

PODEJŚCIE WEKTOROWEJ AUTOREGRESJI NA PRÓBIE PRZEKROJOWO-CZASOWEJ DO SZACOWANIA SKUTKÓW NIESTABILNOŚCI POLITYKI FISKALNEJ

1. Wstęp

Polityka fiskalna ma duży wpływ na makroekonomiczną równowagę ogólną. W rezultacie tego jej silne wahania mogą spowodować niepożądaną i nieoczekiwaną zmienność w całej gospodarce, a szczególnie poważne skutki może wyrzucić uznaniowa polityka fiskalna w dziedzinie wydatków. Polityka uznaniowa w tym kontekście może zostać przedstawiona jako niezwiązane z warunkami gospodarczymi zmiany w wydatkach – zmiany te nie mogą być przypisane normalnemu funkcjonowaniu automatycznych stabilizatorów ani reakcji polityki fiskalnej na wahania PKB w trakcie wahań cyklu koniunkturalnego. Przykładem takiej uznaniowej polityki fiskalnej mogą być nieoczekiwane zmiany podatków i wydatków w czasie kampanii wyborczej motywowane chęcią zdobycia elektoratu. Zmiany te mogą być również wynikiem innych politycznych zdarzeń, które na różnych szczeblach rządowych doprowadziły do zapotrzebowania na zmiany wydatków i podatków. Mogą być one także nieoczekiwanym skutkiem działań niekompetentnych lub kierujących się prywatnymi motywacjami polityków.

Warto podkreślić, że w odniesieniu do polityki pieniężnej badania analogicznych hipotez doprowadziły do utrwalenia poglądu będącego naukowym konsensusem na temat tego, iż niezależność banku centralnego jest fundamentem dobrej polityki monetarnej. W związku z tym sformułowano normatywne zalecenie, aby obowiązek realizowania tej polityki przenieść z rządu na niezależny bank centralny, oraz postulowano wprowadzenie reguł polityki monetarnej. Podobne wyniki w zakresie polityki fiskalnej również nakazywałyby uniezależnienie polityki fiskalnej od bieżącej polityki powiązanej z cyklem wyborczym oraz wspierałyby propozycje tzw. reguł wydatkowych. Co więcej, w następstwie kryzysu gospodarczego i finansowego rozpoczętego w 2007 r. oraz w kontekście istotnych ograniczeń realizacji polityki fiskalnej, szczególnie w Unii Europejskiej, ocena skutków dyskrecjonalności polityki fiskalnej jest bardzo ważna. Dlatego też tematem artykułu jest określenie powiązań między niestabilnością polityki fiskalnej a wzrostem gospodarczym.

Celem badania jest dokonanie przeprowadzonej w oparciu o analizę ilościową oceny znaczenia zmienności polityki fiskalnej na poziomie makroekonomicznym. Badanie to zostało wykonane przy pomocy podejścia wektorowej autoregresji na próbie przekrojowo-czasowej. Jest to nowatorska próba oszacowania wpływu niestabilności polityki fiskalnej na wzrost gospodarczy, do tej pory bowiem badania dotyczące tej kwestii miały charakter ściśle panelowy, prowadzone były najczęściej przy użyciu metod szacowania modeli dynamicznych¹.

W pierwszej części artykułu zaprezentowano dyskusję na temat skutków niestabilności polityki fiskalnej. Druga część przedstawia dane użyte w badaniu i metodę estymacji oraz przeprowadzone badanie empiryczne. W ostatniej części zaprezentowano wnioski.

2. Skutki niestabilności polityki fiskalnej

Niestabilna polityka fiskalna nie tylko może prowadzić do nieoptymalnej alokacji zasobów, gdy decyzje wydatkowe nie są podporządkowane zasadom optymalności, lecz także może stać się w istocie polityką fiskalną o charakterze procyklicznym, co wydaje się ustalonym faktem empirycznym². Z kolei duża skala skutków makroekonomicznych związanych z niekorzystnymi i nieoczekiwanymi zmianami w polityce

¹ Przegląd literatury i przykład takiego badania można znaleźć w: Ł. Goczek, *Niestabilność polityki fiskalnej i rozwój finansowy*, „*Ekonomista*” 2012 (w recenzji).

² T. Persson oraz M. Shi i J. Svensson przedstawiają dowody empiryczne świadczące o takim oportunistycznym cyklu politycznym skutkującym procyklicznym wahaniem polityki fiskalnej. Zob. T. Persson, *Do Political Institutions Shape Economic Policy*, NBER, Working Paper 2001, no. 8214; M. Shi, J. Svensson, *Conditional Political Budget Cycles*, CEPR, Discussion Paper 2002, no. 3352.

fiskalnej ma udokumentowanie w literaturze na temat egzogennych zmian w polityce fiskalnej³.

