

Ekonomia

# Efekty polityki fiskalnej w Polsce

Agata Szymańska



# **Efekty polityki fiskalnej w Polsce**



WYDAWNICTWO  
UNIWERSYTETU  
ŁÓDZKIEGO

**Ekonomia**

# **Efekty polityki fiskalnej w Polsce**

Agata Szymańska

Agata Szymańska – Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny  
Instytut Ekonomii, Katedra Makroekonomii, 90-214 Łódź, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41/43

RECENZENT

*Piotr Ciżkowicz*

REDAKTOR INICJUJĄCY

*Beata Koźniewska*

REDAKCJA

*Izabela Baran*

SKŁAD I ŁAMANIE

*Munda – Maciej Torz*

KOREKTA TECHNICZNA

*Wojciech Grzegorzczak*

PROJEKT OKŁADKI

*Agencja Reklamowa efektoro.pl*

Zdjęcie wykorzystane na okładce: © Depositphotos.com/cherezoff

© Copyright by Agata Szymańska, Łódź 2020

© Copyright for this edition by Uniwersytet Łódzki, Łódź 2020

Wydane przez Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego

Wydanie I. W.09999.20.M

Ark. wyd. 12,9; ark. druk. 13,125

ISBN 978-83-8220-262-5

e-ISBN 978-83-8220-263-2

<https://doi.org/10.18778/8220-262-5>

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego

90-131 Łódź, ul. Lindleya 8

[www.wydawnictwo.uni.lodz.pl](http://www.wydawnictwo.uni.lodz.pl)

e-mail: [ksiegarnia@uni.lodz.pl](mailto:ksiegarnia@uni.lodz.pl)

tel. 42 665 58 63

# Spis treści

Wstęp	7
Rozdział 1	
<b>Współzależności pomiędzy koniunkturą gospodarczą a polityką fiskalną</b>	<b>11</b>
Wprowadzenie	11
1.1. Stabilizacyjna funkcja polityki fiskalnej	12
1.2. Cykliczność polityki fiskalnej	17
1.3. Instrumenty polityki fiskalnej, aktywna i pasywna polityka fiskalna oraz ich związki z koniunkturą	24
1.4. Pomiar efektów polityki fiskalnej	31
1.4.1. Koncepcja mnożnika fiskalnego	31
1.4.2. Wybrane determinanty mnożnika fiskalnego	33
1.4.3. Niekeynesowskie efekty konsolidacji fiskalnej	43
Podsumowanie	48
Rozdział 2	
<b>Polityka fiskalna w standardowych modelach teoretycznych i empirycznych nierozróżniających wahań koniunktury</b>	<b>51</b>
Wprowadzenie	51
2.1. Polityka fiskalna w modelu teoretycznym	52
2.1.1. Wybrane założenia modeli teoretycznych	52
2.1.2. Polityka fiskalna w modelu realnego cyklu koniunkturalnego – wybrane aspekty	62
2.1.3. Zarys analiz polityki fiskalnej w prostych modelach nowokeynesowskich	72
2.2. Polityka fiskalna w empirycznych modelach wektorowej autoregresji	73
2.3. Studia zdarzeń oraz podejście narracyjne i ich implementacja na potrzeby identyfikacji w wybranych modelach empirycznych oraz teoretycznych uwzględniających politykę fiskalną	84
2.4. Wybrane problemy w analizach oddziaływania szoków podatkowych na gospodarkę	91
Podsumowanie	94

Rozdział 3

**Efekty polityki fiskalnej a wahania koniunktury 97**

Wprowadzenie	97
3.1. Znaczenie analiz nieliniowych dla oceny oddziaływania polityki fiskalnej na koniunkturę	97
3.2. Monetarne uwarunkowania efektów polityki fiskalnej – wybrane zagadnienia	100
3.3. Teoretyczne modele nowokeynesowskie z wybranymi restrykcjami	103
3.3.1. Stopa procentowa bliska zera	103
3.3.2. Pułapka płynności	113
3.4. Efekty polityki fiskalnej a wahania koniunktury w modelach empirycznych	115
3.5. Wybrane podejścia alternatywne	128
Podsumowanie	130

Rozdział 4

**Badanie empiryczne dla Polski 133**

Wprowadzenie	133
4.1. Model SVAR z trzema zmiennymi endogenicznymi – badanie na pełnej próbie czasowej	134
4.1.1. Model podstawowy	134
4.1.2. Dane w modelu podstawowym	137
4.1.3. Wyniki badania empirycznego	139
4.2. Efekty polityki fiskalnej w podpróbach rozdzielonych wybuchem światowego kryzysu finansowo-gospodarczego z 2008 r.	146
4.3. Model SVAR rozszerzony o zmienne z zakresu polityki monetarnej	151
Podsumowanie	155
Zakończenie	157
Załączniki do rozdziału 4	161
Załącznik 1. Zmienne	161
Załącznik 2. Model SVAR z trzema zmiennymi endogenicznymi – pełna próba	165
Załącznik 3. Model SVAR – wyniki w podpróbach	173
Załącznik 4. Rozszerzony model SVAR	177
Bibliografia	181
Spis tabel	209

# Wstęp

Polityka fiskalna w ostatnich latach stanowi przedmiot licznych badań, które koncentrują się nie tylko na jej funkcji stabilizacyjnej, ale również na szeroko rozumianych współzależnościach z koniunkturą gospodarczą.

Polityka fiskalna w roli narzędzia przywracania równowagi została silnie zaakcentowana przez zwolenników interwencjonizmu w okresie Wielkiego Kryzysu z przełomu lat dwudziestych i trzydziestych XX w. Ponowny zwrot ku stabilizacyjnej polityce fiskalnej, opartej na narzędziach uznaniowych, nastąpił w obliczu recesji, której skutki gospodarka światowa w sposób szczególny odczuła na przełomie pierwszej i drugiej dekady XXI w. W tym okresie instrumenty polityki fiskalnej stanowiły w wielu krajach główne narzędzia stymulowania agregatowego popytu i pobudzania gospodarki, na co wpłynęła m.in. ograniczona skuteczność konwencjonalnych narzędzi polityki monetarnej. Skala recesji i ograniczona skuteczność innych form przywracania równowagi spowodowały, że w obliczu silnego załamania gospodarczego wiele krajów wdrożyło fiskalne narzędzia stabilizacyjne nakierowane na uzyskanie efektów oddziałujących na pobudzenie aktywności gospodarczej.

Efekty polityki fiskalnej można analizować za pomocą mnożnika fiskalnego. Mnożnik fiskalny, w najbardziej ogólnym znaczeniu, informuje o zmianach (najczęściej) produktu krajowego brutto (PKB) wywoływanych egzogenicznymi zmianami wybranych instrumentów polityki fiskalnej. Ponieważ mnożnik może być ustalany dla różnych narzędzi polityki fiskalnej, dla różnych okresów i przy różnych założeniach, co wpływa na brak jednego „mnożnika”, w prezentowanej pracy oprócz sformułowania mnożnik fiskalny używa się również określenia mnożniki fiskalne, zwłaszcza w przypadku analiz porównawczych, co jest także praktykowane w literaturze przedmiotu (zob. np. Barrell, Fic i Liadze, 2009; Barrell, Holland i Hurst, 2012a; Mineshima, Poplawski-Ribeiro i Weber, 2014).

Przegląd literatury wskazuje na różne podejścia do ustalania mnożnika fiskalnego, co więcej – uzyskiwane wyniki różnią się zależnie od zastosowanego narzędzia analitycznego, zainicjowanego instrumentu polityki fiskalnej, jak i wielu innych czynników, w tym strukturalnych uwarunkowań badanych gospodarek.



Dokonany przegląd literatury pozwala zauważyć, że ustalenie mnożnika fiskalnego najczęściej odbywa się przy wykorzystaniu modeli wektorowej autoregresji (modeli VAR), modeli realnego cyklu koniunkturalnego (modeli RBC), nowo-keynesowskich dynamicznych stochastycznych modeli równowagi ogólnej (modeli DSGE) lub przy zastosowaniu podejścia narracyjnego. Należy podkreślić, że badania skoncentrowane na rozpoznaniu wielkości mnożników fiskalnych prowadzone są głównie dla państw rozwiniętych, zwłaszcza Stanów Zjednoczonych oraz krajów Europy Zachodniej. Co więcej, skala ostatniej recesji z XXI w. wpłynęła na modyfikację dotychczasowego podejścia do ustalania mnożników i zaakcentowanie potrzeby rozróżniania efektów polityki fiskalnej zależnych od stanów aktywności gospodarczej. Niemniej w ostatnich latach rośnie zainteresowanie prowadzeniem badań związanych z rozpoznaniem mnożników fiskalnych także w mniej zaawansowanych gospodarkach. Przykładowe badania dotyczące szacowania wpływu zaburzeń fiskalnych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem modeli VAR prezentują Lendvai (2007), Mirdala (2009), Baxa (2010), Haug, Jędrzejowicz i Sznajderska (2013), Crespo Cuaresma, Eller i Mehrotra (2011), Benčík (2014), Grdović Gnip (2014), Baranowski, Krajewski, Mackiewicz i Szymańska (2016), Krajewski (2017), Mirdala i Kamenik (2017), Deskar-Škrbić i Šimović (2015; 2017).

W przypadku Polski, podobnie jak innych krajów aspirujących do uczestnictwa w strefie euro, polityka fiskalna stanowi przedmiot szczególnego zainteresowania, co wynika m.in. z przyszej rezygnacji tych krajów z prowadzenia niezależnej polityki pieniężnej i przekazania tych kompetencji na rzecz polityki Europejskiego Banku Centralnego. W konsekwencji wzrasta zainteresowanie pogłębianymi analizami dotyczącymi rozpoznania efektów polityki fiskalnej w krótkim okresie, głównie ze względu na możliwości wykorzystania jej instrumentów do stabilizowania wahań koniunktury. Tym samym rozpoznanie efektów polityki fiskalnej może stanowić podstawy do formułowania zaleceń w zakresie reagowania tych krajów na asymetryczne szoki zachodzące wewnątrz strefy euro. Należy jednak wskazać, że skala zastosowania polityki fiskalnej w Unii Europejskiej jest dyscyplinowana m.in. instytucją paktu stabilności i wzrostu oraz zaleceniami wydanymi przez Komisję Europejską, co z jednej strony ogranicza nadmierną ekspansję fiskalną na poziomie poszczególnych krajów, z drugiej zaś oddziałuje na dążenie do utrzymania stabilnych warunków wzrostu w krajach członkowskich, zwłaszcza wewnątrz strefy euro.

Celem prezentowanego badania jest próba określenia efektów polityki fiskalnej w Polsce, przy czym pomiar tych efektów dokonany został na podstawie mnożników fiskalnych. Podjęte badanie ma uzasadnienie z kilku powodów, m.in. należy wskazać, że tak sformułowany cel pracy pozwala na przeprowadzenie szerokiej empirycznej oceny efektów mnożnikowych wywoływanych instrumentami polityki fiskalnej. Wprowadzie mnożniki wydatków rządowych dla Polski stanowiły przedmiot badań np. Łaskiego, Osiatyńskiego i Zięby (2010),

a mnożniki wydatków rządowych i podatków netto badań np. Hauga, Jędrzejowicza i Sznajderskiej (2013), ponadto analizy mnożnikowe były przedmiotem prac ukazujących Polskę na tle innych krajów Europy Środkowo-Wschodniej (zob. np. Benčík, 2014; Baranowski i in., 2016; Krajewski i Szymańska, 2018), to jednak badania te skupiały się na nieco mniej rozbudowanych analizach efektów mnożnikowych, a przyjęta w nich próba czasowa uwzględniała najczęściej tylko kilka lat następujących po wybuchu globalnego kryzysu finansowo-gospodarczego z 2008 r. Ponadto, o czym już wspomiano, rozpoznanie siły reakcji PKB na zmiany instrumentów fiskalnych w krótkim okresie ma znaczenie z punktu widzenia potencjalnego uczestnictwa Polski w strefie euro, co stanowi dodatkową przesłankę do podjęcia tego typu analiz empirycznych. Należy też wskazać, że w prezentowanym badaniu podjęto próbę ustalenia oraz porównania efektów polityki fiskalnej w Polsce w okresie przed wybuchem ogólnoświatowego kryzysu z przełomu pierwszej i drugiej dekady XXI w. oraz w latach następujących po tym wydarzeniu, co umożliwi sformułowanie dodatkowych wniosków w zakresie oceny polityki fiskalnej w Polsce. Co więcej, przeprowadzone w ramach badania empirycznego analizy ukierunkowane zostały na rozpoznanie efektów wywołanych zarówno instrumentami dochodowymi (podatki netto), jak i instrumentami wydatkowymi (w badaniu empirycznym wydatki te zostały ujęte jako suma rządowych wydatków na konsumpcję i inwestycje).

Celowi badania podporządkowano układ pracy, który w części zasadniczej składa się z czterech rozdziałów.

W rozdziale pierwszym przedstawiono analizy teoretyczne z zakresu związków polityki fiskalnej i koniunktury gospodarczej, w szczególności zaprezentowano poglądy odniesione do stabilizacyjnej funkcji polityki fiskalnej, przedstawiono problem procykliczności polityki fiskalnej, zarysowano sposoby prowadzenia polityki fiskalnej oparte na automatycznych stabilizatorach i działaniach uznaniowych oraz wskazano na teoretyczne podstawy i determinanty mnożnika fiskalnego.

W rozdziałach drugim i trzecim przedstawiono przegląd wybranej literatury z zakresu efektów polityki fiskalnej, przy czym zastosowano tu podejście, na podstawie którego dokonano podziału wybranych badań zależnie od tego, czy w sposób bezpośredni uwzględniały one powiązania efektów polityki fiskalnej z wahaniami koniunktury, czy też pomijały te zależności. Biorąc pod uwagę powyższe, w rozdziale drugim zaprezentowano przykładowe badania dotyczące efektów polityki fiskalnej uzyskiwanych w modelach, które nie uzależniają siły oddziaływania instrumentów fiskalnych od aktywności gospodarczej analizowanego kraju. W rozdziale trzecim natomiast zaprezentowano efekty polityki fiskalnej, jakie uzyskiwane są przy wykorzystaniu narzędzi umożliwiających ustalenie mnożników fiskalnych zależnych od wahań koniunktury. Ze względu na obszerność dostępnej literatury w rozdziałach tych zaprezentowano tylko niektóre zagadnienia, a także przedstawiono wnioski z wybranych badań.

Rozdział czwarty prezentuje badanie empiryczne dla Polski. Analizy przeprowadzono przy zastosowaniu strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR) z identyfikacją zaburzeń zaproponowaną przez Blancharda i Perottiego (2002). Przyjęta w tych analizach próba badawcza została oparta na częstotliwości kwartalnej i ze względu na dostępność danych obejmuje okres pomiędzy pierwszym kwartałem 1999 r. a drugim kwartałem 2018 r. Badanie przeprowadzono na podstawie modelu bazowego z trzema zmiennymi endogenicznymi (PKB, podatki netto, wydatki rządowe), który następnie rozszerzono o zmienne z zakresu polityki monetarnej.

W zakończeniu ujęto wnioski z przeprowadzonych analiz oraz przedstawiono krótkie podsumowanie realizacji celu pracy.

Książka ujmuje szeroki przegląd badań, lecz wobec dynamiki wdrażania nowych narzędzi analitycznych i ich licznych modyfikacji został on ograniczony do prezentacji wybranych rozwiązań. Należy podkreślić, że omawiane zagadnienia mają duże znaczenie zarówno na gruncie teoretycznym, jak i praktycznym, zwłaszcza w kontekście oceny efektów stabilizacyjnej polityki fiskalnej prowadzonej w obliczu silnych zaburzeń koniunkturalnych. Praca wkomponowana jest zatem w mocno akcentowany w ostatnich latach obszar badań z zakresu roli i znaczenia stabilizacyjnej polityki fiskalnej.

## Rozdział 1

# Współzależności pomiędzy koniunkturą gospodarczą a polityką fiskalną

## Wprowadzenie

Rozdział stanowi wprowadzenie w obszar zagadnień, które podejmują analizę związków zachodzących pomiędzy koniunkturą gospodarczą a polityką fiskalną, poczynając od teoretycznego zarysu poglądów na funkcje i znaczenie polityki fiskalnej, po ukazanie mnożnika fiskalnego i jego determinant.

W związku z powyższym w tej części pracy zostaną przedstawione funkcje polityki fiskalnej ze szczególnym podkreśleniem funkcji stabilizacyjnej. Ponadto poruszone zostaną zagadnienia obejmujące instrumenty polityki fiskalnej, a także omówione automatyczne stabilizatory koniunktury oraz działania uznaniowe, ze względu na znaczenie tych dwóch rodzajów polityki fiskalnej w działaniach na rzecz stabilizacji w krótkim okresie. Uwaga skupiona zostanie również na analizie cykliczności polityki fiskalnej, m.in. zaprezentowane zostaną przykładowe przyczyny procykliczności polityki fiskalnej i ważniejsze badania utrzymane w tym nurcie.

Szczególnie istotny dla podejmowanych analiz jest podrozdział, w którym zaprezentowano mnożnik fiskalny oraz scharakteryzowano jego determinanty. W ogólnym rozumieniu mnożnik fiskalny informuje o szacunkowych zmianach (najczęściej) PKB wywołanych egzogenicznymi zmianami wybranych instrumentów polityki fiskalnej. Jego wielkość uzależniona jest od licznych czynników, które osłabiają lub wzmacniają interakcje pomiędzy bodźcami fiskalnymi a koniunkturą. W tym znaczeniu mnożnik wskazuje na efekty, jakie przynosi zastosowanie instrumentów polityki fiskalnej, a tym samym może stanowić podstawę oceny działań stabilizacyjnych lub konsolidacyjnych.

Układ rozdziału jest następujący. W pierwszym podrozdziale zaprezentowano wybrane funkcje polityki fiskalnej. Szczególna uwaga została poświęcona funkcji stabilizacyjnej, jako najważniejszej z punktu widzenia celu pracy. W podrozdziale tym dokonano również krótkiego przeglądu stanowisk, jakie wybrane szkoły makroekonomii formułowały pod adresem stabilizacyjnej funkcji polityki fiskalnej.

Głównym celem tego opisu jest wskazanie na ewolucję poglądów w obszarze polityki fiskalnej, które były uzależnione m.in. od uwarunkowań makroekonomicznych, rozwoju narzędzi analitycznych, w tym zmian w obszarze stosowania metod ilościowych. W kolejnym podrozdziale wskazano na kwestie cykliczności polityki fiskalnej, podkreślając teoretyczny oraz empiryczny wymiar zagadnienia. W podrozdziale trzecim zwrócono uwagę na znaczenie aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej. W ostatnim podrozdziale przytoczono przykładowe definicje mnożnika fiskalnego oraz krótko scharakteryzowano jego determinanty. Analizy te uzupełniono o koncepcję niekeynesowskich efektów polityki fiskalnej, przytaczając przykładowe dowody empiryczne potwierdzające ich istnienie, opierając się głównie na wnioskach z minionych konsolidacji.

## 1.1. Stabilizacyjna funkcja polityki fiskalnej

Polityka fiskalna pełni trzy ważne funkcje, do których należy zaliczyć: funkcję alokacyjną, funkcję redystrybucyjną oraz funkcję stabilizacyjną (Musgrave i Musgrave, 1984).

Funkcja alokacyjna sprzyja tworzeniu dobrobytu, gdyż koncentruje się na podziale (alokacji) dostępnych zasobów wobec alternatywnych zastosowań. Działania rządu podejmowane w ramach realizacji tej funkcji zmierzają do wytwarzania odpowiedniej ilości dóbr publicznych oraz ustalania właściwej struktury produkcji tych dóbr (Federowicz, 1998, s. 21–22). Poza rozdziałem środków w ramach sektora publicznego polityka fiskalna wpływa także na alokację w sektorze prywatnym, głównie w sektorze przedsiębiorstw niefinansowych, co odbywa się poprzez stosowanie narzędzi pomocy publicznej (Wernik, 2014, s. 154). Alokacyjna funkcja polityki fiskalnej związana jest z potrzebą neutralizacji zawodności rynku oraz koniecznością rozdziału ograniczonych zasobów pomiędzy produkcją dóbr prywatnych i dóbr publicznych (Musgrave i Musgrave, 1984). Realizacja tej funkcji możliwa jest poprzez gromadzenie dochodów na cele działalności publicznej (obejmującej dostarczanie dóbr publicznych) oraz ponoszenie wydatków zgodnie z przyjętymi założeniami.

Redystrybucyjna funkcja polityki fiskalnej opiera się na wtórnym podziale dochodu, który ustalony został w wyniku pierwotnej wyceny dokonanej za pośrednictwem mechanizmu rynkowego. Celem szczegółowym działań redystrybucyjnych jest właściwe regulowanie rozdziału dochodu pomiędzy społeczeństwo, przy zachowaniu zasady sprawiedliwości społecznej (Federowicz, 1998, s. 12). Szczególną rolę w redystrybucji przypisuje się takim instrumentom, jak podatki oraz system transferów (Owsiak, 2017, s. 100). Funkcja ta realizowana jest w formie

pieniężnej, głównie za pośrednictwem transferów wpływających na ostateczny podział dochodów pomiędzy społeczeństwo (Barczyk, 2004, s. 145). W przypadku efektów redystrybucyjnych ważne miejsce zajmują wybory dotyczące skali redystrybucji fiskalnej (najczęściej skala ta mierzona jest relacją wydatków publicznych do PKB) oraz doboru kanałów redystrybucji, na które składają się sposoby i metody gromadzenia oraz wydatkowania środków publicznych (Wernik, 2014, s. 151).

