy 0,33 (w natychmiastowej reakcji) oraz maksymalny mnożnik podatkowy równy 0,04 w ósmym kwartale od wystąpienia strukturalnego zaburzenia. Mnożnik podatkowy w natychmiastowej reakcji wyniósł w tym badaniu $-0,03$.

Tabela 2. Średnia wartość mnożnika

		Bułgaria	Chorwacja	Czechy	Polska	Rumunia	Węgry
Mnożnik	podatki netto	0,0044	0,1518	-0,0649	0,0401	0,0198	-0,0389
	wydatki	0,1011	0,1206	0,1660	0,4037	0,0955	0,0888

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 2 zaprezentowano średnie wartości mnożnika, oszacowane dla przyjętego horyzontu. Wartości te obliczane dla zaburzeń zachodzących po stronie wydatków wyniosły od około 0,09 dla Węgier do około 0,4 dla Polski. Średnia wartość mnożnika podatków netto wskazuje na wartości ujemne, lecz bliskie zera w przypadku Czech ($-0,06$) i Węgier ($-0,04$). W pozostałych krajach średnia wartość mnożnika podatków netto w przyjętym 16-kwartalnym horyzoncie była nieujemna i kształtowała się od około 0 w Bułgarii do około 0,15 w Czechach, co wynika z faktu, że pozytywna odpowiedź PKB na ten szok strukturalny była w tych krajach dominująca (por. rysunek 1).

Ogólna ocena funkcji reakcji na impuls wskazuje, że w przyjętej specyfikacji modeli oraz konstrukcji zmiennych, odpowiedź zmiennej reprezentującej PKB na fiskalne zaburzenia strukturalne wygasa w trakcie analizowanego 4-letniego horyzontu. Należy podkreślić, że oszacowane w badaniu mnożniki fiskalne przyjmują wartości niższe od 1, co jest wynikiem zgodnym z zaprezentowanym przeglądem literatury. Wyniki badania wskazują, że wydatki z reguły silniej oddziałują na PKB, z wyjątkiem Rumunii, dla której bezwzględna wartość maksymalnego mnożnika wydatkowego (0,188) jest nieznacznie niższa od najsilniejszego wpływu podatków netto ($-0,192$).

Zakończenie

W artykule przeanalizowano wpływ szoków fiskalnych na PKB w 6 krajach Europy Środkowo-Wschodniej spoza strefy euro. Badanie oparto na modelu SVAR z trzema zmiennymi (wydatki, dochody, PKB) z identyfikacją szoków bazującą na podejściu zaproponowanym przez Blancharda i Perottiego [2002].

Wyniki przeprowadzonego badania potwierdziły oczekiwany pozytywny wpływ szoku wydatkowego na kształtowanie PKB. Oszacowania mnożników wydatkowych wskazują na kształtowanie się ich maksymalnych wartości w granicach od około 0,18 w Bułgarii do około 0,76 w Polsce. Mnożnik te są niższe od wartości 1.

W przypadku strukturalnych zaburzeń w dochodach przebieg funkcji reakcji prowadzi do wniosku, że ten rodzaj szoku odmiennie wpływa na system. W przypadku 4 krajów efekty zaburzeń zmieniają znak z reakcji ujemnej na reakcję dodatnią. W konsekwencji (uwzględniając najwyższe i najniższe oszacowanie) mnożnik ten kształtował się w granicach od $-0,19$ w Rumunii do około 0,24 w Chorwacji. Należy jednak podkreślić, że w każdym z analizowanych krajów w pierwszym kwartale po zaburzeniu uzyskano ujemne oddziaływanie tego rodzaju szoku na PKB. W całym horyzoncie niedodatnia reakcja PKB na zaburzenie wystąpiła tylko w przypadku Czech i Węgier.