Z teoretycznego punktu widzenia niepewność gospodarowania powodowana przez nieoczekiwaną zmienność poziomu wydatków rządowych i stopień ich korelacji z cyklem koniunkturalnym zniechęcają podmioty prywatne do inwestowania ze względu na wzrost ryzyka. Dzieje się tak niezależnie od uszczuplenia zasobu funduszy pożyczkowych, wynikającego z potrzeb pożyczkowych sektora publicznego. Nieprzewidywalne opodatkowanie, podobnie jak niepewność związana z niestabilnym deficytem budżetowym, zniechęca do inwestycji w przedsiębiorstwach, zmniejsza zachęty do pracy oraz ujemnie wpływa na wzrost produktywności – wszystko to ma negatywny wpływ na wzrost gospodarczy.

Większość badań niestabilności polityki fiskalnej analizuje funkcję reakcji polityki fiskalnej, aby oszacować miary właściwości tej polityki. W tym celu jest estymowane równanie wyjaśniające zmiany wydatków rządowych zmianami dochodu, opóźnionymi wartościami zmian wydatków rządowych, inflacją i dodatkowymi zmiennymi kontrolnymi. Oszacowane parametry przy zmiennych niezależnych w funkcji reakcji, jak również reszta w takim równaniu są interpretowane jako miary właściwości polityki fiskalnej, które służą do badania jej wpływu na inne zmienne makroekonomiczne. Do ważniejszych opracowań z tego obszaru badań należą prace Fatasa i Mihova⁴. Autorzy ci dowodzą, że niestabilność wydatków publicznych, czyli skala ich nieoczekiwanych, wynikających z dyskrecjonalnych zmian polityki fiskalnej odchylen od długookresowego trendu, znacząco spowalnia długookresowy wzrost PKB. Wnioski te są oparte na rezultatach wielu regresji oszacowanych dla szerokiej, przekrojowej próby krajów rozwijających się i rozwiniętych⁵.

W innych badaniach wzrostu gospodarczego krajów w szerokiej próbie przekrojowo-czasowej zmiennymi objaśniającymi były różnego rodzaju miary zachowania polityki fiskalnej⁶. Stwierdzono, że czynnikiem, który wpływa najbardziej niekorzystnie, jest cykliczność polityki fiskalnej, a zatem błędy w jej zarządzaniu, które prowadzą do jej procykliczności. Być może rozwiązanie problemu nieskuteczności dyskrecjonalnej polityki fiskalnej powinno koncentrować się na usuwa-

³ O. Blanchard, R. Perotti, *An Empirical Characterization Of The Dynamic Effects Of Changes In Government Spending And Taxes On Output*, „The Quarterly Journal of Economics” 2002, vol. 117 (4), s. 1329–1368; C. Burnside, I. Eichenbaum, M. Fisher, D. Jonas, *Fiscal shocks and their consequences*, „Journal of Economic Theory” 2004, vol. 115 (1).

⁴ A. Fatás, I. Mihov, *The Case For Restricting Fiscal Policy Discretion*, „The Quarterly Journal of Economics” 2003, vol. 118 (4); A. Fatás, I. Mihov, *Policy Volatility, Institutions and Economic Growth*, CEPR, Discussion Papers 2005, no. 5388; A. Fatás, I. Mihov, *Fiscal Discipline, Volatility and Growth*, w: *Fiscal Policy, Stabilization, and Growth: Prudence or Abstinence?*, The World Bank, Washington D.C. 2007.

⁵ Wnioski te znajdują potwierdzenie również w analizach D. Furceriego. Zob. D. Furceri, *Is Government Expenditure Volatility Harmful for Growth? A Cross-Country Analysis*, „Fiscal Studies” 2007, vol. 28 (1).

⁶ Ł. Goczek, *Długookresowe skutki stabilności polityki fiskalnej*, „Zeszyty Naukowe UE we Wrocławiu” 2010; Ł. Goczek, *Niestabilność polityki fiskalnej...*, op.cit.

niu ograniczeń (politycznych lub rynkowych niedoskonałości), które prowadzą do przyjęcia procyklicznej polityki fiskalnej skutkującej obniżeniem wzrostu w długim okresie. Z kolei wpływ miar reagowania i trwałości polityki fiskalnej na wzrost gospodarczy jest nieistotny.

Do innych badań⁷ dodatkowo sformułowano hipotezę, że istnienie dużego rynku finansowego w danym kraju może umożliwiać równoważenie niekorzystnego wpływu niestabilności fiskalnej. Następnie zbadano tę hipotezę, sprawdzając, czy omawiany negatywny wpływ zmienności jest równoważony przez zwiększony rozwój finansowy w danym kraju. Dalsze badania, w tym użycie interakcji między miarami rozwoju finansowego a miarami zmienności polityki fiskalnej, pokazały jednak, że rola rozwoju finansowego nie polega na redukcji skutków wahań polityki fiskalnej. Na podstawie zaobserwowanych zależności można przypuszczać, że utrata istotności zmiennych fiskalnych po włączeniu rozwoju finansowego nie wynikała z faktu jego łagodzącego oddziaływania w warunkach niestabilnych wydatków rządowych. Należy więc wnioskować, że utrata istotności zmiennych fiskalnych była najprawdopodobniej spowodowana ich negatywnym wpływem na stopień rozwoju finansowego, a zatem zmienność fiskalna oddziałuje negatywnie na stopień rozwoju finansowego, a jego niski poziom na wzrost gospodarczy⁸.