Stabilizacyjna funkcja polityki fiskalnej koncentruje się na odpowiednim doborze instrumentów, które sprzyjają działaniom podejmowanym na rzecz kształtowania stabilnego wzrostu gospodarczego, zachowania stabilnego poziomu cen, osiągnięcia wysokiego (pełnego) zatrudnienia lub zapewnienia równowagi bilansu płatniczego kraju (Pietrewicz, 1993, s. 14). Jak podkreśla Federowicz (1998, s. 25), stabilizacyjna polityka fiskalna musi pozostawać w związku z polityką pieniężną. Utrzymanie tej zależności wynika z faktu, że skuteczność przeciwdziałania wahanom koniunktury zwiększa się w miarę podejmowania bardziej kompleksowego zestawu działań stabilizacyjnych. W związku z powyższym konieczność powiązania polityki pieniężnej i polityki fiskalnej ujawnia się zwłaszcza w przypadku funkcji stabilizacyjnej, nie ma natomiast takiego wymogu w przypadku funkcji alokacyjnej oraz redystrybucyjnej, w praktyce jednak koordynacja działań fiskalnych i monetarnych może przekładać się również na efektywność decyzji redystrybucyjnych czy alokacyjnych (Federowicz, 1998, s. 26–27). Realizacja stabilizacyjnej funkcji polityki fiskalnej przebiega przy wykorzystaniu zarówno narzędzi polityki dyskrecjonalnej, jak i instrumentów polityki pasywnej opartej na automatycznych stabilizatorach (Owsiak, 2017).

Zdefiniowane powyżej funkcje polityki fiskalnej powinny zostać tak zaprojektowane, aby nie generowały konfliktów – w rzeczywistości może dochodzić do częstych spięć pomiędzy ich poszczególnymi celami (zob. Musgrave i Musgrave, 1984). Wobec tego cechy „dobrej” polityki fiskalnej formułuje m.in. Owsiak (1999, s. 287–289) i zalicza do nich: (i) racjonalny fiskalizm, wyrażony w dbałości o nieprzekraczanie optymalnej stopy opodatkowania, (ii) umiejętność odpowiedniego łączenia celów fiskalnych z celami pozafiskalnymi oraz (iii) zapewnienie stabilności reguł polityki fiskalnej.

Analizując literaturę przedmiotu, zauważyć można, że polityka fiskalna budziła najwięcej kontrowersji w odniesieniu do jej funkcji stabilizacyjnej. Znalazło to swoje odzwierciedlenie w podkreślaniu lub negowaniu roli polityki fiskalnej w poszczególnych szkołach makroekonomii.

Liberalna ekonomia klasyczna nie przypisywała polityce fiskalnej większej roli i znaczenia, czego wyrazem było określenie zakresu interwencjonizmu państwa, sprowadzonego do „trzech obowiązków wielkiej wagi”, tj. zapewnienia bezpieczeństwa militarnego, organizacji wymiaru sprawiedliwości oraz zapewnienia i utrzymania urzędów i instytucji użyteczności publicznej (Blaug, 2000, s. 76; Smith, 2007). A. Smith podkreślał, że dług publiczny jest szkodliwy dla gospodarki oraz wskazywał na nieprodukcyjny charakter części wydatków państwa

finansowanych długiem<sup>1</sup> (Blaug, 2000, s. 77). W ekonomii klasycznej rola państwa sprowadzona została głównie do tworzenia warunków zapewniających sprawne działanie „niewidzialnej ręki rynku”, co oznaczało wyeliminowanie interwencjonizmu do minimum. Kwestie podatków i zadłużenia przejawiały się również w pracach czołowych klasyków, m.in. D. Ricarda czy J. S. Milla. W poglądach A. Smitha państwo traktowane było m.in. jako podmiot, który angażuje się w działalność gospodarczą w celu dostarczania dóbr o dużej korzyści społecznej oraz w celu ochrony nowych dziedzin gospodarki przed konkurencją zagraniczną, a tym samym Smith dopuszczał istnienie co najmniej jednego dobra publicznego (Bartkowiak, 2003, s. 40–41).

Istotne znaczenie polityki fiskalnej w stabilizowaniu koniunktury podkreślone zostało w nurcie ekonomii keynesowskiej, przypisującej tej polityce szczególną rolę pobudzania agregatowego popytu. Zgodnie z przedstawianymi argumentami niedostateczny popyt, wolna podaż czynników wytwórczych, ogólny marazm gospodarczy nie były możliwe do przezwyciężenia wyłącznie przy wykorzystaniu działań banku centralnego. W tej sytuacji konieczne okazało się zastosowanie narzędzi polityki fiskalnej, która, poprzez właściwą stymulację prowadzoną głównie za pośrednictwem wydatków budżetowych, byłaby w stanie pobudzić aktywność gospodarczą. Takie wnioski oznaczają pewien zarzut pod adresem polityki pieniężnej, której, zdaniem keynesistów, nie można uznać za skuteczną (Barczyk, 2004, s. 86). Keynesiści w swoim programie podkreślali stabilizacyjną rolę polityki fiskalnej, natomiast mniejszą uwagę koncentrowali na pozostałych funkcjach tradycyjnie przypisywanych polityce fiskalnej. Dokonany przez keynesistów zwrot ku roli polityki fiskalnej był istotny, a Wielki Kryzys (1929–1933) stał się jednym z przyczynków do debaty na temat roli polityki fiskalnej w stabilizowaniu koniunktury. Skuteczność keynesowskiej polityki fiskalnej potwierdzał podstawowy model AD/AS oraz proste modele syntezy neoklasycznej<sup>2</sup>.

1 Należy podkreślić, że Smith przyczyny powstawania długu publicznego upatrywał m.in. w działaniach wojennych pociągających za sobą duże wydatki niemożliwe do oplatania wpływami z podatków, zwłaszcza w sytuacji braku oszczędności. W jego opinii wynika to z prostej zależności: „Brak oszczędności w czasie pokoju narzuca konieczność zaciągania długów w czasie wojny” (Smith, 2007, s. 608). Ponadto ostrzegał, że proces narastania długów obserwowalny w większości krajów europejskich „na dłuższą metę doprowadzi je prawdopodobnie do ruiny” (Smith, 2007, s. 610).

2 Model IS-LM, wielokrotnie modyfikowany, akcentował skuteczność polityki fiskalnej, zwłaszcza w czasie ograniczonej eksploatacji konwencjonalnych narzędzi polityki pieniężnej, m.in. uwypuklał szczególną rolę interwencjonizmu rządowego (zob. Snowdon, Vane i Wynarczyk, 1998, s. 99–110). Jak podkreśla Bludnik (2010), ortodoksyjny keynesowski model IS-LM, którego fundamenty stworzyli Hicks (1937), Hansen (1949) i Modigliani (1944), a rozwijali m.in. Samuelson (1948) i Hansen (1953), utrzymywał dominującą pozycję narzędzia oceny wpływu *policy mix* na gospodarkę do połowy lat sześćdziesiątych XX w. Model IS-LM umożliwił także ocenę skuteczności polityki gospodarczej w skrajnych przypadkach – w pułapce płynności, jak i w pułapce inwestycji (zob. Snowdon, Vane i Wynarczyk, 1998, s. 113–117).

Jednakże, jak podkreśla Wojtyna (2000, s. 120–122), nadmierne akcentowanie strony popytowej gospodarki, koncentracja na pobudzaniu popytu efektywnego, problemy w wyjaśnianiu ekspansji (mimo dość rozbudowanego uzasadnienia przyczyn recesji) czy pomijanie konsekwencji narastających deficytów należą do ważniejszych zarzutów stawianych keynesizmowi.

Z kolei monetarzyści swój program oparli na roli polityki pieniężnej w realizacji celów gospodarczych. Poglądy przedstawiane przez monetarystów w dużej mierze kształtowały się pod wpływem stanu gospodarki (wysoka inflacja, głęboka recesja), w tym wynikały z konsekwencji nadmiernego interwencjonizmu (deficyt, zadłużenie). Sytuacja makroekonomiczna przeniosła się na zmiany na gruncie teoretycznym, w tym na modyfikację krzywej Phillipsa (Snowdon, Vane i Wynarczyk, 1998). Zdaniem monetarystów tradycyjnie pojmowana polityka stabilizacyjna nie była w stanie przynieść oczekiwanych rezultatów, zwłaszcza że związana była z ingerencją w procesy gospodarcze. Tym samym monetarzyści liczne zarzuty kierowali wobec polityki fiskalnej, podkreślając, że nie stanowi ona właściwego narzędzia wspierania wzrostu gospodarczego, oraz uzasadniając, że interwencjonizm rządowy i dyskrejonalna polityka fiskalna sprzyjają jedynie pogłębianiu nierównowagi. Jak wskazywano, polityka makroekonomiczna powinna zostać nakierowana przede wszystkim na walkę z inflacją i koncentrować się na zapewnieniu stabilności cen. W swoim programie monetarzyści wyższą skuteczność w działaniach stabilizacyjnych przypisywali polityce pieniężnej (postrzegali inflację jako zjawisko pieniężne), która to powinna być prowadzona według reguł.

Koncepcję monetarystów przejęła i rozwinęła nowa szkoła klasyczna, która zanegowała skuteczność dyskrejonalnej polityki stabilizacyjnej zarówno w odniesieniu do krótkiego, jak i długiego okresu. Zwolennicy nowej szkoły klasycznej akcentowali konieczność uwzględniania racjonalnych oczekiwań (Muth, 1961). Kwestia ta miała znaczenie dla polityki gospodarczej, gdyż zakładano, że „zakłócenia” ze strony polityki gospodarczej są neutralizowane poprzez racjonalne zachowania podmiotów, które doskonale znają mechanizmy rynkowe i nie popełniają systematycznych błędów w ocenie działań podejmowanych przez państwo. Co więcej, silne podkreślenie problemu dynamicznej niespójności (Kydland i Prescott, 1977) spowodowało postawienie dodatkowych zarzutów kierowanych pod adresem polityki pieniężnej, prowadząc do wysunięcia tezy o nieskuteczności tejże polityki. Zgodnie z głoszonymi poglądami systematyczna polityka pieniężna nie ma wpływu na kształtowanie zmiennych realnych, aczkolwiek wpływ ten może zostać osiągnięty krótkotrwale poprzez efekt tzw. niespodzianki pieniężnej (zob. Lucas, 1975). Tego typu polityka nie mogła być jednak realizowana w sposób trwały (zob. Barczyk, 2004, s. 112–113). Oznacza to, że w poglądach nowych klasyków zarówno stabilizacyjna polityka fiskalna, jak i stabilizacyjna polityka pieniężna uznawane były za nieskuteczne (zob. Sargent i Wallace, 1975; 1976). Nowa szkoła klasyczna wpłynęła m.in. na modyfikację krzywej Phillipsa i stworzenie



koncepcji krzywej Phillipsa wspartej oczekiwaniami racjonalnymi. Eksponowany problem dynamicznej niespójności czasowej dotknął także polityki fiskalnej (zob. Persson i Svensson, 1989). Zaczęto podkreślać znaczenie opóźnień w roli czynników destabilizujących, a tym samym uznawać je za dodatkowy argument przemawiający za nieskutecznością polityki skierowanej na stabilizację.

Kwestia skuteczności polityki stabilizacyjnej podejmowana była również w ramach szkoły realnego cyklu koniunkturalnego, za której początek uznawana jest publikacja artykułu Kydlanda i Prescottta (1982)<sup>3</sup>. W tradycyjnej teorii realnego cyklu koniunkturalnego za przyczyny fluktuacji uznawano wstrząsy podażowe, zwłaszcza losowe wstrząsy technologiczne<sup>4</sup>, które wytrącają gospodarkę z dotychczasowej ścieżki wzrostu. Ponadto w ramach głoszonego programu wykluczono stabilizacyjną rolę polityki gospodarczej. Według szkoły realnego cyklu koniunkturalnego wahania koniunkturalne stanowiły pewien naturalny stan gospodarki, zgodny z przewidywaniami teorii neoklasycznej (Prescott, 1986). Polityka fiskalna, ze względu na odrzucenie potrzeby prowadzenia polityki stabilizacji, nie odgrywała roli nakierowanej na łagodzenie wahań koniunkturalnych, mogła natomiast stanowić źródło fluktuacji (zaburzeń).

Nowa szkoła keynesowska wskazywała m.in. na problem sztywności<sup>5</sup> (zarówno sztywności realnych, jak i nominalnych, odnoszonych do płac oraz cen), które utrudniają osiągnięcie równowagi. Natomiast kwestie uwzględniania mikropodstaw makroekonomii miały pierwotnie wyjaśnić zjawisko bezrobocia i inflacji, czego starano się dokonać m.in. poprzez odniesienie do analiz decyzji podmiotów prywatnych (gospodarstw domowych i przedsiębiorstw) oraz poprzez rozszerzenie wykorzystania modeli równowagi ogólnej (zob. Colander i Landreth, 2005, s. 506–507). Nowi keynesiści wprowadzają oprócz polityki stabilizacji opartej na regułach także możliwość zastosowania aktywnej polityki gospodarczej zarówno pieniężnej, jak i fiskalnej. Jak zauważają Snowden, Vane i Wynarczyk (1998), poglądy nowych keynesistów w tym zakresie są nieco odmienne. Niemniej szkoła ta podkreśla znaczenie polityki stabilizacyjnej, lecz uznaje wyższość polityki opartej na regułach nad polityką uznaniową, przy czym ta ostatnia wydaje się możliwa do zastosowania jedynie w przypadku głębokich i/lub trwałych recesji (Snowdon, Vane i Wynarczyk, 1998, s. 343).

Szkołę nowej syntezy neoklasycznej cechował m.in. prymat prowadzenia polityki opartej na regułach. Ponadto większą rolę przypisywano polityce pieniężnej, a tym samym działaniom banku centralnego. Ważnym narzędziem analizy gospodarki stał się dynamiczny stochastyczny model równowagi ogólnej (*Dynamic Stochastic General Equilibrium model* – DSGE).

3 Nazwa „teoria realnego cyklu koniunkturalnego” zaczęła jednak obowiązywać od ukazania się artykułu Longa i Plossera (1983) – zob. Snowden i Vane, 2003, s. 63.

4 Definicję szoku technologicznego znaleźć można m.in. w Hansen i Prescott, 1993.

5 Szerzej o sztywnościach zob. np. Wojtyła, 2000; Bludnik, 2010.

Przeciwie do dotychczas analizowanych poglądów (poza keynesizmem) swoje założenia formułowała szkoła ekonomii podaży (*supply-side economics*). Przypisywała ona duże znaczenie polityce fiskalnej, przede wszystkim instrumentom podatkowym, upatrując podstaw wzrostu gospodarczego w rosnącej podaży i rosnącej produktywności czynników produkcji. Zgodnie z poglądami tej szkoły wpływ polityki fiskalnej na stronę podażową gospodarki dokonuje się poprzez instrumenty podatkowe, gdyż zmiany opodatkowania wpływają na zmiany kosztów relatywnych i wywołują efekt substytucji (zob. np. Hübner, 1992).

Należy wspomnieć, że polityka fiskalna, głównie w swoim dyskrejonanym wymiarze, zyskała na znaczeniu w czasie ostatniej recesji z przełomu pierwszej i drugiej dekady XXI w. (zob. np. Alesina, 2012; Alesina i Giavazzi, 2013; Taylor, 2014; Feldstein, 2009), co wynikało m.in. z ograniczeń w prowadzeniu skutecznej polityki stabilizacyjnej w tym okresie (zwłaszcza stabilizacyjnej polityki pieniężnej opartej na wykorzystaniu konwencjonalnych narzędzi).

## 1.2. Cykliczność polityki fiskalnej

Literatura z zakresu cykliczności polityki fiskalnej jest liczna. Przykładowe badania w tym obszarze prowadzą m.in. Kaminsky, Reinhart i Végh (2004), którzy w odniesieniu do polityki fiskalnej szczegółowo charakteryzują jej trzy warianty:

- 1) antycykliczna (*countercyclical*) polityka fiskalna, która obejmuje politykę wysokich wydatków oraz niskich stawek podatkowych prowadzoną w okresach niepomyślnego rozwoju koniunktury oraz, alternatywnie, politykę niskich wydatków i relatywnie wysokich stawek podatkowych realizowaną w czasie ożywienia. W tym wariantcie polityki fiskalnej można mówić o jej charakterze restrykcyjnym (realizowanym w okresie pobudzenia gospodarczego) oraz charakterze ekspansywnym (przypadającym na okresy recesji). Działania antycykliczne mają na celu stabilizowanie aktywności gospodarczej w cyklu koniunkturalnym. Konsekwencją polityki antycyklicznej jest narastanie deficytów budżetowych w recesji oraz generowanie nadwyżek w ekspansji;
- 2) procykliczna (*procyclical*) polityka fiskalna, która, odmiennie od polityki antycyklicznej, obejmuje politykę wysokich (niskich) wydatków oraz niskich (wysokich) stawek podatkowych w okresach ożywienia (spowolnienia) gospodarczego. Polityka ta wpływa na pogłębianie wahań koniunkturalnych, zwłaszcza ze względu na jej ekspansywny charakter w okresach pomyślnego rozwoju koniunktury i restrykcyjny w okresach recesji;

- 3) acykliczna (*acyclical*) polityka fiskalna, która jest przykładem polityki utrzymującej rozmiary wydatków oraz stawek podatkowych na względnie stałym poziomie, niezależnie od fazy koniunktury. Polityka ta, w przeciwieństwie do wymienionych powyżej wariantów polityki procyklicznej i antycyklicznej, jednoznacznie ani nie stabilizuje, ani nie pogłębia wahań koniunkturalnych.

Z przytoczonych powyżej zależności wywnioskować można pewną właściwość w odniesieniu do związków pomiędzy cyklicznością polityki fiskalnej a saldem budżetu. Na przykład w okresach, w których rząd realizuje politykę antycykliczną, nadwyżka budżetowa rośnie w ożywieniu, a maleje w recesji, natomiast deficyt rośnie w recesji, a maleje w ożywieniu. Odwrotna sytuacja występuje przy zastosowaniu polityki procyklicznej. Natomiast np. Kaminsky, Reinhart i Végh (2004) czy Talvi i Végh (2005) wskazują, że antycykliczna polityka fiskalna ma miejsce wtedy, gdy w recesji wydatki publiczne wzrastają, a stawki opodatkowania maleją; z kolei Alesina, Campante i Tabellini (2008) prezentują definicję zgodną z zasadą wygładzania podatkowego, tj. gdy utrzymane są stałe relacje podatków i wydatków dyskrejonalnych względem PKB w cyklu<sup>6</sup>.

Kaminsky, Reinhart i Végh (2004) cykliczność polityki fiskalnej oceniają z perspektywy mniej zagregowanych danych (niż saldo budżetowe). Tabela 1 odzwierciedla zależności w zakresie przyjętych przez autorów definicji dotyczących poszczególnych rodzajów instrumentów polityki fiskalnej. Należy zaznaczyć, że cykliczność polityki fiskalnej rozpatrują oni w kategoriach zmian wydatków oraz podatków. Przyjmują jednocześnie, że wydatki oraz wpływy podatkowe są najlepszymi indykatorami w zakresie oceny cykliczności polityki fiskalnej. Zależności te przedstawiają głównie kolumny pierwsza oraz druga tabeli 1. Jak wynika z informacji zamieszczonych w tabeli, wariant polityki antycyklicznej charakteryzuje się ujemną korelacją pomiędzy wydatkami a aktywnością gospodarczą (w spowolnieniu wydatki wzrastają, w ożywieniu zaś maleją) oraz dodatnią korelacją w odniesieniu do stawek podatkowych. Reakcja pozostałych zmiennych w tego typu polityce nie jest jednoznaczna, co wynika np. z ich przedstawiania w relacji do PKB. Z tych powodów, w opinii autorów, najlepszymi indykatorami oceny cykliczności polityki fiskalnej wydają się zatem zmiany wydatków oraz stawek podatkowych.

6 Tym samym definicja Kaminsky, Reinhart i Végha (2004) oraz Talviego i Végha (2005) jest bardziej zgodna z podejściem keynesowskim, prezentowana zaś przez Alesinę, Campante i Tabelliniego (2008) bardziej dotyczy neoklasycznego uwzględnienia roli wygładzania podatkowego. Według nurtu keynesistowskiego optymalna polityka fiskalna powinna być antycykliczna. Wydatki, jako narzędzie stabilizacji, oddziałują na łagodzenie wahań koniunkturalnych, powinny zatem podlegać wygładzaniu w ramach cyklu (wzrastać w recesji i maleć w ekspansji). Także poglądy neoklasyków podkreślają znaczenie antycyklicznej lub acyklicznej polityki fiskalnej. Wskazuje na to m.in. hipoteza wygładzania podatkowego (Barro, 1979), zgodnie z którą przy danej ścieżce wydatków stawki podatkowe powinny pozostać stałe w ramach cyklu, co oznacza, że w okresach recesji powinien wystąpić deficyt, a w ekspansji – nadwyżka (zob. np. Chari, Christiano i Kehoe, 1994, s. 618).

**Tabela 1.** Teoretyczne powiązania wybranych zmiennych fiskalnych z koniunkturą

Wariant polityki	Stawki podatkowe	Wydatki	Dochody podatkowe	Saldo pierwotne	Udział wydatków w PKB	Udział dochodów podatkowych w PKB	Saldo pierwotne w relacji do PKB
	1	2	3	4	5	6	7
• procykliczna	-	+	+	+	-	- / 0 / +	- / 0 / +
• antycykliczna	+	-	- / 0 / +	- / 0 / +	- / 0 / +	- / 0 / +	- / 0 / +
• acykliczna	0	0	+	+	-	- / 0 / +	- / 0 / +

**Źródło:** opracowanie na podstawie Kaminsky, Reinhart i Végh, 2004, s. 16.

Badania empiryczne dostarczają licznych dowodów procykliczności polityki fiskalnej, przy czym wyraźnie odznacza się podział na kraje rozwinięte i rozwijające się. W drugiej połowie XX w. wiele krajów wykorzystywało deficyt jako źródło finansowania wydatków państwa, przy czym przyczyny prowadzenia takiej polityki miały różne podłoże, np. wynikały z ujawniania się wpływowych grup interesu, były pochodną nadmiernego wykorzystania fiskalnych narzędzi dyskrecyjnych jako reakcji na nieskuteczność stabilizacyjnej polityki pieniężnej albo efektem nieskuteczności polityki podatkowej (zob. Acocella, 2002, s. 392–393). Jak pokazuje praktyka, łączne wystąpienie licznych przyczyn wpłynęło na przyjęcie w wielu krajach polityki fiskalnej opartej na finansowaniu deficytem, niezależnie od stanu koniunktury.