W podjętym badaniu, z wyjątkiem Rumunii, oszacowano wyższą siłę oddziaływania wydatków w porównaniu z szacunkami otrzymanymi dla dochodów. W większości krajów reakcja produkcji na strukturalne zaburzenia fiskalne wygasa w miarę wydłużania horyzontu, dla którego analizowano funkcje reakcji na impuls.

Badanie zawiera komponent porównawczy i wskazuje na różnice w reakcji wybranych gospodarek EŚW na zaburzenia fiskalne. Jak wynika z analiz, kraje EŚW z odmienną siłą reagują na zaburzenia, co może oznaczać konieczność podejmowania w niektórych z tych krajów zwiększonego wysiłku fiskalnego na rzecz stabilizacji. Z drugiej strony należy pamiętać o unijnych ograniczeniach nakładanych na politykę fiskalną, które mogą determinować skalę i skuteczność prowadzonej ekspansji fiskalnej. W świetle przedstawionych wyników, opartych na porównywalnych danych, najwyższe mnożniki wydatkowe uzyskano w Polsce, najniższe w Bułgarii i Rumunii, co może oznaczać wyższą efektywność wydatków w Polsce w porównaniu z pozostałymi pięcioma analizowanymi krajami. Co więcej, na gruncie powyższych analiz należy zauważyć, że wydatki wydają się być bardziej skutecznym instrumentem stabilizacji koniunktury w porównaniu z narzędziami o charakterze dochodowym.

Bibliografia

- Afonso A., Baxa J., Slavik M. [2018], Fiscal developments and financial stress: a threshold VAR analysis, *Empirical Economics*, vol. 54(2): 395–423.
- Auerbach A.J., Gorodnichenko Y. [2012], Measuring the output responses to fiscal policy, *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 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*, vol. 52(8): 1910–1921.
- Batini N., Callegari G., Melina G. [2012], Successful austerity in the United States, Europe and Japan, *IMF Working Paper*, no. WP/12/190.

- 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.
- Baum A., Poplawski-Ribeiro M., Weber A. [2012], Fiscal multipliers and the state of the economy, *IMF Working Paper*, no. WP/12/286.
- Baxa J. [2010], What the data say about the effects of fiscal policy in the Czech Republic?, w: Houda M., Friebełova J. (red.), *Mathematical methods in economics 2010*, University of South Bohemia, Ceske Budejovice: 24–29.
- Baxter M., King R.G. [1993], Fiscal policy in general equilibrium, *American Economic Review*, vol. 83(3): 315–334.
- Benčík M. [2014], Dual regime fiscal multipliers in converging economies – a simple STVAR approach, *Národná Banka Slovenska, Working Paper*, no. 2/2014.
- Bhattarai K., Trzeciakiewicz D. [2017], Macroeconomic impacts of fiscal policy shocks in the UK: A DSGE analysis, *Economic Modelling*, vol. 61: 321–338.
- Blanchard O., Leigh D. [2012], Are we underestimating short-term fiscal multipliers?, w: *IMF world economic outlook. Coping with high debt and sluggish growth*, IMF, October, Box 1.1: 41.
- Blanchard O., Leigh D. [2013], Growth forecast error and fiscal multipliers, *IMF Working Paper*, no. WP/12/1.
- 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*, vol. 117(4): 1329–1368.
- Borg I. [2014], Fiscal multipliers in Malta, Central Bank of Malta, *Working Paper*, no. WP/06/2014.
- Burnside C., Eichenbaum M., Fisher J. [2004], Fiscal shocks and their consequences, *Journal of Economic Theory*, vol. 115(1): 89–117.
- Burriel P., de Castro F., Garrote D., Gordo E., Paredes J., Perez J.J. [2009], Fiscal policy shocks in the euro area and the U.S., *ECB Working Paper*, no. 1133.
- Caldara D., Kamps Ch. [2008], What are the effects of fiscal policy shocks? A VAR-based comparative analysis, *ECB Working Papers*, no. 877.
- Caldara D., Kamps Ch. [2012], *The analytics of SVARs: A unified framework to measure fiscal multipliers*, Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board, Washington.
- Canova F. [2007], *Methods for applied macroeconomic research*, Princeton University Press.
- Canova F., Pappa E. [2007], Price differentials in monetary unions: The role of fiscal shocks, *Economic Journal*, vol. 117(520): 713–737.
- Carrillo J.A., Poilly C. [2013], How do financial frictions affect the spending multiplier during a liquidity trap?, *Review of Economic Dynamics*, vol. 16(2): 296–311.
- Cavallari L., Romano S. [2017], Fiscal policy in Europe: the importance of making it predictable, *Economic Modelling*, vol. 60: 81–97.
- Christiano L.J., Eichenbaum M. [1992], Current real-business-cycle theories and aggregate labor-market fluctuations, *American Economic Review*, vol. 82(3): 430–450.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.I. [1999], Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?, w: Taylor J.B., Woodford M. (red.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1A, Amsterdam.