W literaturze można dostrzec brak modeli teoretycznych formalizujących długookresowe zależności pomiędzy niestabilnością polityki fiskalnej a wzrostem gospodarczym. Co więcej, w literaturze dotyczącej przedmiotu badania trudno wskazać jakiegokolwiek odniesienia do teorii poza bezpośrednim przejściem od argumentów dotyczących procykliczności polityki fiskalnej do jej ujemnych skutków stwierdzonych w innych badaniach. Z tego powodu w przeważającej części istniejąca literatura ogranicza się do szacowania standardowych regresji w tradycji wzrostu gospodarczego na danych panelowych z próbami rozwiązania problemu endogeniczności wzrostu i polityki fiskalnej przy pomocy standardowych zmiennych instrumentalnych. Z tego powodu podejście wektorowej autoregresji na próbie przekrojowo-czasowej (panel VAR) pozwala uniknąć potrzeby poszukiwań strategii instrumentalizacji, gdyż wszystkie zmienne w panel VAR są uznane za endogeniczne w układzie równań. Każda zmienna jest wyjaśniana przez własne opóźnienia i opóźnienia innych zmiennych, w związku z tym jest wymagany minimalny zestaw założeń podyktowany koniecznością interpretowania funkcji reakcji każdej ze zmiennych w układzie.

⁷ Ł. Goczek, *Niestabilność polityki fiskalnej...*, op.cit.

⁸ Podobne wyniki zaprezentowano w pracach: P. Aghion, D. Hémous, E. Kharroubi, *Credit Constraints, Cyclical Fiscal Policy and Industry Growth*, NBER, Working Paper 2009, no. 15119; P. Aghion, I. Marinescu, *Cyclical Budgetary Policy and Economic Growth: What Do We Learn from OECD Panel Data?*, NBER, Macroeconomics Annual 2007.

3. Badanie empiryczne

Na podstawie przeglądu literatury w badaniu przyjęto „ateoretyczną” metodę empiryczną, aby zbadać wpływ niestabilności polityki fiskalnej na wzrost gospodarczy w długim okresie. Weryfikacja hipotezy o negatywnym znaczeniu zmienności polityki fiskalnej dla wzrostu gospodarczego została przeprowadzona przy użyciu danych na poziomie gospodarek narodowych dla próby krajów świata. Weryfikacja ta polegała na analizie modelu Panel VAR do szacowania wpływu niestabilności polityki fiskalnej na wzrost gospodarczy. W badaniu tym zostały również uwzględnione zmienne nieobserwowalne, w postaci efektów stałych dla krajów – odzwierciedlających ewentualne szoki na poziomie makroekonomicznym charakterystyczne dla krajów. Metoda ta łączy tradycyjne podejście wektorowej autoregresji (VAR), które w układzie równań traktuje wszystkie zmienne jako endogeniczne. Podejście to jest wskazane, gdy jest prowadzona analiza zjawiska bez silnych wstępnych założeń co do jego postaci, z wykorzystaniem podejścia panelowego (system GMM), które pozwala na uwzględnienie nieobserwowalnej heterogeniczności pojedynczych jednostek w panelu. Model ten można zapisać w postaci zredukowanej w następujący sposób:

$$z_{i,j} = \Gamma_1 z_{i,j} + f_i + d_t + e_t, \quad (1)$$

gdzie $z_{i,t}$ jest wektorem zmiennych będących przedmiotem zainteresowania; Γ_0, Γ_1 to macierze współczynników; e_t to macierz błędów; f_i, d_t to zmienne zero-jedynkowe odpowiednio dotyczące krajów oraz czasu; f_i to efekty indywidualne dla poszczególnych krajów, które np. odzwierciedlają różnice w początkowym poziomie wydajności oraz inne nieobserwowane czynniki w stanie zrównoważonego wzrostu w modelu neoklasycznym; d_t to efekty specyficzne dla danego okresu, które np. przedstawiają wspólne dla wszystkich krajów zmiany z okresu na okres, m.in.: kryzysy, globalny cykl koniunkturalny. Efekty te zostają wyeliminowane poprzez odjęcie średnich każdej ze zmiennych dla każdej jednostki obserwacyjnej (kraj w pojedynczym okresie).