Zdaniem Sorensena i Yoshy (2001) realizację procyklicznej polityki fiskalnej można wyjaśniać m.in.: (i) problemami związanymi z ograniczeniami kredytowymi w okresie recesji, (ii) koniecznością przestrzegania reguły zrównoważonego budżetu<sup>7</sup>, która wpływa na ograniczanie wydatków (zwłaszcza wymuszanie redukcji wydatków w okresach spowolnienia), (iii) za pomocą teorii „żarłocznych decydentów” (*voracity effect*), która przyczyn braku zachęt do generowania nadwyżek w okresach wzrostowych poszukuje w postępowaniu grup nacisku przechwytyjących dochody realizowane w okresach prosperity (zob. np. Lane i Tornell, 1999), (iv) w nurcie ekonomii politycznej, zgodnie z którym decydenci zagrożeni brakiem reelekcji będą np. gromadzić dług i w ten sposób narzucać na kolejne rządy konieczność sfinansowania zadłużenia (np. wzrostem podatków), co utrudnia prowadzenie efektywnej polityki, (v) nadmiernym wzrostem

7 Należy wspomnieć, że osiągnięcie równowagi w skali jednego roku budżetowego jest dość trudne, co więcej, jak pisze Myrdal (1975, s. 158), „brak równowagi w budżecie w okresach depresji nie wynika przede wszystkim ze świadomie prowadzonej polityki państwa, ale jest praktyczną koniecznością”.

wydatków socjalnych w okresie ekspansji, niejednokrotnie trudnych do zahamowania w recesji ze względu na to, że wysoka inercja tych wydatków często ogranicza kolejne rządy podejmujące starania o redukcję tych wydatków.

Wśród czynników najczęściej uznawanych za sprzyjające procykliczności polityki fiskalnej wymienia się m.in.: otwartość gospodarki, dyspersję grup politycznych, ograniczenia rynku finansowego, brak przejrzystości czy niską jakość instytucji fiskalnych (zob. Lane, 2003; Galí i Perotti, 2003; OECD, 2002; Golinelli i Momigliano, 2006; Aghion i Marinescu, 2007; Frankel, Végh i Vuletin, 2013). Można zauważyć, że ważne miejsce wśród czynników determinujących charakter realizowanej polityki fiskalnej zajmują czynniki makroekonomiczne oraz czynniki instytucjonalno-polityczne.

Z przeglądu licznych badań wypływa wniosek, że w większości krajów rozwiniętych, w tym krajów OECD i Unii Europejskiej, polityka fiskalna miała przeważnie charakter antycykliczny lub acykliczny (np. Lane, 2003; Mackiewicz, 2010). Przykładowe prace Fiorito (Fiorito i Kollintzas 1994; Fiorito, 1997) skupiają się na ocenie cykliczności polityki fiskalnej z perspektywy zmian wydatków na konsumpcję publiczną i potwierdzają, że w przypadku krajów grupy G-7 miały one charakter albo acykliczny, albo antycykliczny.

W badaniu Hercowitza i Strawczyńskiego (2004) przeprowadzonym dla krajów OECD (próba czasowa za lata 1975–1998) relacja wydatków do PKB silnie wzrosła w okresach załamania gospodarczego, natomiast tylko przejściowo ulegała redukcji w ekspansji. Na podstawie przeprowadzonych analiz stwierdzono, że realizowana polityka fiskalna miała w tym okresie raczej acykliczny charakter. Z kolei Lee i Sung (2007), badając zależności na grupie 94 krajów (w tym 22 krajów OECD), stwierdzają, że w latach 1972–1998 wydatki bieżące, subsydia i transfery miały charakter antycykliczny, natomiast kształtowanie się dochodów podatkowych i wydatków na nakłady kapitałowe przebiegało względnie procyklicznie. Ponadto wnioski z tego badania wskazują, że subsydia, transfery i wydatki bieżące mogą mieć większe znaczenie w stabilizowaniu gospodarki niż narzędzia podatkowe.

Występowanie antycyklicznej lub acyklicznej polityki fiskalnej w krajach OECD jest jednym z tzw. stylizowanych faktów (zob. Kaminsky, Reinhart i Végh, 2004) formułowanych dla tej grupy krajów. Niemniej jednak w ostatnich latach dowiedziono odmiennego charakteru polityki fiskalnej. Na przykład Fatás i Mihov (2010), analizując kształtowanie się salda budżetowego skorygowanego o wahania cykliczne w latach 1970–2007, wykazali, że polityka fiskalna w krajach strefy euro i krajach OECD była średnio procykliczna, podczas gdy w Stanach Zjednoczonych miała charakter bardziej antycykliczny. Zdaniem autorów za taki rozwój sytuacji odpowiedzialne były przede wszystkim dyskrecjonalne zmiany w polityce podatkowej<sup>8</sup>.

8 Fatás i Mihov (2010) podkreślają jednak, że reakcja produkcji na zmiany podatków jest silniejsza w strefie euro niż w Stanach Zjednoczonych. Tym samym w USA koniunktura słabiej reaguje na automatyczne stabilizatory, jakimi są podatki.

Antycykliczność dyskrecyjnej polityki fiskalnej w Stanach Zjednoczonych stwierdza także Auerbach (2009). Szeroką weryfikację hipotez z zakresu antycykliczności oraz stabilności polityki fiskalnej w krajach OECD przeprowadza MacKiewicz (2010). W badaniu podkreśla on m.in. znaczenie jakości otoczenia instytucjonalnego dla kształtowania cykliczności polityki fiskalnej. Z kolei Bernoth, Hughes i Lewis (2008) analizują fiskalne funkcje reakcji dla czternastu krajów strefy euro w latach 1995–2006 i wykazują, że rządy badanych krajów w swojej polityce planowały działania (budżet) w sposób antycykliczny (analizy oparte na danych *real-time*), natomiast rzeczywista realizacja założeń i planów budżetowych okazała się procykliczna (wnioski z danych *ex-post*). Natomiast Galí i Perotti (2003) stwierdzają antycykliczność polityki fiskalnej w krajach Unii Europejskiej (UE) zarówno w okresie przed wejściem w życie traktatu z Maastricht, jak i po jego wprowadzeniu.

Początkowe prace z zakresu badań nad cyklicznością polityki fiskalnej prowadzone były dla krajów Ameryki Łacińskiej (Gavin i Perotti, 1997; Stein, Talvi i Grisanti, 1999), lecz m.in. Talvi i Végh (2005) oraz Manasse (2006) wykazali, że problem procykliczności dotyczył również wielu innych krajów rozwijających się.

W przypadku analiz prowadzonych dla krajów rozwijających się<sup>9</sup> liczne badania empiryczne dowodzą, że polityka fiskalna była w nich przeważnie procykliczna (zob. np. Talvi i Végh, 2005; Gavin i Perotti, 1997; Gavin, Hausmann, Perotti i Talvi, 1996; Kaminsky, Reinhart i Végh, 2004; Manasse, 2006; Catão i Sutton, 2002; Alesina, Campante i Tabellini, 2008; Ilzetzki i Végh, 2008; Calderón i Schmidt-Hebbel, 2008). Należy zaznaczyć, że przyczyn procykliczności polityki fiskalnej w tych krajach upatrywano przede wszystkim w problemie jakości instytucji fiskalnych oraz w istnieniu czynników o charakterze politycznym (por. Lane i Tornell, 1996; 1999; Tornell i Lane, 1998; Talvi i Végh, 2005; Persson, 2002; Persson i Tabellini, 2001; Ilzetzki, 2011; Alesina, Campante i Tabellini, 2008), a także w powiązanej z nimi teorii cyklu wyborczego (zob. np. Rogoff i Sibert, 1988; Rogoff, 1990) oraz w istnieniu zjawiska korupcji (Alesina, Campante i Tabellini, 2008). Problem procykliczności tłumaczony był również ograniczonym dostępem krajów rozwijających się (które często charakteryzuje stosunkowo niska wiarygodność kredytowa) do rynku kredytowego w okresie recesji, co mogło stanowić jedną z głównych przyczyn ograniczania w tych krajach wydatków w okresie spowolnienia (Gavin i in., 1996; Gavin i Perotti, 1997). Wspomniany powyżej argument został osłabiony m.in. w pracy Lane'a (2003), który wykazał, że problem procykliczności dotyczył także niektórych krajów wysoko rozwiniętych mających stosunkowo łatwy dostęp do rynku kapitałowego. Z kolei np. Frankel, Végh i Vuletin (2013) czy Calderon i Schmidt-Hebbel (2008) wskazują na rolę problemów skupionych wokół jakości instytucji i ich oddziaływaniu

9 Początkowe dowody empiryczne w tym zakresie uzyskano na podstawie analiz dotyczących krajów Ameryki Łacińskiej, zob. np. Gavin i Perotti (1997).

na cykliczność polityki fiskalnej. Na przykład Frankel, Végh i Vuletin (2013) stwierdzają, że kraje rozwijające się są w stanie przełamać dotychczasową procykliczność i zrealizować politykę antycykliczną dzięki zapewnieniu właściwej jakości instytucji publicznych. Natomiast Calderón i Schmidt-Hebbel (2008) doszukali się empirycznego potwierdzenia wpływu zawodności instytucjonalnych oraz ograniczeń kredytowych na cykliczność polityki fiskalnej w krajach rozwijających się. Wykazano jednak, że jakość instytucji publicznych ma większe znaczenie niż czynniki finansowe w wyjaśnianiu różnic w zakresie cykliczności polityki fiskalnej pomiędzy krajami rozwijającymi się i rozwiniętymi. Z kolei Alesina, Hausmann, Hommes i Stein (1999) wykazali, że procykliczność w krajach Ameryki Łacińskiej możliwa była do ograniczenia dzięki bardziej transparentnym procedurom budżetowym.

W pokryzysowych analizach dla strefy euro często wskazuje się, że polityka fiskalna w tym okresie charakteryzowała się procyklicznym nastawieniem i miała ekspansywny kierunek (np. Mencinger i Aristovnik, 2013), co jest wnioskiem nieco odmiennym od tych pochodzących z wcześniejszych badań stwierdzających raczej antycykliczny charakter polityki fiskalnej w krajach rozwiniętych<sup>10</sup>. Z kolei według analiz EBC (2018) polityka fiskalna w strefie euro jako całości była na początku XXI w. zasadniczo neutralna, z wyjątkiem kilku lat pokryzysowych, gdy dominowało nastawienie procykliczne<sup>11</sup>. Procykliczność polityki fiskalnej w europejskich krajach transformujących się, w tym w krajach Europy Środkowo-Wschodniej, została podkreślona np. w badaniach Coricellego (2004), Atoyana, Jaegera i Smitha (2012), Arsica, Nojkovic i Randjelovica (2017). Co więcej, Arsic i współautorzy (2017) wskazują, że w krajach Europy Środkowo-Wschodniej polityka fiskalna była raczej procykliczna zarówno przed kryzysem, jak i w latach analizowanych po jego wybuchu.

Badania, których przedmiotem są kraje rozwijające się, wskazują, że polityka fiskalna tych krajów może oddziaływać na wzmocnienie wahań koniunkturalnych poprzez silne ekspansywne nastawienie w okresach ożywienia oraz zaciśnienie w okresach spowolnienia. Taki typ polityki fiskalnej wywołuje reperkusje nie tylko w odniesieniu do stanu finansów publicznych, ale także w odniesieniu do całej gospodarki, co wynika z konsekwencji pogłębiania wahań koniunkturalnych. Należy podkreślić, że procykliczność w okresach ożywienia może wynikać ze świadomego działania rządu, np. celowego przedłużania ekspansywnej polityki wzrostu wydatków z okresów recesji na okresy ożywienia<sup>12</sup>. W takich przy-

10 Jak wykazują np. Talvi i Végh (2005), Alesina i in. (2008), Woo (2009), wydatki publiczne w krajach rozwiniętych są mniej procykliczne w porównaniu do krajów rozwijających się.

11 Zasadniczo neutralne (*broadly neutral*) nastawienie w polityce fiskalnej ma miejsce wówczas, gdy zmiana pierwotnego salda strukturalnego lub zmiana salda pierwotnego skorygowanego o wahania cykliczne mieści się w granicach od  $-0,2\%$  do  $0,2\%$  PKB (zob. ECB, 2018).

12 Na przykład z działań decydentów ubiegających się o reelekcję, którzy mogą odczuwać pokusę zastosowania ekspansywnej polityki fiskalnej.

padkach procykliczność polityki fiskalnej może być powiązana np. z problemami powstałymi w obszarze instytucjonalno-politycznym.

Długotrwałe utrzymywanie wysokich i niezależnych od wahań koniunktury deficytów może być konsekwencją wielu problemów zachodzących na gruncie systemowym, zwłaszcza nieadekwatnych procesów politycznych i ułomności funkcjonowania instytucji fiskalnych. Wpływ jakości szeroko rozumianych instytucji fiskalnych na kształtowanie cykliczności polityki fiskalnej można rozpatrywać poprzez koncepcję tzw. problemu skłonności do deficytów (*deficit bias problem*). Zjawisko skłonności do deficytów należałoby wyjaśniać jako obserwowalną, trwającą w czasie tendencję do utrzymywania nadwyżki wydatków nad dochodami budżetowymi. Wprawdzie deficyty budżetowe są zjawiskami nieuniknionymi w okresach wojen lub przedłużających się recesji, jeśli jednak ich występowanie nie jest związane z typowymi czynnikami cyklicznymi, oznaczać to może, że w gospodarce zachodzą procesy generujące ich nieuzasadnione powstanie. Najważniejsze koncepcje powiązane z gruntem instytucjonalnym wyjaśniające powstanie zjawiska skłonności do deficytów obejmują m.in. teorię preferencji, jakimi kierują się decydenci polityczni (*policymakers preferences theory*), łącznie z problemem czasowych niespójności preferencji (*theory of time inconsistency preferences*), oraz teorię wspólnego zasobu<sup>13</sup> (*common pool resource theory*) (zob. np. Persson i Svensson, 1989; Alesina i Tabellini, 1990; Velasco, 1999; 2000; Hallerberg i von Hagen, 1999; von Hagen i Harden, 1995; Krogstrup i Wyplosz, 2006; Działo, 2009).

W kontekście powyższych rozważań należy wspomnieć również o teorii politycznego cyklu koniunkturalnego, która m.in. podkreśla znaczenie cykliczności mechanizmów politycznych. Prekursorem nurtu był W. Nordhaus, który położył podwaliny teoretycznych modeli politycznych cykli koniunkturalnych (Nordhaus, 1975). Teoria ta ulegała licznym rozszerzeniom, lecz w swoim rdzeniu uwzględnia interakcje pomiędzy systemem gospodarczym a systemem politycznym, których cechą charakterystyczną jest rozbieżność interesów – troska wyborców o gospodarkę oraz troska polityków o zdobycie władzy (zob. Nordhaus, 1989). Źródła politycznych fluktuacji dotyczyć mogły m.in. kompetencji decydentów politycznych, stronnictwa polityków, działań w zakresie zwiększania szans reelekcji czy generowania nadmiernego długu w celu utrudnienia sprawowania ekspansywnej polityki fiskalnej przez następców. Przykładowe badania utrzymane w nurcie politycznych cykli koniunkturalnych przedstawiają np. Rogoff i Sibert (1988), Rogoff (1990), Persson i Tabellini (1997), Hibbs (1986; 1992), Madse (1981), Sorensen, Wu i Yosha (2001). Z kolei przegląd klas modeli w obszarze koncepcji politycznego cyklu koniunkturalnego prezentują np. Alesina, Roubini i Cohen (1997), Drazen (2000) oraz Działo (2009).

13 Jak wskazują m.in. Persson, Roland i Tabellini (2003) czy von Hagen i Harden (1994), problem wspólnego zasobu dobrze wyjaśniał przyczyny powstawania skłonności do deficytów w krajach OECD.



### **1.3. Instrumenty polityki fiskalnej aktywna i pasywna polityka fiskalna oraz ich związki z koniunkturą**

Przedmiotem rozważań podjętych w poprzednich podrozdziałach były m.in. funkcje polityki fiskalnej, ze szczególnym podkreśleniem znaczenia funkcji stabilizacyjnej. Należy jednak zaznaczyć, że prowadzenie skutecznej polityki fiskalnej wymaga określenia narzędzi jej oddziaływania na gospodarkę.

Narzędzia polityki fiskalnej wykorzystywane na rzecz realizacji jej funkcji wynikają pośrednio z definicji polityki fiskalnej. Zdaniem Acocelli (2002, s. 384) polityka fiskalna odnosi się do instrumentów budżetu państwa, dzięki którym możliwe jest kształtowanie dochodu i zatrudnienia w perspektywie krótkiego okresu. Politykę fiskalną można rozpatrywać w dwóch ujęciach: w wąskim ujęciu obejmuje ona działania regulacyjne określające wysokość i proporcje dochodów i wydatków budżetowych, natomiast w ujęciu szerszym polityka fiskalna to polityka wydatków budżetowych i polityka w zakresie podatków (Nadolska, 2000, s. 106). Realizacja polityki fiskalnej opiera się na wykorzystaniu zestawu instrumentów, które umożliwiają osiąganie celów stawianych tejże polityce. Instrumenty polityki fiskalnej ukierunkowane zostały m.in. na (Owsiak, 1999, s. 282): dostarczanie dochodów pieniężnych państwu (cel fiskalny), realizację zadań statutowych za pomocą zgromadzonych środków pieniężnych oraz realizację pozafiskalnych celów państwa.

Do instrumentów tradycyjnie przypisanych polityce fiskalnej najczęściej zalicza się (np. Owsiak, 1999, s. 283–284; 2017, s. 324): zasiłki dla bezrobotnych, wydatki na rzecz restrukturyzacji, wydatki na tworzenie nowych miejsc pracy i wydatki na finansowanie programów przeobrażeń rynku pracy, wydatki na roboty publiczne, wydatki ponoszone na rzecz wspierania rozwoju drobnej wytwórczości, podatki (niezależnie od szczegółowej klasyfikacji), dług publiczny, deficyt budżetowy, poręczenia i gwarancje państwa.

Najogólniej, wymienione instrumenty można podzielić na trzy podgrupy: (i) instrumenty polityki dochodowej, (ii) instrumenty polityki wydatkowej, (iii) instrumenty o charakterze wynikowym (tj. obejmujące deficyt budżetowy i dług publiczny) oraz udzielone gwarancje i poręczenia.

Do realizacji celów stabilizacyjnej polityki fiskalnej wykorzystywane są liczne mechanizmy krótko- i długookresowe (zob. ECB, 2004). Jak zaznaczono w ECB (2004), w krótkim okresie ujawniają się przede wszystkim trzy kanały, które oddziałują na kształtowanie agregatowego popytu i cen, przy czym dwa z nich oddziałują na agregatowy popyt (działania dyskrecjonalne i szeroko ujmowane automatyczne stabilizatory koniunktury), jeden natomiast wpływa na kształtowanie cen (głównie poprzez wykorzystanie podatków pośrednich i cen administrowanych).

Z kolei długookresowe mechanizmy stabilizacyjne odnoszą się do oddziaływania na procesy wzrostu produkcji potencjalnej oraz zapewnienia stabilności finansów publicznych w długim okresie, przy czym oba efekty długookresowe są ze sobą powiązane. Jak podkreślono w opracowaniu ECB (2004), polityka fiskalna może wywoływać efekty krótkotrwałe (tj. m.in. poprzez oddziaływanie na poziom agregatowego popytu) lub trwałe (tj. trwałe oddziaływanie na tempo wzrostu produkcji)<sup>14</sup>.

W związku z powyższym należy zauważyć, że krótkookresowe stabilizowanie koniunktury odbywa się przede wszystkim poprzez wykorzystanie automatycznych stabilizatorów koniunktury oraz środków uznaniowych.

Automatyczne stabilizatory koniunktury (*built-in stabilizers*), zwane również wbudowanymi lub wmontowanymi stabilizatorami albo wbudowaną giętkością budżetu lub systemu finansowego (zob. Kropiwnicki, 1976), opierają się na wykorzystaniu wrażliwości instrumentów polityki fiskalnej względem zmian koniunktury. Zaliczyć do nich można (zob. np. Kropiwnicki, 1976; Owsiak, 1999; OECD, 1999; Patrzalek, 2000; Barczyk, 2004):

- podatki od dochodów osobistych (progresja lub regresja podatkowa),
- podatki od dochodów osób prawnych (progresja lub regresja podatkowa),
- podatki pośrednie,
- wydatki na rzecz przeciwdziałania skutkom bezrobocia, zwłaszcza w formie zasiłków dla bezrobotnych (określane także jako automatyczne stabilizatory w obszarze ubezpieczeń na wypadek bezrobocia).

Cechą charakterystyczną automatycznych stabilizatorów jest to, że opierają się na wrażliwości wybranych instrumentów fiskalnych na zmiany wielkości makroekonomicznych, stanowiących bazę kształtującą ich rozmiary. Automatyczne stabilizatory dotyczą przede wszystkim dochodowej strony budżetu państwa. Wydatki (w roli automatycznych stabilizatorów) obejmują zdecydowanie mniejszy zakres możliwych do wykorzystania instrumentów. Za najważniejsze składniki dochodów wrażliwych na wahania cykliczne uznaje się podatki pośrednie, w tym VAT i akcyzę, podatki bezpośrednie obciążające dochody przedsiębiorstw, podatki bezpośrednie obciążające dochody ludności oraz składki na ubezpieczenia społeczne, a po stronie wydatków – głównie wydatki związane z realizacją polityki rynku pracy, w tym zasiłki dla bezrobotnych (zob. Bezděk, Dybczak i Kreidl, 2003). Stabilizatory wydatkowe dotyczą przede wszystkim różnego rodzaju wydatków na rzecz realizacji pasywnych form przeciwdziałania bezrobociu. Z takiego układu instrumentów wynika konkluzja, że znaczenie automatycznych stabilizatorów po stronie wydatkowej budżetu jest zdecydowanie większe w okresie recesji niż w okresie ekspansji (ze względu na narastające bezrobocie). Natomiast znaczenie stabilizatorów podatkowych ujawnia się w każdej fazie aktywności gospodarczej,

14 W krajach OECD tak rozumiane trwałe zmiany tempa wzrostu lub spadku produkcji obserwuje się rzadko, co wynika z częstych zmian prowadzonej polityki fiskalnej (Gemmell, Knelner i Sanz, 2011), dlatego też trwałe efekty polityki fiskalnej rozpatrywane są sporadycznie.

gdzyl zabezpieczają one przed nadmiernym wzrostem lub spadkiem dochodów rozporządzalnych podmiotów prywatnych, a tym samym kształtują właściwą dynamikę popytu efektywnego w gospodarce.