- Christiano L.J., Eichenbaum M., Rebelo S. [2011], When is the government spending multiplier large?, *Journal of Political Economy*, vol. 119(1): 78–121.
- Cloyne J. [2011], What are the effects of tax changes in the United Kingdom? New evidence from a narrative evaluation, *CESifo Working Paper*, no. 3433, CESifo Group Munich.
- Coenen G., Erceg Ch.J., Freedman Ch., Furceri D., Kumhof M., Lalonde R., Laxton D., Lindé J., Mourougane A., Muir D., Mursula S., de Resende C., Roberts J., Roeger W., Snudden S., Trabandt M., in't Veld J. [2012], Effects of fiscal stimulus in structural models, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 4(1): 22–68.
- Cogan J.F., Cwik T., Taylor J.B., Wieland V. [2010], New keynesian versus old keynesian government spending multipliers, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 34, no. 3: 281–295.
- de Castro Fernández F., Hernández de Cos P. [2006], The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: a SVAR approach, *EBC Working Paper*, no. 647, European Central Bank.
- DeLong J.B., Summers L. [2012], Fiscal policy in a depressed economy, *Brookings Papers on Economic Activity*: 233–297.
- Deskari-Škrbić M., Šimović H. [2015], The size and determinants of fiscal multipliers in Western Balkans: comparing Croatia, Slovenia and Serbia, *EFZG Working Paper Series, Working Paper*, no. 15–10.
- Deskari-Škrbić M., Šimović H. [2017], The effectiveness of fiscal spending in Croatia, Slovenia and Serbia: the role of trade openness and public debt level, *Post-Communist Economies*, vol. 29(3): 336–358.
- Eggertsson G.B. [2006], Fiscal multipliers and policy coordination, *Staff Report*, no. 241, Federal Reserve Bank of New York.
- Eggertsson G. [2011], What fiscal policy is effective at zero interest rates?, *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 25, University of Chicago Press: 59–112.
- Eggertsson G.B., Krugman P. [2012], Debt, deleveraging, and the liquidity trap: a Fisher-Minsky-Koo approach, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 127(3), Oxford University Press: 1469–1513.
- Eichenbaum M., Fisher J.D. [2005], Fiscal policy in the aftermath of 9/11, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 37(1): 1–22.
- Erceg Ch.J., Linde J. [2010], Is there a free lunch in a liquidity trap? *International Finance Discussion Paper*, no. 1003, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Fatás A., Mihov I. [2001], The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence, *CEPR Discussion Papers*, no. 2760.
- Faust J. [1998], On the robustness of the identified VAR conclusions about money, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, no. 49: 207–244.
- Favero C. [2002], How do European monetary and fiscal authorities behave?, *CEPR Discussion Paper*, no. 3426.
- Favero C., Giavazzi F. [2012], Measuring tax multipliers: The narrative method in fiscal VARs, *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 4(2): 69–94.
- Ferraresi T., Roventini A., Fagiolo G. [2014], Fiscal policies and credit regimes: A TVAR approach, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 30(7): 1047–1072.
- Forni M., Gambetti L. [2016], Government spending shocks in open economy VARs, *Journal of International Economics*, vol. 99: 68–84.