Przy zastosowaniu podejścia wektorowej autoregresji do danych panelowych konieczne jest założenie, że proces generujący dane jest jednakowy dla wszystkich jednostek w panelu. Założenie to jest jednak niemożliwe do spełnienia w przypadku prób krajów, przyjęto zatem metodę efektów stałych, indywidualnych dla poszczególnych krajów. Ponieważ efekty te są skorelowane ze zmiennymi objaśniającymi z powodu zawarcia w modelu opóźnień zmiennej zależnej, podobne postępowanie z danymi jak w przypadku efektów specyficznych dla danego okresu spowoduje obciążenie współczynników. W celu uniknięcia tego obciążenia użyto

procedury Helmerta⁹. Zabieg ten usuwa średnią przyszłych obserwacji, tzn. średnią wszystkich przyszłych obserwacji dostępnych dla każdego kraju w pojedynczym okresie. Zmienne transformowane procedurą Helmerta nie są więc skorelowane z opóźnieniem zmiennych objaśniających. Ponieważ transformacja ta zachowuje ortogonalność pomiędzy przekształconymi zmiennymi i opóźnionymi zmiennymi objaśniającymi, można zastosować opóźnione zmienne objaśniające jako instrumenty w celu oszacowania współczynników estymatorem uogólnionej metody momentów na dynamicznej próbie przekrojowo-czasowej w układzie równań na poziomach i na pierwszych różnicach.

Przyjmowany najczęściej wymiar czasowy danych w badaniu empirycznym wzrostu gospodarczego to średnie o długości 5 lub 10 lat. Celem uśredniania jest chęć uniknięcia wpływu krótkoterminowych cykli koniunkturalnych, które w perspektywie danych rocznych mogłyby wpłynąć na oszacowanie zbyt dużej konwergencji. Z powodu ograniczeń dostępności danych próba krajów użyta w badaniu obejmuje lata 1960–2005 w przypadku ogólnego badania oraz lata 1995–2005 w przypadku badania przekrojowego. Ze względu na charakter miar dotyczących polityki fiskalnej, dane zostały podzielone na 5 dziesięcioletnich okresów, przy czym jeden z okresów jest wykorzystany częściowo, jedynie w celu uzyskania opóźnionych zmiennych. Oznacza to, że maksymalny wymiar czasu niezbilansowanego panelu to 40 lat i dla każdego kraju można wskazać maksymalnie 4 obserwacje w czasie. Biorąc pod uwagę stosunkowo krótki okres czasu dostępnych danych, co spowodowane jest wykorzystaniem dziesięcioletnich średnich, w analizowanej specyfikacji zawarto tylko jedno opóźnienie każdej z tych zmiennych. Próba obejmuje ponad 150 krajów. Jedynie kraje o populacji poniżej 200 tys. zostały wykluczone ze zbioru danych. Szczegółowy opis zbioru danych i ich źródeł znajduje się w tabeli 1.

Szeregi czasowe w panelu poddano testom na obecność pierwiastka jednostkowego na niestacjonarność. Wybrano test Phillipsa–Perrona ze względu na większą moc i większą odporność na spodziewaną autokorelację w modelu niż test Dickeya–Fullera. Dostosowanie do danych panelowych nastąpiło za pomocą modyfikacji Fishera¹⁰. W kontekście panelowym test ten polega na wykonaniu testu Phillipsa–Perrona dla każdego z szeregów czasowych z osobna, a potem stworzenia za pomocą modyfikacji Fishera łącznej statystyki testowej. Wybrano tę metodę ze względu na brak konieczności silnego zbilansowania panelu. Testowaną hipotezą zerową jest następujące stwierdzenie: „Każdy z szeregów czasowych zawiera pierwiastek jednostkowy”. Alternatywną hipotezą jest stwierdzenie, że co najmniej jeden z szeregów jest stacjonarny. Opis wyników testów znajduje się w tabeli 2.

⁹ M. Arellano, O. Boverem, *Another look at the instrumental variable estimation of error-components models*, „Journal of Econometrics” 1995, vol. 68 (1), s. 29–51.

¹⁰ Zaproponowanej przez I. Choi. Zob. I. Choi, *Unit root tests for panel data*, „Journal of International Money and Finance” 2001, vol. 20 (2), s. 249–272.

Tabela 1. Opis zmiennych i źródeł danych w modelu

Grupa zmiennych	Zmienna	Opis i źródło
Ogólne	Wzrost	Pierwsza różnica logarytmu PKB <i>per capita</i> ; PKB <i>per capita</i> mierzony w dolarach PPP (Penn World Table 6.3, 2009)
	L.lgdp	Opóźniony logarytm PKB <i>per capita</i> (Penn World Table 6.3, 2009)
	ki	Inwestycje jako procent PKB (Penn World Table 6.3, 2009)
	kg	Konsumpcja rządowa jako procent PKB (WDI, 2009)
Miary niestabilności polityki fiskalnej	fiscvol_fatas	Odchylenie standardowe reszt z oszacowanej funkcji reakcji polityki fiskalnej autorstwa Fatas, Mihov (2003)
	fiscvol_hp	Niestabilność policzona jako odchylenie standardowe reszt z Hodricka–Prescotta, za każdym razem na danych dziesięcioletnich
	fiscvol_lane	Odchylenie standardowe reszt z oszacowanej funkcji reakcji polityki fiskalnej Lane (2003)

Źródło: opracowanie własne.