Musgrave i Musgrave (1984, s. 603–604) definiują indeks wbudowanej stabilizacji, mierzący procentową zmianę dochodu narodowego, która nie zostanie zrealizowana w danej gospodarce na skutek amortyzacyjnego działania stabilizatorów (podatkowych). Indeks odzwierciedla efekt zmniejszania amplitudy wahań koniunkturalnych, obrazuje różnicę pomiędzy stanem gospodarki, w której nie występują automatyczne stabilizatory a stanem gospodarki osiągniętym przy istnieniu wbudowanych stabilizatorów. Indeks ten został określony następująco:

$$\alpha = \frac{\Delta Y^* - \Delta Y}{\Delta Y^*} = \frac{ct}{1 - c(1 - t)} \quad (1)$$

gdzie:  $c$  – krańcowa skłonność do konsumpcji,  $t$  – stawka podatku,  $\Delta Y^*$  – zmiana dochodu narodowego wynikająca ze zmiany inwestycji przy założeniu podatków zryczałtowanych (określona następująco:  $\Delta Y^* = \frac{1}{1 - c} \Delta I$ ). Z kolei wyrażenie  $\Delta Y$  to zmiana dochodu narodowego wynikająca ze zmiany inwestycji w warunkach występowania podatków niezryczałtowanych. Zmiana ta opisana jest za pomocą następującej zależności:  $\Delta Y = \frac{1}{1 - c(1 - t)} \Delta I$ . Formuła (1) wskazuje, że efekty korzystające stabilizatorów podatkowych zależą od krańcowej skłonności do konsumpcji oraz przyjętej stawki podatku, przy czym wynika z niej również, że im wyższa stawka podatku, tym silniejsza korekta.

Zaletą automatycznych stabilizatorów jest to, że przyspieszają interwencje państwa dzięki wyeliminowaniu opóźnień diagnostycznych i decyzyjnych (Acocella, 2002, s. 222). Ich słabościami są natomiast przede wszystkim: mechaniczny charakter reakcji na zmiany aktywności gospodarczej, utrudnianie przywracania równowagi, która została zaburzona w gospodarce, osłabianie tendencji wzrostowych czy brak zdolności do tworzenia dochodów w okresach recesji, a koncentracja na hamowaniu spadku dochodów istniejących (zob. Kropiwnicki, 1976, s. 276; Nadolska, 2000, s. 120–121; Patrzalek, 2000, s. 459). Przyjmuje się, że automatyczne stabilizatory nie stwarzają warunków do zmiany aktualnego stanu gospodarki – wprawdzie wpływają na złagodzenie fluktuacji, lecz ich nie eliminują.

Alternatywnym sposobem prowadzenia polityki fiskalnej jest oparcie jej na środkach uznaniowych. Komisja Europejska w raportach na temat stanu finansów publicznych (zob. np. European Commission, 2009; 2012) uznaniową (dyskrecjonalną) politykę fiskalną rozpatruje w kategorii zmian tych komponentów salda budżetowego, które znajdują się pod bezpośrednią kontrolą rządu. Dyskrecjonalna polityka fiskalna uwzględnia celowe działania, polegające na dokonywaniu zmian w wydatkach i/lub dochodach budżetowych, podejmowane na rzecz

kształtowania warunków wzrostu gospodarczego (Ambriško i in., 2012, s. 3). Realizacja tej polityki przebiega przy wykorzystaniu dyskrejonalnych instrumentów polityki fiskalnej, które są doraźnymi (*ad hoc*) i celowymi działaniami państwa ukierunkowanymi na zmianę zastanego stanu aktywności gospodarczej (Barczyk i Lubiński, 2009, s. 98). Celem zastosowania instrumentów dyskrejonalnej polityki fiskalnej jest przede wszystkim oddziaływanie na rzecz kształtowania popytu globalnego (Barczyk, 2004). Zakres polityki uznaniowej w dużej mierze dotyczy tych obszarów, które zostają po wydzieleniu skutków automatycznych stabilizatorów koniunktury, oraz tych działań, które mają charakter obligatoryjny i są pochodną zobowiązań ustawowych czy umów. W tym ostatnim przypadku rozważa się tzw. wydatki prawnie zdefiniowane (inaczej wydatki sztywne), które wymagają koniecznego finansowania, gdyż ich wykonanie jest zagwarantowane ustawą lub innym zobowiązaniem Skarbu Państwa (zob. Markiewicz i Siwińska, 2003, s. 6; Osiatyński, 2006, s. 47)<sup>15</sup>. Szeroki zakres wydatków sztywnych powoduje jednak trudności z poszerzaniem przestrzeni fiskalnej (*fiscal space*)<sup>16</sup>.

Całkowita zmiana salda budżetowego odzwierciedla m.in. zmiany wynikające zarówno z działania automatycznych stabilizatorów, jak i zmiany będące efektami decyzji dyskrejonalnych. Wobec tego politykę fiskalną można określić jako kombinację kilku elementów, w tym automatycznych stabilizatorów i zmian dyskrejonalnych (zob. np. Fatás i Mihov, 2010). Przykładowo, Afonso, Agnello i Furceri (2010) wyodrębnili trzy komponenty polityki fiskalnej: (i) komponent związany z właściwością w zakresie elastycznej reakcji na zmiany aktywności gospodarczej (*responsiveness*), (ii) komponent związany z trwałością (tj. uporczywością), który wyraża stopień zależności bieżącego kierunku polityki fiskalnej od działań podejmowanych przez decydentów politycznych w okresach wcześniejszych (*persistence*) oraz (iii) komponent odzwierciedlający uznaniowość (*discretion*) w zakresie realizacji określonych celów polityki fiskalnej przy respektowaniu m.in. konieczności przestrzegania dyscypliny fiskalnej czy efektów wynikających z obecności automatycznych stabilizatorów. Następnie przeprowadzili analizę panelową na łącznej próbie 132 krajów rozwiniętych i rozwijających się w okresie 1980–2007 (a także pogłębianą analizę krajów EU-15 w latach 1970–2007), która wykazała wysoki

15 Jak wykazały analizy OECD, w Polsce, w badanym przez tę organizację okresie, około 17% wydatków budżetowych uznanych zostało za niebędące wydatkami sztywnymi, przy czym około 1/3 tych wydatków dotyczyła wydatków na obronę narodową (MF, 2015).

16 Przestrzeń fiskalna w wąskim rozumieniu to przestrzeń do podejmowania dyskrejonalnej polityki fiskalnej w odniesieniu do istniejących planów (tj. podnoszenie wydatków, obniżanie podatków względem istniejących planów budżetowych) bez zagrożenia dla stabilności długu publicznego. Zaawansowane gospodarki mają więcej przestrzeni fiskalnej niż wschodzące, głównie dlatego, że finansowanie tych pierwszych jest bezpieczniejsze (co gwarantuje ich dostęp do stabilnego finansowania rynkowego przy ograniczonej premii za ryzyko), a to w dużej mierze odzwierciedla większą wiarygodność i siłę instytucjonalną tych gospodarek (zob. IMF, 2018).

poziom inercji dochodów i wydatków państwa<sup>17</sup>. Z dekompozycji składników wydatków i dochodów budżetowych wynika, że komponent dyskrecjonalny oraz składnik uporczywości polityki fiskalnej były ze sobą ujemnie skorelowane, co oznacza, że im wyższa uporczywość, tym niższa uznaniowość. W badaniu stwierdzono także, że analizowana grupa krajów ujawniała silniejszą ekspozycję komponentu dotyczącego uporczywości niż komponentu odnoszącego się do bieżącej reakcji na wahania cykliczne. Analiza czynników mających wpływ na rozmiary poszczególnych komponentów wskazuje, zgodnie ze wspomnianą powyżej relacją pomiędzy uporczywością i uznaniowością, że czynniki pozytywnie oddziałujące na uznaniowość nie odegrały większej roli w kształtowaniu uporczywości i odwrotnie.

Agnello i Sousa (2014) badali czynniki determinujące zmienność komponentów dyskrecjonalnych w odniesieniu do dochodów, wydatków oraz salda budżetowego. Wniosek z badania wskazuje, że zmienność w komponencie uznaniowym i wyższa niestabilność powodowane są kilkoma czynnikami, w tym: wyższą niestabilnością polityczną kraju<sup>18</sup>, niższym poziomem demokracji, bardziej płynnym kursem walutowym czy prezydenckim systemem sprawowania władzy. Podobne zależności wynikają z prac Agnella, Furceriego i Sousy (2011; 2013).

Dyskrecjonalna polityka fiskalna stanowiła przedmiot licznych dyskusji. Do argumentów wysuwanych przeciwko tej polityce należy zaliczyć m.in. jej opóźnienia (zarówno wewnętrzne, jak i zewnętrzne)<sup>19</sup>. Najważniejsze opóźnienia w polityce fiskalnej zachodzą na różnych etapach (zob. Friedman, 1948; 1953): opóźnienia rozpoznania sytuacji (dla okresu pomiędzy powstaniem konieczności podjęcia działania interwencyjnego a rozpoznaniem tej konieczności), opóźnienia decyzyjne i wdrożeniowe (dla okresu pomiędzy rozpoznaniem potrzeby działania a podjęciem stosownych działań), opóźnienia w reakcji na wdrożone impulsy (dla okresu pomiędzy wprowadzeniem działań w życie a efektami, które te działania wywołują w gospodarce).

Innym argumentem wysuwanym przeciwko dyskrecjonalnej polityce fiskalnej jest niepewność (Owsiak, Kosek-Wojnar i Surówka, 1993, s. 54) obejmująca zarówno poprawne sformułowanie przyczyn wywołujących fluktuacje gospodarcze, jak i niepewność w zakresie rzeczowych rozmiarów zmian makroekonomicznych.

17 Czynniki, które determinowały poszczególne komponenty wydatków i dochodów, ujęto w cztery grupy: makroekonomiczne (w tym np. inflacja mierzona delatorem PKB, PKB *per capita*, zakres państwa w gospodarce), instytucjonalne (efektywność działań rządu), polityczne (np. indeks poziomu demokracji, indeks stabilności politycznej itp.), geograficzne (w tym odległość w kilometrach od równika, zmienne zero-jedynkowe dla krajów rozwijających się, np. z regionów Europy i Azji Środkowej, Ameryki Łacińskiej i Karaibów, Azji Wschodniej i rejonu Pacyfiku).

18 Autorzy zaobserwowali, że niestabilność polityczna odgrywa szczególną rolę w krajach spoza Unii Europejskiej, krajach nienależących do OECD oraz krajach rozwijających się.

19 Zob. np. Bain i Howells, 1987; Kowalski, 2001 – dla charakterystyki opóźnień.

gospodarczych. Niepewność ma związek z opóźnieniami. W praktyce oznacza to trudności z właściwym doбором działań fiskalnych do bieżącego stanu gospodarki, a zwłaszcza z przewidywaniami jego zmiany w przyszłości. Niepewność utrudnia synchronizację potencjalnych efektów zastosowanych narzędzi polityki fiskalnej z rzeczywistym przebiegiem wahań koniunkturalnych, która może istotnie odbiegać od stanu zakładanego, jaki przyjęto w momencie podjęcia decyzji o wdrożeniu działań fiskalnych. Oznacza to tym samym, że rząd, planując swoje działania, opiera się na przewidywaniach, co często może ograniczać wiarygodność w zakresie potencjalnej skuteczności podjętej uznaniowej polityki fiskalnej.

Kolejnym punktem krytyki dyskrecjonalnej polityki fiskalnej jest niebezpieczeństwo nadmiernej ekspansji rządu na rynkach finansowych (Owsiak, Kosek-Wojnar i Surówka, 1993, s. 55). Zgodnie z przytoczonym zarzutem nadmierny popyt na pieniądź zgłaszany przez rząd na poczet finansowania potrzeb pożyczkowych (wynikających z rosnącego deficytu) oddziałuje na wzrost nominalnej stopy procentowej. W konsekwencji mniej zasobów pieniądza trafia do podmiotów prywatnych. Działania te wzmacniają efekt wypierania aktywności sektora prywatnego (efekt wypierania/wypychania wydatków prywatnych), co z kolei ogranicza inwestycje prywatne i konsumpcję prywatną.

Co więcej, jak podkreślają Ciżkowicz i Rzońca (2011), deficyt fiskalny może negatywnie wpływać na aktywność gospodarczą nie tylko poprzez potencjalne oddziaływanie na wzrost podatków w przyszłości, ale również poprzez wiele innych zjawisk, w tym: zmianę struktury tych podatków, zmniejszenie oszczędności prywatnych, wzrost długu publicznego, spadek inwestycji prywatnych czy oddziaływanie na wahania kursu walutowego, które powstają jako konsekwencja zmian zagranicznego kapitału portfelowego. Jak zauważono, siła generowania tych efektów zależy od uwarunkowań gospodarek, w tym np. od wysokości i struktury długu publicznego czy wysokości stopy oszczędności krajowych.

Fatás i Mihov (2003b) zaznaczają, że stosowanie dyskrecjonalnej polityki fiskalnej może prowadzić do wzrostu ryzyka nadużyć popełnianych przez rządy, zwłaszcza w formie wzrostu skłonności do generowania nadmiernych deficytów, zwiększenia niestabilności polityki czy wzrostu ryzyka prowadzenia procyklicznej polityki fiskalnej. W swoim kolejnym badaniu Fatás i Mihov (2003a) podkreślają destabilizujący wpływ dyskrecjonalnej polityki fiskalnej, opierając się na wnioskach z analizy przeprowadzonej na próbie 91 krajów, wykorzystując do tego celu dane za lata 1960–2000. Analiza ta pozwoliła określić, że spowodowany dyskrecjonalną polityką fiskalną wzrost zmienności produkcji o 1 punkt procentowy obniża za każdym razem wzrost gospodarczy o ponad 0,8 punktu procentowego. Uzyskane wyniki wskazują na potrzebę ograniczania uznaniowości, głównie poprzez wykorzystanie restrykcji o charakterze instytucjonalnym. Auerbach (2002) na przykładzie Stanów Zjednoczonych zauważa, iż uznaniowa polityka, mimo że prowadzona we właściwy sposób, nie przyczyniła się do stabilizowania gospodarki tego kraju na przełomie XX i XXI w. Z kolei w opracowaniu IMF (2008)

podkreślono, że dokonywane zmiany w uznaniowej polityce fiskalnej raczej nie były zsynchronizowane z cyklem koniunkturalnym, co stanowi kolejny argument przeciwko tej polityce. Natomiast Agnello i Cimadomo (2012) wskazują, że identyfikacja elementu uznaniowego polityki fiskalnej ma zasadnicze znaczenie dla właściwej oceny sposobu, w jaki polityka budżetowa zostaje wdrożona w cyklu – na podstawie badania autorzy ustalili, że w krajach Unii Europejskiej legislacyjne zmiany w obszarze podatków i składek na ubezpieczenie społeczne zareagowały mocno procyklicznie na wahania koniunktury.

Z kolei Ambriško i współautorzy (2012) na podstawie oceny czeskiej polityki fiskalnej za lata 2001–2011<sup>20</sup> stwierdzili, że miała ona charakter względnie uznaniowy, jednakże w tym czasie przeważały okresy destabilizującej polityki procyklicznej nad okresami stabilizującej polityki antycyklicznej. Zaobserwowano, że liczne okresy procykliczności przypadały na okresy nagłych zmian kierunku polityki fiskalnej (gwałtowne luzowanie lub zacieśnianie) bez istotnych powiązań z cyklem koniunkturalnym. Prowadzi to do konkluzji, że polityka fiskalna w Czechach nie była odpowiednio nastawiona na stabilizowanie gospodarki. Stwierdzono również, że osłabione działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury w okresie recesji wynikało m.in. z braku zakumulowania rezerw budżetowych w okresie przedkryzysowym, przy czym, jak zauważają autorzy, w tym czasie problem w obszarze rezerw był powszechny w większości krajów Unii Europejskiej.

Konsekwencje polityki uznaniowej, a zwłaszcza problemy jej optymalnej implementacji oraz zgubne skutki nieuzasadnionego dostrajania, kształtują zalecenia odejścia od uznaniowości na rzecz działań opartych na automatycznych stabilizatorach. Takie podejście silnie zaakcentowała przede wszystkim Komisja Europejska. Z drugiej strony dyskrecjonalna polityka fiskalna niekiedy może się okazać skutecznym narzędziem stabilizowania koniunktury. Jak zauważa Wojtyna (2003, s. 17), w ostatnich latach ukształtował się wprawdzie pogląd o wyższej skuteczności realizacji krótkookresowej stabilizacji przy wykorzystaniu aktywnej polityki pieniężnej, co jednak nie oznacza, że stabilizacyjna funkcja polityki fiskalnej powinna zostać wyeliminowana. Jak zauważono, skoro polityka pieniężna jest skuteczna, to polityka fiskalna, w roli narzędzia stabilizowania gospodarki, może stać się bardziej pasywna, co jednocześnie oznacza skupienie większej uwagi na stosowaniu automatycznych stabilizatorów koniunktury. Wojtyna (2003) wskazuje jednak na potrzebę wykorzystania aktywnej polityki fiskalnej w kontekście niekorzystnych uwarunkowań makroekonomicznych, w tym w sytuacji wystąpienia zjawiska granicy nominalnych stóp procentowych (przytaczając przypadek Japonii), wspierając swoje rozważania modelem załamanej krzywej agregatowego popytu Taylora (2000). Ponadto wskazuje na możliwość prowadzenia aktywnej

---

20 Dyskrecjonalny komponent polityki fiskalnej, za który uznano niecykliczny składnik salda budżetowego, został oceniony na podstawie tzw. podejścia *bottom-up*, *top-down* oraz podejścia opartego na wykorzystaniu filtra Kalmana weryfikującego wyniki dwóch poprzednich.

stabilizacji fiskalnej w krajach strefy euro w sytuacji zaistnienia szoku, którego skutki nie byłyby możliwe do złagodzenia za pomocą automatycznych stabilizatorów koniunktury. Zaznacza jednak, że szeroki zakres dyskrecjonalności może zostać zahamowany poprzez instytucję paktu stabilności i wzrostu, który stawia cel zapewniania długookresowej stabilności finansów publicznych ponad celem realizacji krótkookresowej antycyklicznej polityki fiskalnej na szeroką skalę.

W obliczu Wielkiej Recesji dyskrecjonalna polityka fiskalna potraktowana została jako potencjalnie skuteczne narzędzie przeciwdziałania negatywnym skutkom kryzysu. Wnioski takie nakreśla m.in. raport IMF (2008). Jak wynika z opracowania, dyskrecjonalna polityka fiskalna mogłaby się okazać skutecznym narzędziem stymulowania gospodarki, zwłaszcza jeśli zostałaby oparta na narzędziach dochodowych. Podkreślono jednak, że efektywne wdrażanie pakietów fiskalnych wymaga dążenia do poprawy stanu finansów publicznych w okresach dobrej koniunktury oraz przyjmowania przez rządy wiarygodnych zobowiązań tak, aby pakiety stymulacyjne nie zagroziły stabilności długu publicznego.

## **1.4. Pomiar efektów polityki fiskalnej**

### **1.4.1. Koncepcja mnożnika fiskalnego**

W najprostszym ujęciu mnożnik fiskalny można zdefiniować jako zmianę produkcji globalnej (lub innego agregatu mierzącego aktywność gospodarczą) wynikającą z egzogenicznej zmiany wybranego instrumentu polityki fiskalnej. Jako instrument polityki fiskalnej należy rozumieć konkretne (lub zagregowane) wydatki lub dochody budżetowe. W podręcznikach akademickich można spotkać przykładowe interpretacje mnożnika fiskalnego<sup>21</sup>, które sprowadzają się do stwierdzenia, o ile (ilokrotnie) zmieni się poziom aktywności gospodarczej, jeżeli określona kategoria fiskalna ulegnie zmianie o konkretną wielkość. Spilimbergo, Symansky i Schindler (2009) oraz Batini, Callegari i Melina (2012) generalnie definiują mnożnik fiskalny jako stosunek zmiany produkcji globalnej do egzogenicznej zmiany deficytu fiskalnego w odniesieniu do ich poziomów bazowych. W definiowaniu mnożnika ważne jest zwrócenie uwagi na aspekt czasowy, gdyż mnożnik może się kształtować odmiennie w różnych punktach czasu.

21 Należy jednak wspomnieć o zdefiniowanym przez Kahna (1931) mnożniku zatrudnienia. Mnożnik ten wskazywał, że publiczne zatrudnienie tylko części bezrobotnych sprzyja wzrostowi popytu, przekładającego się na wzrost produkcji i wzrost zatrudnienia osób, które pozostawały bez pracy, co stymulowało dalszy wzrost zatrudnienia, wzrost popytu, produkcji itd.



W literaturze prezentowane są różne rodzaje mnożnika fiskalnego. Do najczęściej wykorzystywanych w analizach należą (zob. np. Spilimbergo, Symansky i Schindler, 2009; Ilzetzki, Mendoza i Végh, 2013; Batini, Callegari i Melina, 2012):

- mnożnik oddziaływania zmiennej fiskalnej na koniunkturę w okresie  $t$  (*impact multiplier*):

$$\text{mnożnik} = \frac{\Delta Y_t}{\Delta D_t} \quad (2)$$

wyrażony jako zmiana np. PKB odniesiona do egzogenicznej zmiany wybranego instrumentu polityki fiskalnej (określonego w powyższym zapisie jako  $D$ ) w momencie, w którym impuls fiskalny występuje;

- mnożnik w pewnym horyzoncie czasu  $n$ , ukazujący zmianę np. PKB w okresie  $t + n$  odniesioną do egzogenicznej zmiany konkretnego instrumentu polityki fiskalnej w okresie  $t$ :

$$\text{mnożnik} = \frac{\Delta Y_{t+n}}{\Delta D_t} \quad (3)$$

- mnożnik maksymalny w okresie  $n$  (*peak multiplier*), będący najwyższym oszacowaniem mnożnika wyrażonego formułą (3) w dowolnym horyzoncie  $n$ :

$$\text{mnożnik} = \max \frac{\Delta Y_{t+n}}{\Delta D_t} \quad (4)$$

- mnożnik skumulowany (*cumulative multiplier*), zdefiniowany jako skumulowana zmiana np. PKB w pewnym okresie, wynikająca ze skumulowanej zmiany instrumentu polityki fiskalnej w tym okresie:

$$\text{mnożnik} = \frac{\sum_{j=0}^n \Delta Y_{t+j}}{\sum_{j=0}^n \Delta D_{t+j}} \quad (5)$$

- specyficznym przypadkiem wspomnianego powyżej mnożnika skumulowanego jest mnożnik długookresowy, obliczany dla  $n \rightarrow \infty$ .