- Freedman Ch., Kumhof M., Laxton D., Muir D., Mursula S. [2010], Global effects of fiscal stimulus during the crisis, *Journal of Monetary Economics*, vol. 57(5), Elsevier: 506–526.
- Gechert S. [2015], What fiscal policy is most effective? A meta-regression analysis, *Oxford Economic Papers*, vol. 67(3), Oxford University Press: 553–580.
- Gechert S., Rannenberg A. [2014], Are fiscal multipliers regime-dependent? A meta regression analysis, *IMK Working Paper*, no. 139–2014, IMK at the Hans Boeckler Foundation, Macroeconomic Policy Institute.
- Gechert S., Will H. [2012], Fiscal multipliers: a meta regression analysis, *IMK Working Paper*, no. 97–2012, IMK at the Hans Boeckler Foundation, Macroeconomic Policy Institute.
- Gordon R.J., Krenn R. [2010], The end of the great depression: policy contributions and fiscal multipliers, *NBER Working Paper*, no. 16380.
- Grdović Gnip A. [2014], The power of fiscal multipliers in Croatia, *Financial Theory and Practice*, vol. 38(2): 173–219.
- Grdović Gnip A. [2015], Empirical assessment of stabilization effects of fiscal policy in Croatia, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, vol. 18: 47–69.
- Hall R.E. [2009], By how much does GDP rise if the government buys more output?, *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall: 183–231.
- Haug A., Jędrzejowicz T., Sznajderska A. [2013], Combining monetary and fiscal policy in an SVAR for a small open economy, *NBP Working Paper*, no. 168.
- Hemming R., Kell M., Mahfouz S. [2002], The effectiveness of fiscal policy in stimulating economic activity: a review of the literature, *IMF Working Paper*, no. WP/02/208, Washington.
- Hernández de Cos P., Moral-Benito E. [2016], Fiscal multipliers in turbulent times: the case of Spain, *Empirical Economics*, vol. 50(4): 1589–1625.
- Ilzetzki E., Mendoza E.G., Végh C.A. [2013], How big (small?) are fiscal multipliers?, *Journal of Monetary Economics*, vol. 60(2), Elsevier: 239–254.
- Krajewski P., Szymańska A. [2018], Identyfikacja efektów polityki fiskalnej na podstawie wydatków militarnych, *Ekonomista*, w druku.
- Leeper E.M., Richter A.W., Walker T.B. [2012], Quantitative effects of fiscal foresight, *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 4(2): 115–144.
- Leeper E.M., Traum N., Walker T.B. [2011], Cleaning up the fiscal multiplier morass, *NBER Working Paper*, no. 17444.
- Leeper E.M., Walker T.B., Yang S.S. [2013], Fiscal foresight and information flows, *Econometrica*, vol. 81(3): 1115–1145.
- Lütkepohl H. [2005], *New introduction to multiple time series analysis*, Springer, Berlin–Heidelberg–New York.
- Mertens K., Ravn M.O. [2012], Empirical evidence on the aggregate effects of anticipated and unanticipated US tax policy shocks, *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 4(2): 145–181.
- Mineshima A., Poplawski-Ribeiro M., Weber A. [2014], Size of fiscal multipliers, w: Cottarelli C., Gerson P., Senhadji A. (red.), *Post-crisis fiscal policy*, MIT Press, Cambridge: 315–372.
- Mirdala R. [2009], Effects of fiscal policy shocks in the European transition economies, *Journal of Applied Research in Finance*, vol. 1(2), ASERS Publishing: 141–157.