Analiza wyników oszacowań w modelach autoregresyjnych skupia się na funkcjach reakcji na zaburzenie losowe (IRF – *impulse-response function*). Funkcja IRF określa dynamiczną reakcję *i*-tej zmiennej endogenicznej w modelu VAR na zaburzenie dla *j*-tego składnika losowego przy założeniu stałości pozostałych szoków. Konieczna jest jednak dekompozycja reszt z modelu w celu uczynienia ich ortogonalnymi. W tym celu zastosowano dekompozycję Choleskiego. Najczęstszą konwencją jest przyjęcie określonej kolejności zmiennych w zakresie egzogeniczności. Założeniem identyfikującym jest to, że zmienne, które są wcześniej, są bardziej egzogeniczne niż te, które pojawiają się później (i odpowiednio te są z kolei bardziej endogeniczne). Kanał wpływu zmiennych, jaki założono, to:

niestabilność → wydatki rządowe → PKB

Analiza funkcji reakcji na zaburzenie nie jest możliwa bez przedziałów ufności. Ponieważ macierz funkcji reakcji na zaburzenie jest zbudowana z oszacowanych współczynników VAR, ich błędy standardowe muszą być wzięte pod uwagę. Postaci analityczne błędów są trudne obliczeniowo, przeprowadzono oszacowanie błędów standardowych funkcji reakcji z wykorzystaniem symulacji Monte Carlo, które posłużyły do wygenerowania przedziałów ufności¹¹. Losowo dobierano próbę współczynników Γ_0 Γ_1 w modelu, a następnie za pomocą oszacowanych współczynników i ich macierzy wariancji-kowariancji dokonywano ponownych obliczeń funkcji reak-

¹¹ I. Love; L. Zicchino, *Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR*, „The Quarterly Review of Economics and Finance” 2006, vol. 46 (2), s. 190–210.

cji na zaburzenie. Procedura została powtórzona 15 000 razy (wykorzystano liczby pseudolosowe o rozkładzie normalnym). W ten sposób wygenerowano 5 i 95 percentyl rozkładu, które to wartości zostały użyte jako przedział ufności dla każdego z elementów funkcji reakcji.

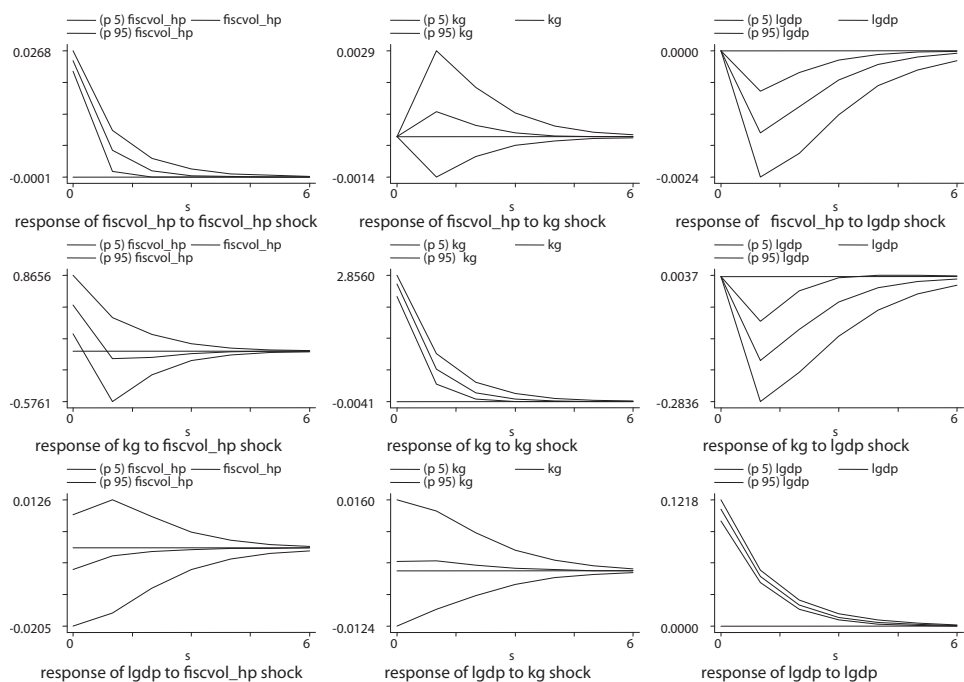
Tabela 2. Testy Fishera Phillips–Perrona