Z oszacowaniem mnożnika związane są zależności dotyczące kierunku oraz siły wpływu zmiennych fiskalnych na aktywność gospodarczą. W tradycyjnym podejściu keynesowskim oczekuje się, że ekspansywna polityka fiskalna (wzrost wydatków, cięcia podatków) powinna przynieść efekt w postaci wzrostu zagregowanej produkcji, i odwrotnie w przypadku kontrakcji fiskalnej. W tym znaczeniu mnożnik wydatków powinien być wielkością dodatnią, a mnożnik podatków – ujemną. Wielkość mnożnika wskazuje na skuteczność zastosowanej polityki fiskalnej, tym samym na skuteczność sterowania instrumentami polityki fiskalnej. Im wyższa wartość bezwzględna mnożnika, tym

silniejsze oddziaływanie instrumentu polityki fiskalnej na poziom zagregowanej produkcji.

W przypadku dodatniego, lecz mniejszego niż 1 mnożnika wydatków rządowych polityka fiskalna traktowana jest jako mało skuteczna. Gdy mnożnik wydatków rządowych jest większy niż 1, zwiększenie wydatków o jednostkę powoduje ogólny wzrost aktywności gospodarczej o więcej niż jednostkę. Z kolei zmniejszenie wydatków w sytuacji mnożnika dodatniego, lecz mniejszego niż 1 oznacza, że każda jednostka środków zaoszczędzonych w budżecie przynosi się na niższy spadek zagregowanej produkcji, niż wyniosło obniżenie wydatków, gdy zaś mnożnik jest większy niż 1, każda jednostka zaoszczędzonych środków przynosi się na silne (wyższe niż wyniosł spadek wydatków) obniżenie aktywności gospodarczej.

W literaturze najczęściej rozpatruje się mnożniki wydatków oraz mnożniki podatków (lub podatków netto), w tym również mnożniki ustalane dla bardziej szczegółowo określonych podkategorii dochodów i wydatków, uwzględniających np. wydatki inwestycyjne, podatki od dochodów osobistych ludności, podatki pośrednie itp. Badania obejmują także ustalanie mnożników dla transferów, przy czym rozbudowane analizy tego typu stanowią nowszy wkład w literaturę przedmiotu i z reguły dotyczą publikacji, które pojawiły się w kontekście Wielkiej Recesji (zob. np. Oh i Reis, 2012; Erceg i Lindé, 2013).

### 1.4.2. Wybrane determinanty mnożnika fiskalnego

Analiza literatury przedmiotu wskazuje, że oszacowanie mnożnika fiskalnego może być różne i zależeć od wielu czynników, w tym od rozpatrywanego czasu (okresu analiz) oraz przestrzeni (zakresu krajów). W dużej mierze różnice oszacowań zależą od narzędzia analitycznego, za pomocą którego ustalana jest siła wpływu polityki fiskalnej na koniunkturę, w tym od przyjętych parametrów odzwierciedlających uwarunkowania strukturalne analizowanej gospodarki.

W badaniach nad efektami polityki fiskalnej, prowadzonych przy zastosowaniu różnych modeli, często poddawany jest analizie wpływ tej polityki (przede wszystkim oddziaływanie wydatków rządowych) na konsumpcję (por. Aiyagari, Christiano i Eichenbaum, 1992; Baxter i King, 1993). Zaobserwowane różnice wynikają głównie z mechanizmu transmisji opartego albo na efekcie majątkowym (*wealth effect*), albo na podejściu keynesowskim. Na przykład w modelach RBC zależność pomiędzy wydatkami rządowymi a konsumpcją prywatną kształtowana jest mechanizmem opartym na efekcie majątkowym. W tym ujęciu rosnące wydatki państwa powodują uruchomienie negatywnego efektu majątkowego, który przekłada się na obniżenie konsumpcji prywatnej i zachęca racjonalne gospodarstwa domowe do substytucji czasu wolnego czasem pracy, co wpływa na obniżenie stawki płac, wzrost zatrudnienia oraz wzrost produkcji. W modelach tych mnożniki fiskalne najczęściej są niższe niż 1 (zob. np. Baxter i King, 1993; Parker, 2011). W podejściu

keynesowskim konsumpcja reaguje odmiennie na wzrost wydatków państwa – efekt ten wynika z bezpośredniego oddziaływania wzrostu wydatków rządowych na agregatowy popyt, co powoduje wzrost produkcji, zatrudnienia i, w sposób pośredni, konsumpcji prywatnej. W ujęciu keynesowskim głównym mechanizmem wpływu na konsumpcję jest więc zmiana dochodu rozporządzalnego. Tym samym podejście keynesowskie wskazuje na pozytywny wpływ wzrostu wydatków państwa na agregatowy popyt, produkcję, zatrudnienie i konsumpcję. Rozpoznanie kierunku zależności pomiędzy wydatkami rządowymi i konsumpcją prywatną stanowi przedmiot zainteresowania wielu badań z zakresu analizy efektów polityki fiskalnej (zob. np. Baxter i King, 1993; Ramey i Shapiro, 1998; Burnside, Eichenbaum i Fisher, 2004; Blanchard i Perotti, 2002; Fatás i Mihov, 2001; Galí, López-Salido i Vallés, 2005; Perotti, 2007; Bouakez i Rebei, 2007; Tagkalakis, 2008).

Przegląd literatury pozwala wskazać najczęściej wymieniane determinanty mnożnika fiskalnego. Należą do nich m.in. (zob. np. European Commission, 2012; Spilimbergo, Symansky i Schindler, 2009; Hemming, Kell i Mahfouz, 2002; Chinn, 2013): rodzaj narzędzia analitycznego, rodzaj dostosowań fiskalnych (zwłaszcza to, czy zachodzą one po stronie wydatkowej czy dochodowej), czasowy charakter dostosowań fiskalnych (tzn. trwałe lub tymczasowy charakter impulsu), rozmiary automatycznych stabilizatorów koniunktury, poziom długu publicznego i stabilność fiskalna kraju, obecność działań banku centralnego, stopień otwartości gospodarki oraz jej „nieszczelności”, istnienie (lub brak) ograniczeń finansowych nakładanych na podmioty prywatne, preferencje gospodarstw domowych i stopień konstrukcji przyzwyczajęń konsumpcyjnych, uwarunkowania strukturalne gospodarek, faza cyklu koniunkturalnego itp. Łączne ujęcie determinant pozwala stwierdzić, że mnożnik fiskalny, poza narzędziem analitycznym wybranym do szacowania, zależy m.in. od charakterystyki danego kraju, w tym od poziomu jego rozwoju czy uwarunkowań strukturalnych (zob. np. Brinca, Holter, Krusell i Malafry, 2016; Hory, 2016; Batini, Eyraud, Forni i Weber, 2014a; Batini, Eyraud i Weber, 2014b; Ilzetzki, Mendoza i Végh, 2013). Krótką prezentację wybranych determinant zestawiono poniżej.

### **Rodzaj zastosowanego narzędzia analitycznego**

Narzędzia analityczne, a w ich obrębie dodatkowo przyjęte założenia, w sposób znaczący mogą determinować mnożniki fiskalne. Analizy teoretyczne i empiryczne wskazują, że oszacowania mnożników fiskalnych różnią się nie tylko w odniesieniu do wielkości, ale niekiedy i do znaku (zob. wyniki badań w: Gechert, 2015; Gechert i Will, 2012; Gechert i Rannenberg, 2014). W analizach mnożnikowych najczęściej wykorzystywane są strukturalne modele makroekonomiczne, modele wektorowej autoregresji (*vector autoregression* – VAR), modele realnego cyklu koniunkturalnego (*Real Business Cycle models* – RBC) i stanowiące ich rozszerzenie nowokeynesowskie modele DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium models*).

W modelach RBC ekspansywna polityka fiskalna oddziałuje na gospodarstwa domowe poprzez negatywny efekt majątkowy, co m.in. sprawia, że mnożniki wydatków rządowych w tych modelach są z reguły niższe niż 1. Również w standardowych modelach DSGE mnożniki są niższe niż 1, lecz uwzględnienie specyficznych uwarunkowań (np. stopy procentowej bliskiej zera, działań akomodacyjnych banku centralnego, występowania frykcji, zmian w systemie preferencji, wprowadzenia ograniczeń w zakresie płynności gospodarstw domowych i dostępu podmiotów prywatnych do rynku finansowego) zazwyczaj oddziałuje na wyższe niż 1 mnożniki wydatków rządowych. Istotne różnice ujawniają się także w analizach „starych” i „nowych” generacji modeli keynesowskich (zob. np. Cogan, Cwik, Taylor i Wieland, 2010). Analizy przeprowadzone przez Gecherta (2015) oparte na metaanalizie wskazują, że nowokeynesowskie kalibrowane modele DSGE małej skali, zaprojektowane w celu odtworzenia stylizowanych faktów, takich jak problem zera jako dolnej granicy krótkookresowej nominalnej stopy procentowej, pozwalają na uzyskanie mnożników zbliżonych do tych otrzymywanych w modelach VAR, ale jednocześnie wyższych od mnożników uzyskiwanych w modelach DSGE dużej skali. Co więcej, badania Gecherta i Willa (2012) oraz Gecherta (2015) podkreślają, że mnożniki wydatków z reguły kształtują się wokół 1 i przeciętnie są wyższe o około 0,3–0,4 od mnożników kalkulowanych dla podatków i transferów.

W szeroko rozumianych empirycznych modelach klasy VAR mnożniki zależą m.in. od przyjętej metody identyfikacji szoków. Wnioski z tych modeli opierają się głównie na dynamicznej analizie wynikającej z obserwacji funkcji reakcji na impuls. Funkcje te (w przypadku braku odpowiedniej normalizacji szoków) nie obrazują mnożników, ale pozwalają na analizę odpowiedzi poszczególnych zmiennych na szoki fiskalne. Standardowe modele tej klasy z reguły przewidują wzrost konsumpcji na skutek wzrostu wydatków rządowych (Blanchard i Perotti, 2002; Perotti, 2005). Szczególnym przypadkiem są modele VAR rozróżniające stany koniunktury (tzw. *state-dependent VAR*). Uwarunkowania koniunkturalne stanowią z jednej strony ważną determinantę mnożników fiskalnych, z drugiej zaś wyzwanie dla dotychczas stosowanych narzędzi analitycznych ze względu na potrzebę wyodrębnienia odmiennych reżimów. Oddziałuje to na stopniowe odchodzenie od stosowania narzędzi liniowych opierających się na szacowaniu mnożników średnich w cyklu na rzecz narzędzi nieliniowych rozróżniających mnożniki zależnie od przyjętych reżimów lub uwarunkowań makroekonomicznych (Parker, 2011). Ogólnie, mnożniki w modelach typu *state-dependent* najczęściej są wyższe w recesji w porównaniu z tymi z ekspansji (zob. np. Auerbach i Gorodnichenko, 2012a; 2012b; 2017; Baum, Poplawski-Ribeiro i Weber, 2012; Baum i Koester, 2011; Batini, Callegari i Melina, 2012). Wspomnieć jednak należy m.in. o pracy Ramey i Zubairy (2018), które w badaniu opartym na wielu wariantach specyfikacji oddających odmienne uwarunkowania gospodarki Stanów Zjednoczonych nie potwierdziły, aby w przypadku analiz prowadzonych w warunkach stopy procentowej utrzymywanej w dolnej granicy równej zero (warunki *zero lower bound*) lub w reżimach wyodrębnionych ze względu

na wysokość stopy bezrobocia, mnożniki w „złych” czasach były wyższe niż 1, z wyjątkiem wybranych specyfikacji w warunkach krótkoterminowej nominalnej stopy procentowej utrzymywanej w dolnej granicy, dla których mnożnik wyniósł około 1,5. Co więcej, niektóre warianty analiz wskazały na ujemne mnożniki w reżimie z wysokim bezrobociem, zasugerowano zatem, że efekty polityki fiskalnej uzyskiwane w tego typu modelach zależą m.in. od identyfikacji czy specyfikacji modelu.

### Uwarunkowania fiskalne

Siła reakcji koniunktury na bodźce fiskalne zależy również od stanu finansów publicznych i sposobów prowadzenia polityki fiskalnej. W analizach mnożnikowych badane jest przede wszystkim oddziaływanie wydatków (zwłaszcza o charakterze konsumpcyjnym lub inwestycyjnym), transferów oraz podatków. Zgodnie z podejściem keynesowskim wartość bezwzględna mnożnika wydatków rządowych powinna być wyższa niż wartość bezwzględna mnożnika podatków ze względu na bardziej bezpośredni wpływ wydatków na kształtowanie agregatowego popytu. Zależności takie uzyskują m.in. Boussard, de Castro i Salto (2013) – jak stwierdzono, krótkookresowe mnożniki są z reguły wyższe dla szoków wydatkowych niż podatkowych.

Barrell, Holland i Hurst (2012b) na podstawie obserwacji prowadzonych dla osiemnastu krajów OECD wskazują, że konsolidacja (wzrost podatków, cięcia wydatków) przyniosła wyższe (co do wartości bezwzględnej) mnożniki dla wydatków konsumpcyjnych niż dla świadczeń socjalnych (we wszystkich osiemnastu badanych krajach), w przypadku zaś analiz prowadzonych dla podatków uzyskano wyższe mnożniki dla podatków bezpośrednich w porównaniu z mnożnikami kalkulowanymi dla podatków pośrednich. Co ciekawe, w trzech spośród osiemnastu analizowanych krajów ustalony maksymalny mnożnik podatków kształtował się nieznacznie powyżej maksymalnego mnożnika wydatków na świadczenia socjalne (w Belgii i Hiszpanii mnożnik ten dotyczył podatków pośrednich, a w Szwecji – podatków bezpośrednich).

Wnioski płynące z modeli teoretycznych i empirycznych opartych na bardziej zdezagregowanych danych wskazują, że silniejszy wpływ na aktywność gospodarczą wywierają wydatki o charakterze inwestycyjnym niż te o charakterze konsumpcyjnym, co wynika np. z produktywnego charakteru inwestycji publicznych (zob. np. Aschauer, 1989; Hulten i Schwab, 1993; Abiad, Furceri i Topalova, 2015; ECB, 2016). Z kolei po stronie dochodowej dużego znaczenia nabiera charakter podatków oraz ich relacja względem bazy podatkowej, a więc to, czy podatki te mają charakter zryczałtowany (*lump-sum tax*) czy niezryczałtowany (zwany zamiennie zniekształcającym – *distortionary tax*). Wpływ transferów, mimo że stanowią formę wydatków, jest pośredni, gdyż determinują one zachowania gospodarstw domowych i przedsiębiorstw. Oznacza to, że efekt ich oddziaływania jest podobny do efektu cięć podatkowych. Stąd też w analizach mnożnikowych przyjęło się wyłączać transfery z grupy wydatków państwa i uwzględniać je w kategorii

podatków netto, tj. podatków pomniejszych o płatności transferowe. Niemniej coraz częściej analizuje się wpływ transferów na aktywność gospodarczą odrębnie (zob. np. Oh i Reis, 2012; Erceg i Lindé, 2013).

Innym ważnym uwarunkowaniem jest okres, w jakim impuls fiskalny trwa, a więc to, czy bodziec ma charakter trwały (permanentny) czy przejściowy. Nie tylko jednak czasowość, ale i przewidywanie wystąpienia szoku mają znaczenie w analizach, zwłaszcza tych opartych na podejściu narracyjnym, które ujawnia inne oddziaływanie szoku w momencie jego ogłoszenia oraz po jego zainicjowaniu (zob. np. Ramey, 2011; Mertens i Ravn, 2011). Ponadto w analizach fiskalnych coraz częściej uwzględnia się znaczenie problemów „przewidywania”, a przykładami badań prowadzonych w takim nurcie (*fiscal foresight*) w ramach różnych klas modeli (zwłaszcza modeli klasy VAR lub z uwzględnieniem modeli nowokeynesowskich) są np. badania: Ramey (2011), Leepera i współautorów (Leeper, Richter i Walker, 2012; Leeper, Walker i Yang, 2013), Ricca, Callegari i Cimadoma (2016), Forniego i Gambettiego (2016), Cavallari i Romano (2017) czy Mertensa i Ravna (2012).

W badaniach nad efektami dyskrecjonalnej polityki fiskalnej należy także uwzględnić obecność automatycznych stabilizatorów koniunktury. Pewna część reakcji koniunktury może nie wynikać bezpośrednio z dyskrecjonalnego szoku fiskalnego, lecz może zostać zneutralizowana wystąpieniem automatycznej reakcji zwrotnej. Problem ten ujawnia się szczególnie w przypadku stabilizatorów działających w formie podatków niezryczałtowanych. W ten sposób automatyczne stabilizatory zakłócają efekty uznaniowości fiskalnej. W konsekwencji mnożniki stają się niższe, gdyż zainicjowany szok ulega zamortyzowaniu poprzez system transferów i podatków, co przekłada się na słabszy efekt oddziaływania tych zaburzeń na zagregowaną produkcję (zob. np. Dolls, Fuest i Peichl, 2012). Dyskrecjonalna ekspansja fiskalna (np. wzrost wydatków rządowych) powoduje wzrost produkcji i bazy podatkowej, co w konsekwencji przekłada się na wyższe wpływy z podatków i niższe transfery (np. zasiłki dla bezrobotnych) osłabiające początkowe efekty wzrostu uzyskane dzięki dyskrecjonalnej stymulacji. Jednakże w okresach załamania gospodarczego efekty dyskrecjonalnej polityki fiskalnej mogą być wspomagane automatycznymi stabilizatorami, które, jak wskazano w poprzednim podrozdziale, mają na celu zapobieganie silnemu spadkowi agregatowego popytu. Należy wspomnieć, że istnienie automatycznej reakcji zwrotnej ma ważne reperkusje w analizach mnożników fiskalnych. Jak wykazują Dolls, Fuest i Peichl (2012), w Unii Europejskiej mnożniki fiskalne są niższe niż w Stanach Zjednoczonych, co wynika m.in. z rozmiarów automatycznych stabilizatorów w obu regionach<sup>22</sup>.

22 Dolls, Fuest i Peichl (2012) wykazują, że automatyczne stabilizatory generalnie są większe w krajach Unii Europejskiej niż w USA. Autorzy podkreślają jednak, że UE jest pod tym względem heterogeniczna, co więcej – o ile rozmiary automatycznych stabilizatorów są znaczne w krajach „starej” Unii, o tyle w krajach Europy Środkowo-Wschodniej są relatywnie słabo rozwinięte.

O wielkości mnożników decyduje także poziom zadłużenia, determinujący stabilność systemu finansów publicznych. Badania dotyczące skuteczności konsolidacji fiskalnych podejmowanych np. w obliczu wysokiego zadłużenia publicznego prowadzą m.in. Bertola i Drazen (1993), Perotti (1999) oraz Favero i Giavazzi (2007). Konsolidacje prowadzone w warunkach, w których dług publiczny przekracza pewien poziom, wywołać mogą tzw. niekeynesowskie efekty. W literaturze zaznacza się jednak, że do uzyskania tych efektów niezbędne jest wystąpienie dodatkowych specyficznych uwarunkowań makroekonomicznych.

Natomiast Ilzetzki, Mendoza i Végh (2013) wskazują, że możliwe jest uzyskanie mnożników bliskich zera (a nawet ujemnych), gdy dług publiczny przekracza pewien określony poziom. Sutherland (1997) analizuje model, w którym wpływ polityki fiskalnej na konsumpcję zależy od rozmiarów długu publicznego, z kolei np. Nickel i Tudyka (2014) wskazują na ujemną korelację pomiędzy rozmiarami mnożnika a rozmiarami długu publicznego. W badaniu Kirchnera, Cimadoma i Hauptmeiera (2010) dla krajów strefy euro mnożniki wydatków rządowych są niższe, gdy wyższy jest poziom długu publicznego. Tym samym im większa nierównowaga finansów publicznych, tym bardziej jest prawdopodobne uzyskanie niższych mnożników fiskalnych.

Z kolei nieliniowość mnożnika fiskalnego, analizowaną z punktu widzenia procyklicznego lub antycyklicznego charakteru wydatków rządowych, w krajach OECD badają np. Mencinger, Aristovnik i Verbič (2017) oraz Riera-Crichton, Végh i Vuletin (2015). Ci ostatni wskazują na ogólny skumulowany mnożnik w natychmiastowej reakcji równy około 0,09 w ekspansji i 0,73 w recesji. Przyjęcie podejścia uwzględniającego stan koniunktury i rodzaj stosowanej polityki pozwoliło m.in. stwierdzić, że skumulowany mnożnik wydatków rządowych w natychmiastowej reakcji kształtował się następująco: około 0,5, gdy wzrost wydatków miał miejsce w ekspansji; 0,68, gdy wydatki rosły w recesji; 0,76, gdy wydatki malały w recesji; oraz mnożnik bliski 0, gdy wydatki malały w ekspansji. W pracy dokonano również pogłębionej analizy mnożników długookresowych.

### **Uwarunkowania monetarne**

Rozmiary mnożnika zdeterminowane są także rodzajem odpowiedzi ze strony banku centralnego na zastosowany impuls fiskalny, co oznacza zależność mnożnika od stopnia koordynacji polityki pieniężnej i polityki fiskalnej. Polityka skoordynowana redukuje występowanie efektu wypierania/wypychania wydatków prywatnych (*crowding out effect*), co następuje poprzez ograniczenie zakresu zmiany krótkookresowej nominalnej stopy procentowej.

Bank centralny może sprzyjać podnoszeniu skuteczności ekspansji fiskalnej poprzez okresowe zablokowanie mechanizmu zmiany stopy procentowej. Działania te mogą być wynikiem świadomych decyzji banku centralnego (akomodacja monetarna) lub wynikać z uwarunkowań gospodarki, w której krótkookresowa nominalna stopa procentowa osiągnęła dolną granicę. W tym ostatnim przypadku

rozważany jest szczególny okres, w którym podstawowy mechanizm transmisji monetarnej<sup>23</sup> utracił swoje znaczenie ze względu na ograniczenie lub wyeliminowanie skuteczności konwencjonalnych narzędzi pobudzającej polityki pieniężnej. Szczególnym przypadkiem, w którym nominalna stopa procentowa kształtuje się na bardzo niskim poziomie, jest przypadek pułapki płynności.