- Mirdala R., Kamenik M. [2017], Effects of fiscal policy shocks in CE3 countries (TVAR approach), *MPRA Paper*, no. 79919.
- Mittnik S., Semmler W. [2012], Regime dependence of the fiscal multiplier, *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 83(3): 502–522.
- Miyamoto W., Nguyen T.L., Sergeyev D. [2017], Government spending multipliers under the zero lower bound: evidence from Japan, *Bank of Canada Staff Working Paper*, no. 2017–40, September.
- Monacelli T., Perotti R. [2008], Fiscal policy, wealth effects, and markups, *NBER Working Papers*, no. 14584.
- Mountford A., Uhlig H. [2009], What are the effects of fiscal policy shocks?, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 24(6): 960–992.
- Parker J.A. [2011], On measuring the effects of fiscal policy in recessions, *Journal of Economic Literature*, vol. 49(3): 703–718.
- Perotti R. [2005], Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries, *CEPR Discussion Paper*, no. 4842.
- Price R.W.R., Dang T-T., Guillemette Y. [2014], New tax and expenditure elasticity estimates for EU budget surveillance, *OECD Economics Department Working Papers*, no. 1174.
- Ramey V.A. [2011], Identifying government spending shocks: it's all in the timing, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 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*, vol. 48(1): 145–194.
- Ramey V.A., Zubairy S. [2014], Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from U.S. historical data, *NBER Working Paper*, no. 20719.
- Rendahl P. [2012], Fiscal policy in an unemployment crisis, *Working Paper in Econometrics*, no. 1211, Cambridge.
- Ricco G., Callegari G., Cimadomo J. [2016], Signals from the government: policy disagreement and the transmission of fiscal shocks, *Journal of Monetary Economics*, vol. 82: 107–118.
- Romer Ch.D., Romer D.H. [1989], Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz, w: Blanchard O.J., Fischer S. (red.), *NBER Macroeconomics*, vol. 4: 121–184.
- 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*, vol. 100(3): 763–801.
- Sims Ch. [1980], Macroeconomics and reality, *Econometrica*, no. 48: 1–49.
- Sims Ch., Stock J., Watson M.W. [1990], Inference in linear time series models with some unit roots, *Econometrica*, no. 58: 113–144.
- Spilimbergo A., Symansky S., Schindler M. [2009], Fiscal multipliers, *IMF Staff Position Note*, no. SPN/09/11.
- Tenhofen J., Wolff G.B., Heppke-Falk K.H. [2010], The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: a disaggregated SVAR analysis, *Journal of Economics and Statistics (Jahrbuecher fuer Nationaloekonomie und Statistik)*, vol. 230(3): 328–355.
- Uhlig H. [2005], What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure, *Journal of Monetary Economics*, vol. 52(2): 381–419.
- Woodford M. [2011], Simple analytics of the government expenditure multiplier, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 3(1): 1–35.

Załącznik

Tabela 1. Wyniki testu na istnienie pierwiastka jednostkowego

		Bułgaria	Chorwacja	Czechy	Polska	Rumunia	Węgry
ADF	R_t	-3,6528 (0,0071)	-3,0889 (0,0331)	-7,7633 (0,0000)	-4,4058 (0,0008)	-8,0270 (0,0000)	-3,7544 (0,0052)
	G_t	-6,4636 (0,0000)	-2,8235 (0,0611)	-7,3613 (0,0000)	-2,4126 (0,1430)	-11,7552 (0,0001)	-5,0583 (0,0001)
	Y_t	-3,9743 (0,0027)	-1,6219 (0,4652)	-2,2233 (0,2001)	-4,7746 (0,0002)	-3,0763 (0,0321)	-3,2303 (0,0223)
Phillips – Perron	R_t	-3,4476 (0,0124)	-3,4071 (0,0146)	-7,7633 (0,0000)	-4,4027 (0,0008)	-8,2936 (0,0000)	-6,3477 (0,0000)
	G_t	-6,6109 (0,0000)	-2,8672 (0,0554)	-7,3579 (0,0000)	-2,8244 (0,0610)	-11,7552 (0,0001)	-5,1256 (0,0001)
	Y_t	-2,5519 (0,1079)	-2,0846 (0,2515)	-2,6597 (0,0862)	-3,0472 (0,0363)	-3,1234 (0,0284)	-2,6476 (0,0884)