Zmienna		Statystyka	p-value
lgdp			
	Inverse chi-squared(326)	P	1618,7770
	Inverse normal	Z	-15,7160
	Inverse logit t(554)	L*	-36,1131
	Modified inv. chi-squared	Pm	50,6291
fiscvol_fatas			
	Inverse chi-squared(326)	P	1082,6121
	Inverse normal	Z	-10,7068
	Inverse logit t(559)	L*	-22,8076
	Modified inv. chi-squared	Pm	29,6312
fiscvol_lane			
	Inverse chi-squared(326)	P	1078,0178
	Inverse normal	Z	-9,3350
	Inverse logit t(549)	L*	-21,5735
	Modified inv. chi-squared	Pm	29,4513
fiscvol_hp			
	Inverse chi-squared(286)	P	1047,6152
	Inverse normal	Z	0,4006
	Inverse logit t(654)	L*	-10,9610
	Modified inv. chi-squared	Pm	31,8447
kg			
	Inverse chi-squared(326)	P	1178,4724
	Inverse normal	Z	-8,9701
	Inverse logit t(539)	L*	-23,0883
	Modified inv. chi-squared	Pm	33,3854

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku analizy wyników modelu skupiono się na oszacowanych funkcjach reakcji, ponieważ te są łatwiejsze do interpretacji niż oszacowane współczynniki w modelu. Oszacowania funkcji reakcji w trzech modelach przedstawione na rysunkach 1, 2 i 3 przedstawiają ujemny skutek polityki fiskalnej dla poziomu PKB, co wskazuje na negatywny skutek niestabilności polityki fiskalnej dla wzrostu gospodarczego. Zatem można wstępnie argumentować, że przeprowadzone badanie

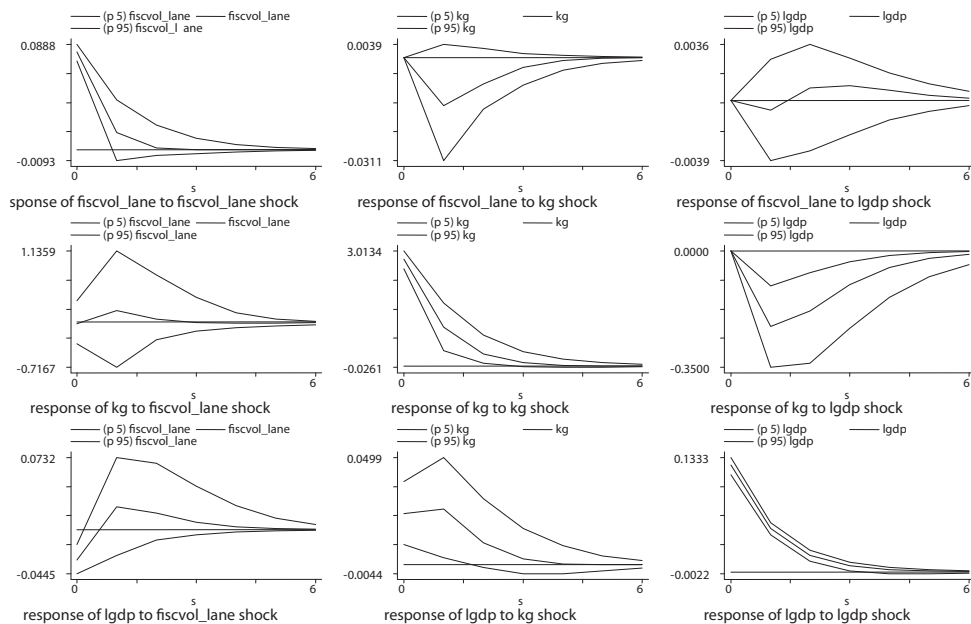
empiryczne potwierdza główną tezę artykułu. Niemniej jednak wpływ ten różni się w zależności od przyjętej miary. W szczególności miary uzyskane przy użyciu funkcji reszt z funkcji reakcji (*fiscvol_fatas* i *fiscvol_lane*) wykazywały pozytywny skutek w dłuższym okresie. Na tej podstawie można sądzić, że niestabilność polityki fiskalnej związana z uznaniowością, jak interpretuje się te miary, wpływa ujemnie na poziom PKB jedynie w krótkim i średnim okresie. Jednoznacznie ujemny efekt towarzyszył jedynie mierze uzyskanej przy pomocy filtra Hodricka–Prescotta, co pozwala sądzić, że nie tyle uznaniowość, ile polityka stabilizacji makroekonomicznej prowadzona przy pomocy polityki fiskalnej jest nieskuteczna (wyniki innych badań potwierdzają ten fakt)¹².