Akomodacja monetarna, zwana też amortyzującą polityką monetarną (zob. Acocella, 2002, s. 396), wpływa na ograniczenie zmian nominalnej stopy procentowej w krótkim okresie. Uwzględnienie akomodacji monetarnej najczęściej pozwala na uzyskanie wyższych mnożników niż w sytuacji prowadzenia typowej polityki pieniężnej (tj. takiej, gdy stopa procentowa kształtuje się zgodnie z przyjętą regułą polityki pieniężnej, najczęściej regułą Taylora)<sup>24</sup>. Podobnie na kształtowanie mnożników oddziałuje uwzględnienie zjawiska pułapki płynności (*liquidity trap*) i przyjęcie krótkoterminowej nominalnej stopy procentowej równej zero, tj. jej dolnej granicy (*zero lower bound* – ZLB). Efekty wpływu takich uwarunkowań są najczęściej ustalane na podstawie nowokeynesowskich modeli DSGE.

Mnożniki fiskalne w warunkach interakcji fiskalno-monetarnych analizują m.in. Leeper, Traum i Walker (2011). W badaniu tym, opartym na modelu DSGE, zostały dodatkowo przeprowadzone analizy dla dwóch alternatywnych reżimów: reżimu M (określonego jako aktywna polityka monetarna i pasywna polityka fiskalna) oraz reżimu F (tj. reżimu aktywnej polityki fiskalnej i pasywnej polityki monetarnej). Wyniki badania wskazują na relatywnie wyższe mnożniki w reżimie aktywnej polityki fiskalnej i pasywnej polityki monetarnej (tj. w reżimie F).

Mnożniki determinowane są także poprzez politykę kursową i stopień mobilności kapitału. Za punkt wyjścia dla analiz polityki fiskalnej w małej gospodarce otwartej może służyć model Mundella–Fleminga<sup>25</sup> z doskonale mobilnym kapitałem. W gospodarce otwartej duże znaczenie ma reżim kursu walutowego. Istotne jest przede wszystkim to, czy ma on charakter bliższy kursowi sztywnemu czy kursowi płynnemu. Ekspansja fiskalna spowoduje wzrost stopy procentowej, co z kolei przyciągnie inwestorów zagranicznych i przełoży się na wzrost popytu na walutę krajową oraz aprecjację kursu walutowego w systemie kursów płynnych. Natomiast w warunkach kursu sztywnego analogiczny impuls fiskalny sprzyja kształtowaniu procesów wzrostu. Stąd też w krajach o płynnym kursie walutowym mnożnik fiskalny będzie relatywnie niższy w porównaniu z krajami z kursem sztywnym ze względu na to, że w tych pierwszych efekty polityki fiskalnej zostaną zniwelowane poprzez swobodnie kształtujący się kurs walutowy.

23 W znaczeniu mechanizmu opartego na zmianie nominalnej stopy procentowej. Należy wspomnieć, że banki centralne wielu krajów za główny cel przyjmują działania na rzecz stabilizowania poziomu cen, co oznacza, że wspieranie polityki rządu jest możliwe, o ile, tak jak np. w ustawie o NBP, nie ogranicza to ich celu podstawowego (zob. art. 3 Ustawy z dnia 29 sierpnia 1997 r. o Narodowym Banku Polskim, tekst jedn. Dz.U. z 2013 r., poz. 908 ze zm.).

24 Szczegóły dotyczące reguły i jej implikacji zob. np. Taylor, 1993; Baranowski, 2014.

25 Zob. opis funkcjonowania modelu np. w: Blanchard, 2011; Williamson, 2014.



Na przykład Ilzetzki, Mendoza i Végh (2013) na podstawie przeprowadzonych badań uzyskują dodatnie mnożniki w krajach z usztywnionym kursem walutowym oraz w krajach zamkniętych na wymianę, natomiast w przypadku krajów o reżimie płynnym oraz krajów otwartych na wymianę handlową – bliskie zera, a nawet ujemne. Mnożniki fiskalne są więc tym niższe, im bardziej otwarta jest gospodarka, a zwłaszcza gdy taka gospodarka jest jednocześnie małą gospodarką otwartą (zob. IMF, 2008; Ilzetzki, Mendoza i Végh, 2013; Born, Juessen i Mueller, 2013; Corsetti, Meier i Müller, 2012). Otwartość gospodarki najczęściej jest mierzona poprzez stopień wymiany handlowej, określanej za pomocą miernika obrazującego udział importu i eksportu w relacji do PKB (tzw. indeks otwartości gospodarki). Z reguły duże gospodarki są bardziej samowystarczalne, co sprawia, że wykazują niższą skłonność do importu, który stanowi jeden z kanałów wycieku dochodu poza granice kraju. Dlatego też im wyższa skłonność do importu, tym niższy dochód, który pozostaje do dyspozycji w kraju, i niższe możliwości pobudzenia gospodarki w ujęciu keynesowskim – a co za tym idzie, „nieszczelności” gospodarki decydują o niższych mnożnikach fiskalnych ze względu na zjawisko wypływu dochodu poza granice kraju (zob. np. Barrell, Holland i Hurst, 2012a, s. 75–78). Przy dużym nasileniu wymiany handlowej (rozumianej jako silna tendencja do konsumpcji towarów zagranicznych) działania rządu zmierzające do pobudzenia popytu w kraju, np. za pośrednictwem wzrostu konsumpcji publicznej, zostają częściowo przejęte przez podmioty zagraniczne. Jak wynika z badań np. Ilzetzkiego i współautorów (2013), w gospodarkach otwartych na wymianę handlową oraz gospodarkach z płynnym kursem walutowym ekspansja fiskalna (wzrost wydatków rządowych) nie wpływa znacząco na kształtowanie krajowej produkcji (czego wyrazem są niskie mnożniki).

Z kolei Monacelli i Perotti (2007) analizują skutki szoków wydatków rządowych dla realnego kursu walutowego, bilansu handlowego oraz ich równoczesnych wahań z PKB i konsumpcją prywatną w krajach OECD. W badaniu (wspartym techniką SVAR)<sup>26</sup> stwierdzono, że we wszystkich analizowanych krajach zmiany realnego kursu walutowego i bilansu handlowego indukowane były zmianą wydatków rządowych.

### **Uwarunkowania na rynkach finansowych**

Nakładanie ograniczeń finansowych na gospodarstwa domowe, zwłaszcza ograniczeń w dostępie do aktywów finansowych i rynku pożyczkowego, może powodować, że konsumpcja podlega silnym uwarunkowaniom ze strony rozmiarów bieżącego dochodu rozporządzalnego. Często podmiotom prywatnym pozbawionym dostępu do rynku pożyczkowego przypisuje się tzw. niericardiańskie zachowania (zob. np. Galí, López-Salido i Vallés, 2004; 2005), co oznacza przyjęcie

<sup>26</sup> Badanie uwzględnia również analizy skutków polityki fiskalnej w standardowym modelu DSGE dla gospodarki otwartej z kompletnymi rynkami finansowymi.

założenia, że w pełni konsumują one posiadany bieżący dochód. Przy takich założeniach wzrost wydatków rządowych powoduje, że konsumpcja tych podmiotów wzrasta, co z kolei oddziałuje na wyższy mnożnik wydatków rządowych. Alternatywnie, w tradycyjnym ricardiańskim modelu z oszczędnościami, które wygładzają konsumpcję w czasie, podmioty prywatne zostają osadzone w hipotezie dochodu permanentnego, zgodnie z którą bieżąca konsumpcja zależy od poziomu dochodu oczekiwanego przez jednostkę w trakcie jej całego życia.

Badania podejmowane m.in. w kontekście spowolnienia gospodarczego i ostrej recesji wskazują, że okresom tym często mogą towarzyszyć restrykcje finansowe nakładane na podmioty prywatne<sup>27</sup>. Jednakże im bardziej zliberalizowany rynek finansowy, tym łatwiejszy do niego dostęp, co oddziałuje na niższe mnożniki fiskalne.

Jak wskazują m.in. Canzoneri, Collard, Dellas i Diba (2015), Carrillo i Poilly (2013), Castro, Felix, Julio i Maria (2013), Eggertsson i Krugman (2012), Fernández-Villaverde (2010), niedoskonałości i frykcje rynku finansowego mogą determinować rozmiary mnożnika fiskalnego w pułapce płynności. Sin (2016) analizuje rolę frykcji finansowych w kształtowaniu mnożników fiskalnych w „dobrych” i „złych” czasach na przykładzie małej gospodarki otwartej. Prezentowany model stanowi rozwinięcie narzędzi wykorzystywanych przez Del Negro i in. (2016), Leepera, Traum i Walkera (2011), Kiyotaki i Moore (2012). Wyniki badania wskazują, że w standardowym modelu DSGE bez frykcji płynności mnożniki są niższe niż 1 niezależnie od stopnia mobilności kapitału międzynarodowego. Odpowiednio zmodyfikowany model DSGE dla małej gospodarki otwartej wskazuje, że mnożnik długookresowy może okazać się wyższy, jeśli mobilność kapitału międzynarodowego jest niedoskonała. Z analiz m.in. Sin (2016) wynika wniosek o znaczeniu frykcji finansowych dla kształtowania wielkości mnożników.

### Uwarunkowania strukturalne i instytucjonalne

Skuteczność polityki fiskalnej może być determinowana stopniem elastyczności płac nominalnych oraz elastycznością cen. Gospodarki, w których płace i ceny są relatywnie mniej elastyczne, często osiągają wyższe efekty ekspansji fiskalnej

27 W kryzysie może się pojawić problem oddłużania (*deleveraging*) dotyczący podmiotów prywatnych, w tym gospodarstw domowych (zob. np. Fostel i Geanakoplos, 2008; Eggertsson i Krugman, 2012; Geanakoplos, 2014; Justiniano, Primiceri i Tambalotti, 2015; Fornaro, 2018), co przekłada się na ograniczone możliwości wykorzystania polityki pieniężnej ze względu na niskie stopy procentowe. Jak zauważa Fornaro (2018), *deleveraging* w unii monetarnej może generować pułapkę płynności i zwiększać zjawisko recesji – zastosowany przez autora model przewiduje, że międzynarodowa redukcja zadłużenia dokonana przez peryferyjne kraje strefy euro mogła doprowadzić do zmniejszenia produkcji w strefie euro o około 24% w ciągu dwóch lat po kryzysie finansowym z 2008 r. Literatura przedmiotu wskazuje, że w okresach *deleveraging*, ze względu na problemy z wykorzystaniem polityki stopy procentowej, należy zwrócić uwagę na efekty polityki fiskalnej zarówno w zakresie planowanych konsolidacji, jak i podejmowania działań stabilizacyjnych, ze względu na wysokość mnożników fiskalnych w tych okresach (zob. np. Eggertsson i Krugman, 2012; Gechert i Mentges, 2013).

odzwierciedlone wyższymi mnożnikami fiskalnymi. Takie spostrzeżenia w zakresie uzyskanych rezultatów wynikają np. z modeli Altiga, Christiana, Eichenbauma i Lindégo (2011) oraz Coenena, Ercega, Freedmana i in. (2012). Modele nowokeynesowskie z lepkimi płacami lub cenami pozwalają na uzyskanie wyższych mnożników niż tradycyjne modele neoklasyczne (Woodford, 2011), przy czym wielkość mnożników może być dodatkowo determinowana w tych modelach np. ograniczeniami polityki monetarnej, zwłaszcza zjawiskiem ZLB.

W odniesieniu do rozwiązań instytucjonalnych szczególnie podkreśla się rolę jakości instytucji fiskalnych, motywy postępowania decydentów politycznych (w kontekście ich wpływu na kształtowanie silnej skłonności do deficytów (*deficit bias problem*)), długość opóźnień w polityce fiskalnej, rozmiary zaufania społecznego wobec rządu czy też zakres przejrzystości jego działań (Hemming, Kell i Mahfouz, 2002; Spilimbergo, Symansky i Schindler, 2009).

Im dłuższa faza opóźnień, tym niższe mnożniki fiskalne, gdyż polityka rządu staje się antycypowana. Z kolei im wyższa niepewność, tym gospodarstwa domowe będą silniej wykazywać skłonności do oszczędzania w celu zabezpieczenia się przed niekorzystnym rozwojem sytuacji (Hemming, Kell i Mahfouz, 2002). W efekcie mnożniki z okresów niepewności są najczęściej niższe w porównaniu z tymi z okresów stabilizacji i okresów bardziej pewnych.

Woodford (2011) zauważa, że wydatki rządowe są skuteczne, jeśli występuje ZLB oraz pojawia się opóźnienie w dostosowaniach cenowych i płacowych. W ten sposób mnożniki mogą się kształtować powyżej 1. Canova i Pappa (2011) podkreślają, że otwartość handlowa oraz cykliczność klina rynku pracy mogą służyć wyjaśnianiu różnic w oszacowaniach mnożników<sup>28</sup>.

Wpływ sztywności rynku pracy na wielkość mnożników podkreślają m.in. Gorodnichenko, Mendoza i Tesar (2012) w badaniu nakierowanym na poszukiwanie przyczyn wzmacniających oddziaływanie szoków handlowych na gospodarkę fińską w okresie depresji z lat 1991–1993 przy uwzględnieniu sztywności płac realnych. Wyniki badania wskazują, że sztywne płace zwiększają siłę reakcji gospodarki na szoki popytowe.

Przedstawione czynniki oddziałują na skuteczność polityki fiskalnej. Należy zaznaczyć, że rzadko ujawniają się one samodzielnie. Im więcej czynników wzmacniających efekty polityki fiskalnej wystąpi jednocześnie, tym silniejszy będzie wpływ jej instrumentów na koniunkturę ze względu na wyższe mnożniki fiskalne.

Znajomość mnożników fiskalnych i ich uwarunkowań jest istotna także z punktu widzenia realizacji procesów konsolidacji (np. Barrell, Holland i Hurst, 2012a), gdyż pozwalają one oszacować wysiłek konieczny do poniesienia w procesie naprawy stanu finansów publicznych, zwłaszcza ważne są dla określenia

28 Badania wiążące oszacowania mnożników fiskalnych z kształtowaniem się zatrudnienia lub bezrobocia prowadzone były m.in. dla Stanów Zjednoczonych przez Monacello, Perottiego i Trigari (2010), Ramey (2012) oraz Owyanga, Ramey i Zubairy (2013).

utrąty wzrostu gospodarczego, związanego z podjętymi działaniami z zakresu konsolidacji fiskalnej. Jak pokazują np. analizy Blancharda i Leigha (2012; 2013), zastosowanie przedkryzysowych oszacowań mnożników fiskalnych w warunkach stworzonych przez Wielką Recesję wpłynęło na znaczne rozbieżności pomiędzy oczekiwanymi i rzeczywistymi rezultatami, gdyż wiele konsolidacji zakończyło się większym spadkiem PKB, niż pierwotnie zostało to założone w prognozach makroekonomicznych. W następstwie podjętych weryfikacji ustalono, że niedoszacowania te wynikały m.in. z odmiennej siły oddziaływania polityki fiskalnej w recesji w porównaniu z „normalnymi” czasami. Tym samym dotychczas stosowane przedkryzysowe podejście do analiz oddziaływania polityki fiskalnej wymagało modyfikacji i dostosowania do warunków, które zostały uwypuklone m.in. przez Wielką Recesję<sup>29</sup>.

### 1.4.3. Niekeynesowskie efekty konsolidacji fiskalnej

Na początku lat dziewięćdziesiątych XX w. skuteczność polityki fiskalnej stała się przedmiotem szczególnej uwagi, głównie ze względu na tzw. niekeynesowskie efekty polityki fiskalnej. W przypadku ich zaistnienia wprowadzone oszczędności budżetowe (np. w postaci redukcji wydatków) przekładają się na pobudzenie aktywności gospodarczej. Oznacza to, że zjawisko niekeynesowskich efektów prowadzi do osiągnięcia korzyści z konsolidacji fiskalnej, wiążąc tworzenie oszczędności w budżecie z pozytywnym oddziaływaniem na wzrost gospodarczy.

Literatura w obszarze niekeynesowskich efektów polityki fiskalnej jest liczna. Jedne z pierwszych tego typu badań podjęli m.in. Giavazzi i Pagano (1990; 1996), Alesina i Perotti (1995; 1996) oraz Perotti (1999), a dotyczyły one głównie oceny wpływu wydatków rządowych i podatków na konsumpcję. Ponowne zainteresowanie problemem nastąpiło w kontekście recesji z końca pierwszej dekady XXI w., m.in. ze względu na problemy nadmiernych zadłużeń wielu krajów oraz samą strukturę narastającego długu publicznego.

Większość prac obejmujących tematykę niekeynesowskich efektów polityki fiskalnej dotyczy przełożenia się procesów konsolidacji fiskalnej na równowagę finansów publicznych oraz na procesy wzrostu gospodarczego. Niekeynesowskie efekty ujawniają się głównie w okresach niepomyślnego rozwoju sytuacji makroekonomicznej, w których zachodzi konieczność podjęcia działań na rzecz naprawy finansów publicznych<sup>30</sup>. Prawdopodobieństwo wystąpienia efektów

29 Bardziej szczegółowe analizy mnożnikowe, wynikające z dostosowań do nowych uwarunkowań makroekonomicznych, zaprezentowane zostały w rozdziale 3.

30 Analiza Tsibourisa, Hortona, Flanagan i Maliszewskiego (2006) wykazuje, że wśród zbadanych epizodów w zakresie dostosowań fiskalnych prawie 155 sklasyfikowano jako „wielkie” dostosowanie, a 154 jako „małe” dostosowanie. Z poczynionych badań wynika, że zainicjowaniu „wielkiego” dostosowania fiskalnego towarzyszyły okresy słabnącej aktywności

niekeynesowskich może towarzyszyć np.: (i) zbyt wysokie zadłużenie kraju wyrażone poprzez wysoki wskaźnik długu publicznego w relacji do PKB, który z reguły przekracza pewną wartość progową (zob. np. Blanchard, 1990; Perotti, 1999; Sutherland, 1997; Afonso, 2010; Afonso i Jalles, 2014), (ii) struktura konsolidacji fiskalnej, a więc to, czy została ona przeprowadzona poprzez cięcia wydatków czy wzrost podatków (zob. np. Alesina i Perotti, 1995; Alesina i Ardagna, 1998; 2010; Giavazzi, Jappelli i Pagano, 2000; Giavazzi i Pagano, 1996; Giudice, Turrini i in't Veld, 2007), (iii) oczekiwania społeczeństwa wiążące np. trwanie konsolidacji z możliwością dokonania w jej następstwie przyszłej redukcji podatków (zob. np. Blanchard, 1990; Sutherland, 1997; Giavazzi i Pagano, 1990; Batini, Callegari i Melina, 2012).

W wielu opracowaniach, oprócz pojęcia niekeynesowskich efektów kontrakcji fiskalnej (*expansionary fiscal contraction*) pojawia się pojęcie *expansionary austerity* odnoszone do ekspansywnej w skutkach polityki fiskalnej opartej na konsolidacji (zob. np. Guajardo, Leigh i Pescatori, 2011), która tworząc oszczędności w budżecie, jednocześnie sprzyja stymulowaniu aktywności gospodarczej.

Ekspansywne efekty konsolidacji<sup>31</sup> mogą być wyjaśniane zarówno stroną popytową, jak i stroną podażową gospodarki, przy czym najczęściej podkreśla się m.in. znaczenie oddziaływania efektu majątkowego na wzrost konsumpcji (trwale w czasie cięcia bieżących wydatków mogą powodować, że podmioty prywatne będą oczekiwać obniżki podatków w przyszłości) oraz znaczenie efektu wiarygodności (konsolidacja bardziej trwała, co do której zakłada się, że zakończy się sukcesem, może spowodować redukcję stopy procentowej, to zaś pozytywnie wpłynie na inwestycje i agregatowy popyt, prowadząc do wzrostu produkcji oraz wzrostu zatrudnienia).

Jednym z pierwszych znaczących opracowań z obszaru niekeynesowskich efektów polityki fiskalnej jest badanie Giavaziego i Pagana (1990), którzy poddali analizie dziesięć krajów europejskich (Belgię, Danię, Francję, Hiszpanię, Holandię, Irlandię, Niemcy, Szwecję, Wielką Brytanię i Włochy) w latach 1973–1989, szacując wpływ fiskalnej konsolidacji na prywatną konsumpcję. Z równań regresji wynika, że w okresie konsolidacji w analizowanych krajach wystąpiła ujemna korelacja zarówno pomiędzy konsumpcją prywatną i podatkami netto (wyjątki: Belgia, Hiszpania, Szwecja), jak i pomiędzy konsumpcją prywatną i konsumpcją rządową (wyjątki: Belgia, Włochy). Większość oszacowań regresji okazała

---

gospodarczej lub dekonunktury, a także ponad dwukrotnie wyższa relacja długu do PKB niż w przypadku „matych” epizodów konsolidacyjnych. Analiza została oparta na próbie 165 krajów za lata 1971–2001. Jako epizod dostosowań fiskalnych zdefiniowany został każdy rok lub zakres lat, w stosunku do których zaobserwowano nieprzerwaną poprawę w saldzie pierwotnym z uwzględnieniem realizacji szczegółowo określonych wartości progowych. Z kolei Afonso i Jalles (2014) dokonali wyodrębnienia epizodów fiskalnych dla krajów OECD w latach 1970–2010 za pomocą czterech podejść. W zależności od zastosowanego podejścia średni okres wyodrębnionej kontrakcji fiskalnej trwał od 1,5 do 3,8 roku.