Wartość w nawiasie oznacza prawdopodobieństwo testowe (p -value), statystyki dotyczą regresji uwzględniających wyłącznie stałą. Długość opóźnień została oparta na kryterium Schwarza. Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Test długości opóźnień modelu SVAR przy wykorzystaniu kryterium informacyjnego Schwarza

Opóźnienie	Bułgaria	Chorwacja	Czechy	Polska	Rumunia	Węgry
0	-10,75857	-13,70395	-12,79325	-15,10635	-9,009319	-12,71806
1	-12,71950*	-15,34639*	-14,03472*	-16,64884*	-10,37938*	-13,71130*
2	-12,36281	-14,85447	-13,76023	-16,25579	-10,12124	-13,33907
3	-11,98520	-14,36601	-13,31140	-15,88166	-9,685505	-12,87411
4	-12,12360	-14,01414	-12,97272	-15,79451	-9,379976	-12,49869
5	-11,81593	-13,52019	-12,49815	-15,34252	-9,068496	-12,20732

* Określa rząd opóźnień wskazany przez kryterium.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Oszacowania parametrów modelu

Bułgaria

$$\begin{bmatrix} R_t \\ G_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,6413 & -0,0135 & 0,8759 \\ 0,7252 & -0,0762 & -0,6437 \\ 0,0321 & -0,0113 & 0,9022 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ G_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,0035 \\ -0,0048 \\ 0,0012 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,0463 \\ 0,0490 \\ -0,0162 \end{bmatrix} k_t + u_t$$

Chorwacja

$$\begin{bmatrix} R_t \\ G_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,2122 & -0,0801 & 1,3097 \\ -0,0973 & 0,4599 & 0,7724 \\ 0,0993 & 0,0037 & 0,7588 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ G_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,0021 \\ -0,0001 \\ 0,0018 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,0208 \\ 0,0168 \\ -0,0130 \end{bmatrix} k_t + u_t$$

Czechy

$$\begin{bmatrix} R_t \\ G_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,0256 & -0,0469 & 1,1180 \\ -0,1498 & 0,2776 & 0,4210 \\ -0,0289 & 0,0214 & 0,8926 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ G_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,0024 \\ -0,0086 \\ 0,0013 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,0604 \\ 0,0243 \\ -0,0172 \end{bmatrix} k_t + \begin{bmatrix} 0,3954 \\ 0,4228 \\ -0,0053 \end{bmatrix} vcz + \mathbf{u}_t$$

Polska

$$\begin{bmatrix} R_t \\ G_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,3604 & 0,1497 & 0,6505 \\ 0,0164 & 0,7958 & -0,1681 \\ 0,0569 & 0,0814 & 0,6205 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ G_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,0026 \\ -0,0010 \\ 0,0001 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,0303 \\ 0,0015 \\ -0,0036 \end{bmatrix} k_t + \mathbf{u}_t$$

Rumunia

$$\begin{bmatrix} R_t \\ G_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,3164 & -0,0323 & 0,5432 \\ 0,1054 & 0,1336 & 1,1193 \\ 0,0488 & 0,0178 & 0,8284 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ G_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,0020 \\ 0,0005 \\ 0,0018 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,0594 \\ 0,0388 \\ -0,0193 \end{bmatrix} k_t + \mathbf{u}_t$$

Węgry

$$\begin{bmatrix} R_t \\ G_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,1606 & 0,0266 & 0,9030 \\ -0,1373 & 0,4191 & 0,5024 \\ -0,0256 & 0,0283 & 0,7956 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ G_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,0010 \\ -0,0013 \\ 0,0009 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,0214 \\ 0,0156 \\ -0,0124 \end{bmatrix} k_t + \mathbf{u}_t$$