Rysunek 1. Funkcje reakcji – model 1 (fiscvol_hp kg lgdp)

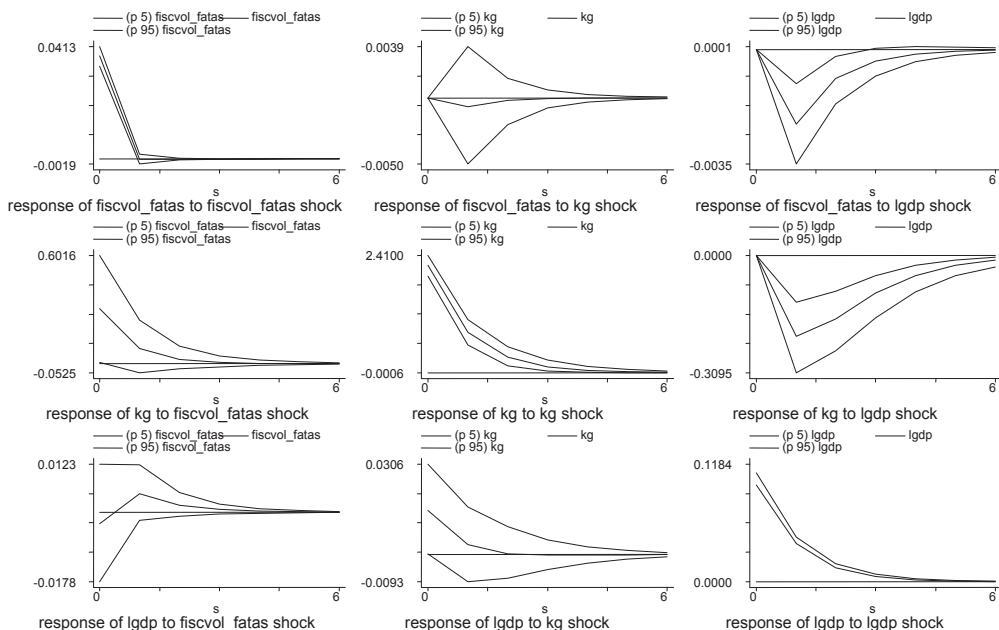
Źródło: opracowanie własne.

¹² Ł. Goczek, *Niestabilność polityki fiskalnej...*, op.cit.



Rysunek 2. Funkcje reakcji – model 2 (kolejność dekompozycji `fiscvol_lane` `kg` `lgdp`)

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 3. Funkcje reakcji – model 3 (`fiscvol_fatas` `kg` `lgdp`)

Źródło: opracowanie własne.

Dekompozycja wariancji dostarcza innego sposobu oceny postulowanych zależności przy pomocy oszacowania udziału (skumulowanego w czasie) zmienności jednej zmiennej w szokach dla innej zmiennej. W tabeli 3 przedstawiono całkowity efekt szoku dla każdej zmiennej w okresie 10 lat. Funkcje przedstawiają odpowiedź każdej zmiennej w układzie równań na szoki przy założeniu braku szoków w każdej z pozostałych zmiennych. Na podstawie oszacowania dekompozycji wariancji przedstawionego w tabeli 3 można stwierdzić, że analizowane miary mają duży wpływ na kształtowanie się zmiennej będącej przedmiotem zainteresowania, czyli PKB. Ponownie można ten wynik uznać za potwierdzenie hipotezy, według której miary te mają niekorzystny wpływ na poziom PKB.

Tabela 3. Dekompozycja wariancji (zmienność zmiennej w wierszu wyjaśniona przy pomocy zmiennej w kolumnie)

Model 1		Okresy	fiscvol_hp	kg	lgdp
	fiscvol_hp	10	.99257906	.00136085	.00606009
	kg	10	.03618543	.95696092	.00685364
	lgdp	10	.00243428	.0007604	.99680532
	fiscvol_hp	20	.99257906	.00136085	.00606009
	kg	20	.03618543	.95696092	.00685364
	lgdp	20	.00243428	.0007604	.99680532
Model 2		Okresy	fiscvol_fatas	kg	lgdp
	fiscvol_fatas	10	.99529494	.00034949	.00435557
	kg	10	.01707565	.96803797	.01488638
	lgdp	10	.00238008	.01574738	.98187254
	fiscvol_fatas	20	.99529494	.00034949	.00435557
	kg	20	.01707565	.96803789	.01488645
	lgdp	20	.00238008	.01574738	.98187254
Model 3		Okresy	fiscvol_lane	kg	lgdp
	fiscvol_lane	10	.96023635	.03939878	.00036487
	kg	10	.00410165	.98506532	.01083304
	lgdp	10	.08362218	.06191861	.85445921
	fiscvol_lane	20	.96023634	.03939878	.00036488
	kg	20	.00410166	.98506529	.01083306
	lgdp	20	.08362218	.06191861	.8544592

Źródło: opracowanie własne.

4. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

W niniejszym artykule przedstawiono analizę modelu wektorowej autoregresji na próbie przekrojowo-czasowej (Panel VAR) do szacowania wpływu niestabilności polityki fiskalnej na wzrost gospodarczy. W tym celu przedstawiono dyskusję dotyczącą literatury poświęconej wpływowi niestabilności polityki fiskalnej na gospodarkę w długim okresie. Opierając się na wnioskach płynących z tej dyskusji, przeprowadzono badanie empiryczne oraz przedstawiono jego wyniki. Wyniki te pokazały, że w dużej próbie krajów wykorzystanie dyskrecjonalnej i zmiennej polityki fiskalnej prowadzi do zmniejszenia wzrostu gospodarczego. Oznacza to, że główna teza pracy znalazła potwierdzenie w badaniu – wahania polityki fiskalnej wpływają ujemnie na wzrost gospodarczy. Istotność statystyczna tego wpływu nie jest wysoka, na co wskazują przedziały ufności wygenerowane przy pomocy metody Monte Carlo, różniące się w zależności od przyjętej miary, jednak znak wpływu nie zmienia się i pozostaje ujemny.