31 Efekty przedstawione zostały np. w ECB, 2004 oraz Bhattacharya i Mukherjee, 2010.

się jednak nieistotna. Istotne statystycznie zależności niekeynesowskie wystąpiły w krajach, w których dokonano znaczących cięć wydatków. Zdaniem Giavazziego i Pagana (1990) o wystąpieniu niekeynesowskich efektów zdecydowały nie tyle rozmiary cięć wydatków budżetowych, ile raczej ich trwałość w czasie oczekiwana przez społeczeństwo. Przekonanie o trwałości redukcji wydatków pozwoliło na zdefiniowanie oczekiwań co do zmiany obciążeń podatkowych, które (w ocenie podmiotów prywatnych) mogłyby maleć w perspektywie długookresowej, jako efekt obecnych cięć wydatków publicznych. Ten mechanizm wpływu został osadzony na hipotezie cyklu życia oraz hipotezie dochodu permanentnego, a także na hipotezie ekwiwalencji ricardiańskiej. Giavazzi i Pagano (1990) poddali analizie zwłaszcza dwa kraje: Danię, w której procesom konsolidacji towarzyszył wysoki dług publiczny i deficyt, oraz Irlandię, w której wystąpił dług publiczny, deficyt budżetowy i deficyt na rachunku obrotów bieżących. Z przeprowadzonych analiz wynika, że w przypadku Danii wzrost konsumpcji został częściowo dokonany poprzez cięcia wydatków budżetowych, które z kolei generowały oczekiwania redukcji podatków, wywołując efekty zgodne z hipotezą dochodu permanentnego. Natomiast w Irlandii ujawnił się efekt wynikający z ograniczenia płynności – jak zauważono, konsolidacja (w II etapie działań podjętych po 1987 r.) przeprowadzona została w większym stopniu poprzez cięcia rządowej konsumpcji i inwestycji niż za pośrednictwem wzrostu podatków. Konsolidacji tej towarzyszyła dewaluacja kursu walutowego. W przypadku Irlandii nie ujawniła się tak silna korelacja pomiędzy konsumpcją prywatną i zmianami wydatków budżetowych, jak w przypadku Danii. Tym samym za bardziej zgodny z podejściem niekeynesowskim uznano przypadek Danii, Irlandia natomiast, w ogólnym podsumowaniu, wykazywała efekty bardziej zgodne z podejściem keynesowskim, na co wpłynęła m.in. wspomniana obecność podmiotów prywatnych ograniczonych płynnością.

Ponownego rozważenia skuteczności procesów konsolidacji fiskalnej w Irlandii, Danii, a także Szwecji i Finlandii dokonał Perotti (2011)<sup>32</sup>. Z badania wynika, że uzyskane efekty wzrostu gospodarczego wywołane konsolidacją były w dużej mierze następstwem jej zbiegu w czasie ze zmianą reżimu kursu walutowego oraz przyjętą polityką stóp procentowych. We wszystkich czterech analizowanych krajach początkowo zaobserwowane procesy wzrostu były pochodną m.in. pobudzenia eksportu, postępującej w czasie obniżki stóp procentowych oraz polityki w zakresie płac (*wage moderation*). Rozważane okresy konsolidacji fiskalnej są więc przykładami pozytywnego oddziaływania kontrakcji fiskalnej wspartej zmianą reżimu kursu walutowego. W opracowaniu uznano, że Dania i Irlandia to najbardziej wyraźne przykłady ekspansywnej w skutkach konsolidacji fiskalnej dokonanej w warunkach zmiany kursu walutowego. Oba kraje w okresie poprzedzającym konsolidację bardziej usztywniły kurs walutowy. Inny wariant konsolidacji

32 Rozważania dotyczyły efektów następujących epizodów konsolidacyjnych: Dania (1983–1986), Irlandia (1987–1989), Finlandia (1992–1998), Szwecja (1993–1998).

prezentują Finlandia i Szwecja, gdzie konsolidacja odbywała się w warunkach wynikających z połączenia polityki kursowej ze strategią celu inflacyjnego wdrożoną w momencie rozpoczęcia konsolidacji (kraje te w okresie poprzedzającym konsolidację przeszły z kursu usztywnionego (*pegged exchange rate*) na kurs płynny i dokonały silnej deprecjacji swoich walut po upłynięciu kursu, co zaowocowało wzrostem eksportu). Struktura przeprowadzonych konsolidacji wskazuje na większe znaczenie wzrostu podatków niż cięć wydatków (wyjątek stanowiła Irlandia) w działaniach naprawczych finansów publicznych.

Bertola i Drazen (1993) za moment wysokiego prawdopodobieństwa uruchomienia konsolidacji fiskalnej uznają tzw. *trigger point*, mierzony udziałem wydatków państwa w PKB. Jeśli wskaźnik ten przekroczy pewną wartość progową, wówczas znacząco wzrasta prawdopodobieństwo wdrożenia konsolidacji. W takich warunkach ujawniają się zachowania ricardiańskie, które wiążą rosnące (w sposób stochastyczny) wydatki państwa z oczekiwaniami silnego wzrostu podatków w celu pokrycia narastającej nierównowagi. Z kolei koncepcję punktu progowego, zdefiniowanego dla poziomu zadłużenia, po którego przekroczeniu zaczynają się pojawiać oczekiwania wzrostu podatków jako źródła finansowania narastającego zadłużenia, nakreśla np. Perotti (1999). Nieliniowych zależności generowanych przez politykę fiskalną doszukuje się również Sutherland (1997), przy czym skupia się na ocenie wpływu polityki fiskalnej na konsumpcję w zależności od poziomu długu publicznego. Nieliniowe zależności pomiędzy konsumpcją prywatną a dostosowaniami budżetowymi były przedmiotem badań Giavazziego i Pagana (1996), przy czym wykazano, że w analizach nieliniowej relacji ważne są przede wszystkim rozmiar i trwałość (oraz przeciąganie w czasie) dostosowań fiskalnych, a także początkowe warunki, w których konsolidacja jest wdrażana, np. poziom długu publicznego. Należy zaznaczyć, że wysoki wskaźnik długu do PKB nie zawsze warunkuje przeprowadzenie ekspansywnej w skutkach konsolidacji i nie jest wystarczający do wystąpienia nieliniowej zależności pomiędzy impulsem fiskalnym a oczekiwaniami sektora prywatnego, co wskazali m.in. Giavazzi, Jappelli i Pagano (2000). Z kolei Alesina i Ardagna (1998), Alesina i Perotti (1995), von Hagen, Hallett i Strauch (2002) oraz Giudice, Turrini i in't Veld (2007) stwierdzają, że mniejsze konsekwencje konsolidacji fiskalnej lub ekspansywne w skutkach konsolidacja są bardziej prawdopodobne przy zastosowaniu cięć wydatków rządowych niż w przypadku wzrostu podatków. Alesina i Ardagna (2010) na podstawie modelu panelowego dla 22 krajów OECD z danymi za lata 1970–2007 wskazują, że większe korzyści z konsolidacji fiskalnej można uzyskać, gdy jej struktura oparta jest na cięciach wydatków i transferów niż na wzroście podatków. Z kolei Giavazzi i Pagano (1996) podkreślają, że oprócz wydatków publicznych ważną rolę w realizacji zakończonej sukcesem konsolidacji odgrywają podatki i transfery.

W literaturze przedmiotu wskazuje się argumenty, które uzależniają prawdopodobieństwo przeprowadzenia skutecznej konsolidacji od przyjęcia przez bank centralny odpowiednio skoordynowanej polityki monetarnej (zob. Ahrend, Catte

i Price, 2006; Foresti i Marani, 2014). Jak wykazują m.in. Kumar, Leigh i Plekhanov (2007, s. 6–7), przegląd literatury pozwala wyłonić liczne czynniki, które przyczyniają się do zrealizowania skutecznej konsolidacji. Najważniejsze z nich zostały określone następująco: czynniki polityczne oraz otoczenie makroekonomiczne zarówno przed konsolidacją, jak i w jej trakcie, struktura konsolidacji (zaprojektowane środki wydatkowe i dochodowe), uczestnictwo w procesie konsolidacji lokalnych jednostek samorządowych, wdrożenie reform strukturalnych, istniejące środowisko instytucjonalne, np. transparentność działań rządu. Ponadto przeprowadzone przez autorów analizy wskazują, że konsolidacje fiskalne najczęściej były wdrażane w warunkach osłabionej aktywności gospodarczej, której towarzyszył np. wysoki i rosnący wskaźnik relacji długu do PKB. Ważne jest także istnienie silnej pozycji instytucji fiskalnych. Stwierdzenie to koliduje jednak z przesłaniem sformułowanym przez IMF (2010a; 2010b), wskazującym czas ostatniej recesji (tj. z pierwszej dekady XXI w.) za niekorzystny dla rozpoczęcia konsolidacji, co wynikało m.in. z kształtowania się stóp procentowych bliskich zera. Wdrożone w tym okresie konsolidacje fiskalne nie oddziaływały więc znacznie na redukcję stóp procentowych, co mogłoby pobudzić inwestycje i konsumpcję. Ponadto na podstawie narracyjnego podejścia do pomiaru konsolidacji wykazano, że konsolidacja o rozmiarach 1% PKB pociąga za sobą w ciągu dwóch lat spadek PKB o około 0,5% oraz wzrost bezrobocia o około 0,3 punktu procentowego<sup>33</sup>. Badanie podkreśla jednak pozytywny wpływ konsolidacji na wzrost gospodarczy w długim okresie. Batini, Callegari i Melina (2012, s. 8) na podstawie własnych badań oraz przeglądu literatury wskazują, że prawdopodobieństwo, z jakim konsolidacja fiskalna zainicjowana w okresie pogorszenia koniunktury pogłębi lub wydłuży spowolnienie, jest prawie dwukrotnie większe niż prawdopodobieństwo, że konsolidacja rozpoczęta w ożywieniu spowoduje pogorszenie koniunktury. Podobne wnioski w zakresie efektów konsolidacji sugeruje Perotti (2011), wskazując, że ostatnie przykłady wielkich konsolidacji o ekspansywnych skutkach przeprowadzone zostały z uwzględnieniem polityki kursowej połączonej z postępującą obniżką stóp procentowych i *wage moderation*. Jak jednak stwierdza Perotti (2011), w bieżącej perspektywie (okres drugiej dekady XXI w.) wystąpienie takich okoliczności jest raczej mało prawdopodobne. Wynika to z faktu, że nie wszystkie kraje mają możliwość sterowania kursem walutowym (np. strefa euro i kraje uczestniczące w ERM II), a polityka redukcji stopy procentowej została częściowo ograniczona (np. poprzez zablokowanie kanału nominalnej stopy procentowej jej niskim poziomem w czasie recesji). Przykładowe badanie procesów konsolidacyjnych w krajach strefy euro w latach 2011–2013 przeprowadzone przez Gecherta, Halletta i Rannenberga (2015) wskazuje, że konsolidacje te dokonane

33 Podkreślono jednak, że konsolidacja oparta na cięciach wydatków jest często mniej negatywna w skutkach niż konsolidacja oparta na instrumentach podatkowych.



zostały przede wszystkim na podstawie cięć wydatków publicznych, zwłaszcza transferów. Ponadto zauważono, że wywołały one redukcję PKB w porównaniu z okresem bazowym średnio o 4,3% dla roku 2011 i o około 7,7% dla roku 2013. Szacunki wskazują, że konsolidacje spowodowały znaczący spadek PKB, a ich koszty okazały się wysokie, zwłaszcza że w ich następstwie zaobserwowano nieznaczną poprawę salda budżetowego.

## Podsumowanie

W rozdziale zaprezentowano wybrane zagadnienia z zakresu polityki fiskalnej oraz jej najważniejsze związki z koniunkturą. Przedstawiony przegląd literatury miał na celu nakreślenie zagadnień, począwszy do kontrowersji w zakresie stabilizacyjnej roli polityki fiskalnej, poprzez analizy odniesione do cykliczności polityki fiskalnej, po zagadnienie mnożnika fiskalnego i jego wybranych determinant.

W dokonanym przeglądzie literatury wskazano, że polityka fiskalna najwięcej dyskusji wywołuje w odniesieniu do funkcji stabilizacyjnej. Ze względu na szeroki zakres uznaniowego sterowania deficytem budżetowym ten rodzaj polityki fiskalnej może powodować konsekwencje wynikające m.in. z ryzyka nieadekwatnego doboru skali podejmowanych działań, które mogą oddziaływać na pogłębianie wahań koniunktury. Jak zaprezentowano na podstawie dostępnej literatury, po czasach keynesowskiej świetności stabilizująca rola polityki fiskalnej traciła na znaczeniu w poglądach kolejnych szkół makroekonomii, szersze przywrócenie jej keynesowskiego uznania nastąpiło dopiero za sprawą ostatniego załamania gospodarczego z przełomu pierwszej i drugiej dekady XXI w., co wynikało m.in. z niekorzystnych uwarunkowań prowadzenia polityki pieniężnej (zwłaszcza polityki stopy procentowej).

Liczne kontrowersje wokół uznaniowej polityki fiskalnej powodują, że za dobrą politykę fiskalną uznaje się politykę opartą na automatycznych stabilizatorach koniunktury, przy czym, jak wykazano na podstawie przeglądu literatury, również i te sposoby prowadzenia polityki fiskalnej nie są pozbawione wad. Szczególna rola polityki opartej na automatycznych stabilizatorach wynika z jej reakcji na wahania koniunktury. Z kolei uznaniowa polityka, m.in. ze względu na jej ograniczoną wrażliwość na fluktuacje, może się okazać procykliczna. Z przeglądu literatury wynika, że problem procyklicznej polityki fiskalnej był początkowo odnoszony do krajów rozwijających się, ostatnie analizy wskazują jednak na występowanie procykliczności także w krajach rozwiniętych, przy czym za jedną z eksponowanych przyczyn procykliczności uznaje się słabość mechanizmów instytucjonalnych i politycznych.

W prezentowanym rozdziale szczególną uwagę skupiono na mnożniku fiskalnym. Jak wynika z przeglądu literatury, skuteczność mechanizmu mnożnikowego uzależniona jest od wielu czynników, w tym od uwarunkowań monetarnych, strukturalnych, instytucjonalnych, właściwości krajowej polityki fiskalnej czy narzędzia analitycznego, na podstawie którego określana jest wielkość mnożnika. Ważną rolę odgrywa faza koniunktury, co oznacza wprowadzenie do analiz kwestii nieliniowości. W literaturze szczególnie podkreśla się dwa sposoby rozróżniania wielkości mnożnika w zależności od stanów aktywności gospodarczej: modyfikację założeń modeli teoretycznych oraz szacowanie modeli zależnych od wahań koniunktury (*state-dependent models*). W analizach liniowych prowadzonych dla krajów rozwiniętych mnożniki wydatków rządowych w modelach teoretycznych najczęściej nie były wyższe niż 1, natomiast zbliżone do 1 lub nieco wyższe w analizach z wykorzystaniem modeli klasy VAR. Z kolei mnożniki wydatków rządowych ustalone w odrębnych reżimach „dobrej” i „złej” koniunktury często są wyższe (z reguły wyższe niż 1) w recesji w porównaniu z ekspansją, jednakże również w formułowaniu tego typu wniosków pojawiają się kontrowersje i wątpliwości.

Jednym ze „stylizowanych faktów” jest wystąpienie pozytywnej reakcji koniunktury na wzrost wydatków rządowych. Należy wspomnieć o szczególnym przypadku, który dotyczy tzw. ekspansywnej w skutkach konsolidacji fiskalnej – w pewnych specyficznych warunkach konsolidacja fiskalna może przynieść niekeynesowskie efekty i pobudzić wzrost gospodarczy. Jak jednak wykazano, przypadki Danii i Irlandii świadczą o tym, że na taki efekt złożyło się wiele innych uwarunkowań, w tym poprzedzająca konsolidację zmiana kursu walutowego. Uzyskanie niekeynesowskich efektów zacieśnienia fiskalnego jest więc możliwe, lecz najczęściej ich powstaniu towarzyszą specyficzne warunki, inne niż skala czy struktura podjętych konsolidacji.



## Rozdział 2

# Polityka fiskalna w standardowych modelach teoretycznych i empirycznych nierozróżniających wahań koniunktury

## Wprowadzenie

Przedmiotem rozważań podjętych w niniejszym rozdziale są efekty uzyskiwane w ramach podejścia, które pomija rozróżnienie siły oddziaływania instrumentów polityki fiskalnej zależnie od wahań koniunktury. Wprawdzie w tego typu analizach przyjmowano liczne założenia lub poddawano je modyfikacjom, to jednak nie uwzględniano w nich wprost odmiennych stanów koniunktury w celu bezpośredniego uchwycenia różnic w efektach, jakie przynosi zastosowanie polityki fiskalnej w różnych fazach aktywności gospodarczej.

Przegląd literatury wskazuje, że do podejść utrzymanych w tym nurcie należy zaliczyć wykorzystanie m.in. modeli empirycznych klasy VAR, modeli realnego cyklu koniunkturalnego (RBC) oraz stanowiących ich rozwinięcie modeli nowokeynesowskich. Właściwości tych modeli generują rozbieżności w efektach wywoływanych instrumentami polityki fiskalnej, zwłaszcza w zakresie wpływu tych narzędzi na konsumpcję czy inwestycje. Makroekonomiczne efekty szoków fiskalnych uzyskane w modelach teoretycznych zależą od wielu założeń, w tym założeń odwołujących się do heterogeniczności gospodarstw domowych, systemów preferencji, ograniczeń w zakresie prowadzenia polityki pieniężnej czy innych uwarunkowań o charakterze strukturalnym. Analizy empiryczne koncentrują się natomiast przede wszystkim na wnioskach płynących z modeli wektorowej autoregresji (VAR), których początki związane są z pracą Simsa (1980). Modele te, zaadaptowane na potrzeby polityki fiskalnej, wymagają przyjęcia specjalnych założeń w postaci identyfikacji zaburzeń fiskalnych i jak wykazują m.in. Caldara i Kamps (2008), najczęściej obejmują: (i) rekursywne podejście z wykorzystaniem dekompozycji Choleskiego, (ii) strukturalne modele VAR z dekompozycją Blancharda i Perottiego (2002), (iii) modele VAR z restrykcjami znaków w funkcji reakcji na impuls (Mountford i Uhlig, 2009).

Liczne badania opierają się również na tzw. studiach zdarzeń i na podejściu narracyjnym wykorzystującym np. informacje o epizodach wojennych, na podstawie których wyodrębnia się okresy wysokiego natężenia wydatków militarnych (np. Ramey i Shapiro, 1998; Edelberg, Eichenbaum i Fisher, 1999; Ramey, 2011), lub na zaadaptowaniu zapisów narracyjnych (jak w podejściu Romer i Romera, 2010) do wyodrębnienia egzogenicznych zmian podatkowych.

W celu uproszczenia analiz prezentowane w tej pracy modele podzielono na teoretyczne i empiryczne, nie dokonując ich bardziej szczegółowej klasyfikacji. W odrębnych analizach ujęto podejście wykorzystujące studia zdarzeń i podejście narracyjne, przy czym, jak wynika z zaprezentowanych przykładów wybranych badań, łączone jest ono z analizami prowadzonymi w obu grupach modeli.

Przyjęty układ rozdziału jest następujący. W podrozdziale pierwszym przedstawiono wyniki wybranych badań, które związane są z analizami efektów polityki fiskalnej prowadzonymi w ramach modeli teoretycznych, przy czym opis ten poprzedzono krótką charakterystyką założeń najczęściej przyjmowanych w tych modelach. W podrozdziale drugim omówiono wybrane wyniki uzyskiwane na podstawie modeli empirycznych, a w kolejnym – przykłady wykorzystania podejścia opartego na studiach zdarzeń i podejścia narracyjnego. W dalszej części wskazano przykładowe problemy ujawniające się w trakcie analiz, których celem jest określenie oddziaływania zmian podatkowych na PKB. Rozdział zamyka krótkie podsumowanie.

## 2.1. Polityka fiskalna w modelu teoretycznym

### 2.1.1. Wybrane założenia modeli teoretycznych

W podrozdziale scharakteryzowano tylko wybrane założenia, w szczególności odniesione do: ekwiwalencji ricardiańskiej, obecności zróżnicowanych gospodarstw domowych oraz założeń w zakresie systemu preferencji gospodarstw domowych.

#### **Ekwiwalencja ricardiańska**

Zgodnie z ekwiwalencją ricardiańską finansowanie wzrostu bieżących wydatków publicznych poprzez emisję obligacji (dług publiczny) lub poprzez wzrost bieżących obciążeń podatkowych jest równoważne. Początki ekwiwalencji są związane z rozważaniami Ricarda, który wysunął koncepcję, lecz w ostateczności ją zanegował. Świetność debaty na temat ekwiwalencji przywrócił Barro (1974). Przeciwno teorematowi sformułował jednak kilka zastrzeżeń (np. (i) gospodarstwa domowe mają skończony okres życia i nie przywiązują wagi do podatków nakładanych

w nieskończenie odległym czasie; (ii) istnieje niepewność w zakresie przyszłych dochodów oraz podatków; (iii) nie występują wyłącznie podatki zryczałtowane; (iv) prywatne rynki kapitałowe są niedoskonałe, a realna stopa dyskontowa typowego podmiotu prywatnego z reguły przewyższa realną stopę dyskontową rządu (zob. Barro, 1988). Barro (1974) na bazie międzypokoleniowego modelu Samuelsona i Diamonda oraz przyjętych założeń dowodzi, że finansowanie wydatków poprzez sprzedaż obligacji jest ekwiwalentne względem ich finansowania podwyżkami podatków. W przypadku zwiększenia zadłużenia rząd i tak będzie musiał podnieść podatki, aby spłacić zaciągnięty dług. Na gruncie rozważanego modelu obie formy finansowania są więc ekwiwalentne. Ponadto, jak podkreślają Musgrave i Musgrave (1984, s. 631), w przypadku finansowania wydatków publicznych deficytem racjonalne podmioty mają świadomość, że działania rządu wpłyną na zwiększenie podatków w przyszłości. Ekonomiczne efekty deficytu finansowanego długiem lub podatkami stawiają racjonalne podmioty prywatne w identycznym położeniu<sup>1</sup>. Tym samym, niezależnie od wyboru sposobu finansowania wydatków (tj. podatki obciążające obecne pokolenia albo dług pokrywany emisją obligacji, który wpłynie na podwyżkę podatków w przyszłości), gospodarstwa domowe w ogólnym podsumowaniu formułują takie same wnioski.