Tabela 4. Elementy macierzy A i B

Bułgaria

Macierz A

$$\begin{bmatrix} 1,000 & 0,000 & -0,855 \\ 0,000 & 1,000 & 0,000 \\ 0,056 & -0,041 & 1,000 \end{bmatrix}$$

Macierz B

$$\begin{bmatrix} 0,039 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,066 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,007 \end{bmatrix}$$

Chorwacja

Macierz A

$$\begin{bmatrix} 1,000 & 0,000 & -0,997 \\ 0,000 & 1,000 & 0,000 \\ 0,017 & -0,061 & 1,000 \end{bmatrix}$$

Macierz B

$$\begin{bmatrix} 0,026 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,020 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,008 \end{bmatrix}$$

Czechy

Macierz A

$$\begin{bmatrix} 1,000 & 0,000 & -1,030 \\ 0,000 & 1,000 & 0,000 \\ 0,012 & -0,068 & 1,000 \end{bmatrix}$$

Macierz B

$$\begin{bmatrix} 0,040 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,023 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,009 \end{bmatrix}$$

Polska

$$\text{Macierz A} \begin{bmatrix} 1,000 & 0,000 & -1,171 \\ 0,000 & 1,000 & 0,000 \\ 0,015 & -0,097 & 1,000 \end{bmatrix}$$

$$\text{Macierz B} \begin{bmatrix} 0,031 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,014 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,006 \end{bmatrix}$$

Rumunia

$$\text{Macierz A} \begin{bmatrix} 1,000 & 0,000 & -0,797 \\ 0,000 & 1,000 & 0,000 \\ 0,058 & -0,022 & 1,000 \end{bmatrix}$$

$$\text{Macierz B} \begin{bmatrix} 0,053 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,112 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,012 \end{bmatrix}$$

Węgry

$$\text{Macierz A} \begin{bmatrix} 1,000 & 0,000 & -0,856 \\ 0,000 & 1,000 & 0,000 \\ 0,014 & -0,034 & 1,000 \end{bmatrix}$$

$$\text{Macierz B} \begin{bmatrix} 0,034 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,041 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 0,007 \end{bmatrix}$$

Wyniki zostały zaokrąglone do trzech miejsc po przecinku. Szacowaniu podlegały elementy a_4 , a_5 , b_1 , b_2 , b_3 (zob. równanie (13)).

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Test LR nadmiernej identyfikacji

	Wartość statystyki $\chi^2(1)$	p -value
Bulgaria	4,0507	0,0442
Chorwacja	0,0057	0,9397
Czechy	0,4242	0,5149
Polska	1,0470	0,3062
Rumunia	2,2695	0,1319
Węgry	0,3443	0,5574

Źródło: opracowanie własne.

IMPACT OF FISCAL POLICY ON GDP IN EU COUNTRIES OUTSIDE THE EUROZONE

Abstract

The aim of this paper is to investigate the impact of fiscal policy shocks on GDP in six Central and Eastern European countries outside the Eurozone, i.e. Bulgaria, Croatia, the Czech Republic, Poland, Romania and Hungary. The study uses a structural vector autoregressive (SVAR) model with an identification scheme based on approach proposed by Blanchard and Perotti [2002], estimated separately for each country. The analyses are based on quarterly data. However, due to the data availability, figures for Poland and Croatia cover period 2002q1-2016q4, in case of Bulgaria and the Czech Republic – 2000q1-2016q4, for Hungary – 1999q1-2016q4, and in case of Romania – the period 1996q1-2016q4. The results indicate a positive reaction of GDP to structural spending shocks in each of the examined countries. The estimated maximum government spending multiplier ranged from 0.18 in Bulgaria to 0.76 in Poland. The impact of the structural revenue shock on GDP was initially negative in each of the countries examined, while the differences were observed between countries over the whole time horizon for which the impulse response function was investigated (16 quarters).

Keywords: fiscal policy, SVAR, structural shock, fiscal multiplier

JEL classification codes: C20, E62