Jak odporne są uzyskane wyniki? To pytanie jest szczególnie istotne, ponieważ modele VAR wykazują skłonność do błędów drugiego rodzaju (czyli do odrzucenia hipotezy alternatywnej, kiedy jest ona prawdziwa), szczególnie jeśli zmienne są silnie skorelowane ze sobą. W takim przypadku zazwyczaj oszacowane są zbyt szerokie przedziały ufności dla funkcji reakcji. Dlatego też w innym badaniu¹³ sprawdzono odporność potwierdzenia hipotezy, że niestabilność polityki fiskalnej ma wpływ na wzrost gospodarczy. Wyniki uzyskane przy pomocy standardowych dla literatury dotyczącej wzrostu metod panelowych (UMM na poziomach i różnicach), pozwalających na inne uwzględnienie efektów stałych dla krajów i endogenizacji zmiennych objaśniających, są jakościowo podobne do uzyskanych w niniejszym badaniu.

Bibliografia

1. Aghion P., Hemous D., Kharroubi E., *Credit Constraints, Cyclical Fiscal Policy and Industry Growth*, NBER, Working Paper 2009, no. 15119.
2. Aghion P., Marinescu I., *Cyclical Budgetary Policy and Economic Growth: What Do We Learn from OECD Panel Data?*, NBER, Macroeconomics Annual 2007, vol. 22, s. 251–278.
3. Arellano M., Bover O., *Another look at the instrumental variable estimation of error-components models*, „Journal of Econometrics” 1995, vol. 68 (1), s. 29–51.

¹³ Opisany w: Ł. Goczek, *Niestabilność polityki fiskalnej...*, op.cit.

4. Blanchard O., Perotti R., *An Empirical Characterization Of The Dynamic Effects Of Changes In Government Spending And Taxes On Output*, „The Quarterly Journal of Economics” 2002, vol. 117 (4), s. 1329–1368.
5. Brunetti A., *Policy Volatility and Economic Growth: A comparative, empirical analysis*, „European Journal of Political Economy” 1998, vol. 14, s. 35–52.
6. Burnside C., Eichenbaum I., Fisher M., Jonas D., *Fiscal shocks and their consequences*, „Journal of Economic Theory” 2004, vol. 115 (1), s. 89–117.
7. Choi I., *Unit root tests for panel data*, „Journal of International Money and Finance” 2001, vol. 20 (2), s. 249–272.
8. Fatás A., Mihov I., *Fiscal Discipline, Volatility and Growth*, w: *Fiscal Policy, Stabilization, and Growth: Prudence or Abstinence?*, The World Bank, Washington D.C. 2007.
9. Fatás A., Mihov I., *Policy Volatility, Institutions and Economic Growth*, CEPR, Discussion Papers 2005, no. 5388.
10. Fatás A., Mihov I., *The Case For Restricting Fiscal Policy Discretion*, „The Quarterly Journal of Economics” 2003, vol. 118 (4), s. 1419–1447.
11. Furceri D., *Is Government Expenditure Volatility Harmful for Growth? A Cross-Country Analysis*, „Fiscal Studies” 2007, vol. 28 (1), s. 103–120.
12. Goczek Ł., *Długookresowe skutki stabilności polityki fiskalnej*, „Prace Naukowe UE we Wrocławiu” 2010, nr 112, s. 174–186.
13. Goczek Ł., *Niestabilność polityki fiskalnej i rozwój finansowy*, „Ekonomista” 2012 (w recenzji).
14. Love I., Zicchino L., *Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR*, „The Quarterly Review of Economics and Finance” 2006, vol. 46 (2), s. 190–210.
15. Persson T., *Do Political Institutions Shape Economic Policy*, NBER, Working Paper 2001, no. 8214.
16. Shi M., Svensson J., *Conditional Political Budget Cycles*, CEPR, Discussion Paper 2002, no. 3352.

Summary

On the cross-sectional time-series based vector autoregression used for the estimation of fiscal policy nonstability consequences

This article aims to quantitatively assess the impact of fiscal policy volatility on macroeconomic output. The empirical study was performed using panel vector

autoregressive approach on a sample of countries. It is an innovative attempt to estimate the impact of volatility of fiscal policy, since the research on this subject to date is restricted to the dynamic panel estimation methods.

Keywords: Panel VAR, fiscal policy volatility, empirical investigation

JEL classification: E32, E62