### Gospodarstwa domowe w modelu teoretycznym

Ważne implikacje dla wpływu szoków fiskalnych na zachowanie zmiennych makroekonomicznych wynikają z wprowadzenia do analiz odmiennych gospodarstw domowych, głównie tradycyjnych ricardiańskich oraz niericardiańskich (Mankiw, 2000; Galí, López-Salido i Vallés, 2004; 2005). Jak podkreśla Mankiw (2000), klasyczna analiza wpływu polityki fiskalnej na gospodarkę bazowała na dwóch modelach gospodarstw domowych: (i) modelu Barro–Ramseya z gospodarstwami domowymi żyjącymi w nieskończoności (Barro, 1974) oraz (ii) na podejściu Diamonda–Samuelsona opierającym się na tzw. modelu międzypokoleniowym (*model of overlapping generations*) (Diamond, 1965; Samuelson, 1958). Według Mankiwa (2000) założenia przyjęte w obu modelach nie były wystarczające, zwłaszcza jeżeli uwzględni się fakt, że większość gospodarstw domowych dokonuje zapisów w celu akumulacji bogactwa, wartość netto posiadanego majątku jest bliska 0 (Woolf, 1998), zaś proces wygładzania konsumpcji jest daleki od idealnego. Z powodu tych niedoskonałości zaproponował on model określony jako model *Savers-Spenders*, który bazuje na dwóch grupach gospodarstw domowych wykazujących odmienne podejście do kwestii rozdysponowania posiadanego dochodu rozporządzalnego. Za konsumentów oszczędnych (*Savers*) uznał tych postępujących zgodnie z założeniami modelu Barro–Ramseya z nieskończonym horyzontem planowania, natomiast za *Spenders* – tych przeznaczających cały swój dochód rozporządzalny na konsumpcję. Obecność obu typów konsumentów

1 Zob. np. Krawczyk, 2007; Romer, 2000; Elmendorf i Mankiw, 1998.

oddziałuje na efekty polityki fiskalnej, w tym np. pozwala lepiej zrozumieć wpływ przejściowych zmian podatków na konsumpcję. Wyodrębnienie odmiennie zachowujących się konsumentów zbliża model do realiów gospodarki<sup>2</sup>.

Wspomniane typy gospodarstw domowych (ricardiańskie i niericardiańskie) rozróżnione zostały m.in. przez Campbella i Mankiwa (1989). Rozważali oni zachowania dwóch grup konsumentów: podlegających hipotezie dochodu permanentnego<sup>3</sup> oraz konsumujących cały posiadany dochód bieżący. W przypadku tych ostatnich przewidywana zmiana w dochodzie do dyspozycji wywołuje przewidywaną zmianę w konsumpcji. Zachowania, którym ulegają przedstawiciele tej grupy, to zachowania według zasady „reguł praktycznych” (*rule-of-thumb*). Tą zasadą kierują się m.in. gospodarstwa określone w modelu Mankiwa (2000) jako *Spenders*.

Konsumenci niebędący ricardiańskimi tworzą niejednorodną grupę – w literaturze wymienia się m.in. konsumentów niericardiańskich, *rule-of-thumb consumers* albo *hand-to-mouth consumers* i liczne typy gospodarstw domowych z ograniczeniami, np. z ograniczeniami w zakresie płynności, kredytowymi itp. (zob. Mankiw, 2000; Amato i Laubach, 2003; Galí, López-Salido i Vallés, 2004; 2005; Erceg, Guerrieri i Gust, 2006; Makarski, 2015). Gospodarstwa niericardiańskie nie posiadają aktywów ani zobowiązań, nie mają dostępu do rynku finansowego, co z kolei oznacza, że ani nie pożyczają, ani nie oszczędzają, wobec czego cały swój bieżący dochód przeznaczają na konsumpcję. Rozróżnienie pomiędzy konsumentami postępującymi zgodnie z ogólną zasadą *rule-of-thumb* oraz konsumentami ricardiańskimi (zwanymi także optymalizującymi – *optimiznig* (zob. Galí, López-Salido i Vallés, 2004)) polega na tym, że w interpretacji zachowań tych

2 Mankiw (2000) zaznaczył, że modele polityki fiskalnej powinny uwzględniać zarówno niezamożne gospodarstwa domowe, które nie są w stanie wygładzać konsumpcji w czasie, jak i zamożne gospodarstwa domowe, które są w stanie wygładzać ścieżkę konsumpcji nie tylko z roku na rok, ale również z generacji na generację. Jak zauważa Mankiw (2000), nieoszczędzający konsumenci w Stanach Zjednoczonych stanowili około 20% populacji.

3 Należy wspomnieć, że z powodu niedoskonałości objaśniania konsumpcji na podstawie teorii dochodu permanentnego (*Permanent Income Hypothesis* – PIH (zob. Friedman, 1957)) lub hipotezy cyklu życia (*Life Cycle Hypothesis* – LCH (zob. Ando i Modigliani, 1963)) wysunięto alternatywną koncepcję, opartą na modyfikacji PIH. W efekcie uzyskano koncepcję opisującą tworzenie oszczędności gospodarstw domowych – tzw. model buforowego zapasu oszczędności (*buffer-stock savings*) (zob. Deaton, 1991; Carroll, 1992; 1997; 2004; Carroll i Samwick, 1998; Ludvigson i Michaelides, 2001; Jappelli, Padula i Pistaferri, 2005; Wen, 2009). W modelu tym gospodarstwa domowe kierują się określonym poziomem majątku w relacji do dochodu permanentnego, np. jeśli konsumenci doświadczą pozytywnego szoku w dochodach, wówczas staną się niecierpliwi (nieoszczędzający) i zwiększą obecną konsumpcję, natomiast w przypadku szoku negatywnego dominować będą postawy typowe dla konsumenta cierpliwego (oszczędności wzrosną). W hipotezie tej wzrost konsumpcji determinowany jest wzrostem dochodu osiąganego z pracy. W literaturze wskazuje się na ograniczenie tej hipotezy, wynikające m.in. z braku obserwowalności kluczowej zmiennej, tj. relacji majątku do dochodu permanentnego, która w przypadku każdego indywidualnego konsumenta może kształtować się odmiennie.

pierwszych należy brać pod uwagę ich względną krótkowzroczność, brak dostępu do rynku kapitałowego lub niechęć do oszczędzania, a nawet niewiedzę o możliwościach międzyokresowych transakcji wymiennych (zob. Galí, López-Salido i Vallés, 2004). Niericardiańskie gospodarstwa domowe są krótkowzroczne (nie kierują się dochodem permanentnym), uwarunkowują rozmiary konsumpcji od bieżącego dochodu rozporządzalnego, a tym samym nie uwzględniają zasobów, które mogą uzyskać w trakcie swojego życia. Konsumenci ci nie próbują, a nawet nie są w stanie wygładzać swoich ścieżek konsumpcji w obliczu fluktuacji na rynku pracy. Jak już wspomniano, model Campbella i Mankiwa (1989) uwzględniał, jako jeden z pierwszych, egzogenicznie określony udział konsumentów typu *rule-of-thumb*; późniejsze implikacje takich założeń dla polityki fiskalnej w modelach teoretycznych rozważane były m.in. przez Galiego i współautorów (2005), Coena i Strauba (2005) czy Krusella i Smitha (1996).

Standardowe modele teoretyczne (tj. np. nowokeynesowskie lub realnego cyklu koniunkturalnego) oparte na reprezentatywnym gospodarstwie domowym ujawniają negatywny efekt wpływu ekspansywnej polityki fiskalnej (wzrost wydatków rządowych) na konsumpcję. Modele te wymagały zatem pewnego dopracowania, zwłaszcza że wyniki prac empirycznych wskazywały raczej na pozytywny lub w ostateczności nieistotnie negatywny wpływ wzrostu konsumpcji rządowej na konsumpcję prywatną (zob. np. Perotti, 2005; Fatás i Mihov, 2001; Mountford i Uhlig, 2009; Galí, López-Salido i Vallés, 2005). Obecność ricardiańskich gospodarstw domowych żyjących w nieskończenie długim horyzoncie powoduje m.in. obserwowalny w tych modelach spadek konsumpcji prywatnej na skutek wzrostu wydatków rządowych, który jednak w pewnym stopniu może zostać ograniczony poprzez uwzględnienie gospodarstw niericardiańskich.

Coenen i Straub (2005) rozszerzyli standardowy i powszechnie stosowany w praktyce nowokeynesowski model DSGE autorstwa Smetsa i Woutersa (2003) o obecność dwóch heterogenicznych grup gospodarstw domowych – ricardiańskich i niericardiańskich. Ponadto model zakłada występowanie lepkich cen, niekonkurencyjny rynek pracy, założenie o ustalaniu płac (przez związki zawodowe) i cen (przez przedsiębiorstwa) zgodnie ze schematem Calvo (1983), obecność podmiotu odpowiedzialnego za politykę fiskalną (rząd) i politykę pieniężną (bank centralny). Podobnie jak w standardowym modelu, założono występowanie kontinuum gospodarstw domowych indeksowanych poprzez  $h \in [0, 1]$ . Część z nich (tj.  $1 - \omega$ ) uznano za gospodarstwa domowe ricardiańskie, mające dostęp do rynku finansowego, indeksowane poprzez  $i \in [0, 1 - \omega)$ . Oznacza to, że udział gospodarstw niericardiańskich wynosi  $\omega$ , ich indeksacji dokonano poprzez  $j \in [1 - \omega, 1]$ . Ponieważ tylko gospodarstwa ricardiańskie mają dostęp do rynku finansowego, oznacza to, że mogą dokonywać transakcji w zakresie obligacji rządowych oraz dokonywać akumulacji kapitału i wypożyczać go przedsiębiorstwom. Stąd też istotne implikacje tych założeń dotyczyć będą postaci ograniczenia budżetowego obu typów gospodarstw domowych.



W zaproponowanym modelu każde ricardiańskie gospodarstwo domowe optymalizuje chwilową funkcję użyteczności, dokonując wyborów w zakresie rozmiarów konsumpcji ( $C_{i,t}$ ), inwestycji ( $I_{i,t}$ ), obligacji rządowych przynoszących korzyści finansowe w okresie następnym ( $B_{i,t+1}$ ), rozmiarów posiadanego kapitału w okresie następnym ( $K_{i,t+1}$ ) oraz intensywności zużycia wykorzystywanego w przedsiębiorstwach zasobu kapitału ( $Z_{i,t}$ ).

Przyjęta w modelu postać funkcji użyteczności gospodarstwa ricardiańskiego jest następująca:

$$E_t = \left[ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \varepsilon_{t+k}^b \left( \frac{1}{1-\zeta} (C_{i,t+k} - v C_{i,t+k-1}^*) \right)^{1-\zeta} - \frac{\varepsilon_{t+k}^n}{1+\zeta} (N_{i,t+k})^{1+\zeta} \right] \quad (6),$$

gdzie dodatkowe oznaczenia to:  $\beta$  – czynnik dyskontujący,  $\zeta$  – współczynnik relatywnej awersji do ryzyka,  $\zeta$  – odwrotność elastyczności pracy (*work effort*) względem realnej stawki płac,  $N_{i,t}$  – podaż pracy,  $v$  – parametr dla określenia wpływu zewnętrznych przyzwyczajzeń konsumpcyjnych<sup>4</sup>. Do funkcji wprowadzone zostały dwa rodzaje szoków: szok w preferencjach, który determinuje zdolności ricardiańskiego gospodarstwa domowego do wygładzania konsumpcji w czasie:  $\varepsilon_t^b = \rho_b \varepsilon_{t-1}^b + \eta_t^b$  oraz szok w podaży pracy opisany następującą zależnością:  $\varepsilon_t^n = \rho_n \varepsilon_{t-1}^n + \eta_t^n$ .

Postać międzyokresowego ograniczenia budżetowego (w wyrażeniu realnym) podana jest formułą (7):

$$(1 + \tau^c) C_{i,t} + I_{i,t} + R_t^{-1} \frac{B_{i,t+1}}{P_t} + \Psi(Z_{i,t}) K_{i,t} = \frac{(1 - \tau^d) W_t}{(1 + \tau^w) P_t} N_t + (1 - \tau^d) \frac{R_t^k}{P_t} Z_{i,t} K_{i,t} + \tau^d \delta K_{i,t} + (1 - \tau^d) \frac{D_{i,t}}{P_t} + \frac{T_{i,t}}{P_t} + \frac{B_{i,t}}{P_t} \quad (7),$$

gdzie dodatkowe oznaczenia są następujące:  $R_t$  – stopa zwrotu z nieryzykownych obligacji,  $P_t$  – zagregowany poziom cen,  $\Psi(\cdot)$  – funkcja odzwierciedlająca koszt zmiany intensywności wykorzystania kapitału,  $R_t^k$  – stawka czynszu za wynajem kapitału przedsiębiorstwom (o rozmiarach  $Z_{i,t} K_{i,t}$ ),  $D_{i,t}$  – dywidendy wypłacone przez firmy będące własnością gospodarstw domowych,  $\tau^c$  – stawka podatku nakładanego na konsumpcję,  $\tau^d$  – stawka podatku dochodowego nakładanego na pozostałe źródła dochodu (z wyjątkiem odsetek od obligacji rządowych i pomniejszych o deprecjację kapitału),  $\tau^w$  – stawka podatku od wynagrodzeń (*pay-roll tax*) nakładanego na dochody z pracy ( $W_t N_t$ ),  $T_{i,t}$  – podatki zryczałtowane (lub otrzymywane transfery),  $W_t$  – nominalna stawka płac.

<sup>4</sup>  $C_{i,t-1}^*$  oznacza przeciętny poziom konsumpcji, który został wybrany w okresie poprzednim przez grupę analogicznych ricardiańskich gospodarstw domowych,  $C_{i,t}$  – to z kolei poziom konsumpcji danego gospodarstwa domowego w okresie  $t$ .

Wyrażenie po prawej stronie ograniczenia budżetowego (w formule 7) oznacza zasoby, które gospodarstwo domowe ma do dyspozycji, rozporządzając je na wydatki, które zostały zdefiniowane po lewej stronie równania. Dostęp do rynku kapitałowego pozwala na dokonywanie akumulacji.

Wprowadzone do modelu gospodarstwa niericardiańskie nie optymalizują swoich decyzji zarówno w odniesieniu do międzyokresowego ograniczenia budżetowego, jak i w obszarze jednego (bieżącego) okresu. Każde  $j$ -te niericardiańskie gospodarstwo domowe postępuje zgodnie z zasadą *rule-of-thumb*. Gospodarstwa te traktują łączny dochód płacowy jako dany, dostarczają na rynek odpowiednią ilość pracy, która zaspokaja zgłaszany popyt na pracę. W konsekwencji rozmiary konsumpcji są równe dochodowi rozporządzalnemu, co można zapisać za pomocą następującej zależności:

$$(1 + \tau^c)C_{j,t} = \frac{(1 - \tau^d) W_t}{(1 + \tau^w) P_t} N_t - \frac{T_{j,t}}{P_t} \quad (8).$$

Coenen i Straub (2005) w swoim modelu DSGE estymowanym dla strefy euro przy użyciu technik bayesowskich wskazują, że obecność niericardiańskich gospodarstw domowych pozwala na uzyskanie silniejszego wpływu wydatków rządowych na konsumpcję niż w przypadku występowania wyłącznie gospodarstw ricardiańskich. Badanie opiera się na danych kwartalnych z lat 1980–1999. Jak podkreślono, w tym okresie dokonała się silna deregulacja rynku finansowego obniżająca koszty w jego uczestnictwie, z czego wynikać może niski odsetek gospodarstw domowych ograniczonych dostępem do tego rynku – w zależności od specyfikacji podatków w modelu udział niericardiańskich gospodarstw domowych (parametr  $\omega$ ) został ustalony w granicach od 0,246 do 0,370. Jak zauważono, obecność gospodarstw kierujących się zasadą *rule-of-thumb* powoduje, że gospodarstwa ricardiańskie stają się mniej skłonne do wygładzania konsumpcji niż w przypadku ich braku. W następstwie uporczywego (*persistent*) szoku wydatkowego gospodarstwa niericardiańskie reagują wzrostem konsumpcji w natychmiastowej reakcji (po kilku kwartałach, zależnie od wariantu uwzględnienia podatków w modelu, odpowiedź ta staje się jednak ujemna), w przeciwieństwie do gospodarstw ricardiańskich, dla których natychmiastowa reakcja konsumpcji prywatnej na szok jest negatywna. Jak podkreślono, niski udział gospodarstw niericardiańskich nie jest w stanie zrównoważyć spadku konsumpcji ricardiańskich gospodarstw domowych, w związku z czym agregatowa konsumpcja obu typów gospodarstw domowych maleje w natychmiastowej reakcji na szok wydatkowy. Tym samym symulacje wskazują na małe szanse wystąpienia efektu *crowding-in*<sup>5</sup> w odniesieniu do konsumpcji ze względu na dwie własności

5 W polskiej literaturze, w przeciwieństwie do tłumaczenia *crowding out effect*, tj. efektu wypierania, brakuje jednoznacznego tłumaczenia *crowding-in effect* – np. w tłumaczeniu dokumentu Komisji Europejskiej (2011) użyto sformułowania „efekt kumulacji” (w oryginale *crowding-in*)

prezentowanego modelu: (i) niski odsetek gospodarstw niericardiańskich oraz (ii) ujawnienie się silnego negatywnego efektu majątkowego wywołanego dość trwałym charakterem szoku w publicznej konsumpcji.

Analizy uwzględniające istnienie niericardiańskich konsumentów przeprowadzone na podstawie rozszerzenia wykorzystywanego przez Europejski Bank Centralny modelu NAWM (*New Area-Wide Model*) prowadzą m.in. Coenen, McAdam i Straub (2007) oraz Coenen, Straub i Trabandt (2012). Na przykład Coenen, Straub i Trabandt (2012) oceniają efekty wpływu EERP (*European Economic Recovery Plan* (zob. European Commission, 2008)), w tym transferów rządowych, na produkcję realną w strefie euro.

Model, który zaproponowali Galí, López-Salido i Vallés (2005)<sup>6</sup>, poza wprowadzeniem konsumentów *rule-of-thumb* przyjmuje wiele założeń typowych dla standardowego modelu nowokeynesowskiego. Odsetek gospodarstw niericardiańskich w strukturze gospodarstw domowych określono jako  $\lambda$ , co oznacza, że  $1 - \lambda$  to konsumenci ricardiańscy (optymalizujący). Wyniki wskazują, że konsumpcja rośnie na skutek wzrostu wydatków rządowych, co jest zależnością odbiegającą od tej obserwowanej w standardowych modelach teoretycznych, w tym szkoły realnego cyklu koniunkturalnego. Autorzy wykazują również, w jaki sposób kwestia założeń dotyczących sztywności może stanowić o sile wpływu wydatków rządowych na aktywność gospodarczą. Ponadto ocenie poddano odpowiedź produkcji, konsumpcji i inwestycji na pozytywny szok w wydatkach rządowych w zależności od udziału konsumentów niericardiańskich (oznaczonych  $\lambda$ ) w ogólnej liczbie gospodarstw domowych. W przypadku konkurencyjnego rynku pracy natychmiastowy (*impact*) wpływ zaburzenia w wydatkach rządowych na konsumpcję był negatywny dla większości rozważanych parametrów  $\lambda$  z wyjątkiem wysokich wielkości (tj. wyższych niż 0,6) – oznacza to, że konsumpcja jest rosnącą funkcją parametru  $\lambda$ , gdyż im wyższy udział niericardiańskich gospodarstw domowych, tym wyższa konsumpcja w reakcji na wzrost wydatków rządowych. Takie zachowania kompensują zarówno konwencjonalny negatywny efekt majątkowy, jak i efekt międzyokresowej substytucji. Z kolei w analizach, które dotyczyły niekonkurencyjnego rynku pracy, reakcja konsumpcji okazała się dodatnia dla  $\lambda$  przekraczającej wartość progową wynoszącą już około 0,25. W przypadku  $\lambda$  wynoszącej około 0,5 wpływ wydatków rządowych na konsumpcję pozwolił uzyskać

---

*and multiplier effects*, co przetłumaczono jako „efekt kumulacji i spotęgowania”), nie jest to jednak dokument z zakresu polityki fiskalnej.

6 Galí, López-Salido i Vallés (2005) wskazują, że obecność konsumentów niericardiańskich nie jest zdolna sama w sobie do generowania pozytywnej reakcji konsumpcji na wzrost wydatków rządowych. Konieczne jest także zapewnienie właściwych relacji pomiędzy krańcową stopą substytucji oraz krańcowym produktem pracy. Mechanizm funkcjonowania modelu w dużej mierze opiera się na wykorzystaniu założenia o lepkich cenach na rynku towarowym, wspartego analizami w dwóch wariantach rynku pracy: konkurencyjnym i niekonkurencyjnym, przy uwzględnieniu założeń dotyczących obecności konsumentów niericardiańskich.

mnożnik (*impact multiplier*) równy 1, przy czym im wyższa wartość parametru  $\lambda$ , tym silniejsza reakcja. Wniosek z analiz wskazuje, że im więcej niericardiańskich gospodarstw domowych w danej strukturze rynku pracy, tym silniejsze pozytywne oddziaływanie ekspansji fiskalnej na konsumpcję prywatną<sup>7</sup>.

Szczególny przypadek zachowań niericardiańskich gospodarstw domowych dotyczy restrykcji nakładanych na ich dostęp do rynku finansowego. Tak zwane ograniczone płynnością gospodarstwa domowe (*liquidity constrained households*), obok tradycyjnych gospodarstw domowych, wprowadzają do modeli np. Furceri i Mourougane (2010), Ratto, Roeger i in't Veld (2009), Mourougane i Vogel (2008), Roeger i in't Veld (2009). W badaniu Roegera oraz in't Velda (2009) wyróżnione zostały trzy typy gospodarstw domowych: (i) tradycyjne ricardiańskie, (ii) ograniczone płynnością (*liquidity constrained*) i konsumujące cały swój bieżący dochód z pracy w każdym okresie oraz (iii) ograniczone w dostępie do kredytu (*credit constrained*), które wykazują zbliżone cechy do typowych konsumentów ricardiańskich, jednakże nakładane są na nie ograniczenia w zakresie dostępu do kredytu, w związku z czym pożyczają wyłącznie od gospodarstw ricardiańskich, a ponadto cechuje je wyższa stopa preferencji czasowej. Model ukazuje efekty polityki fiskalnej przy założeniu występowania frykcji na rynku kredytowym. W badaniu zastosowano pięć rodzajów szoków fiskalnych: szok w wydatkach rządowych (odrębnie w konsumpcji oraz w inwestycjach), szok w transferach kierowanych do gospodarstw domowych, szok w podatkach (odrębnie w podatkach nakładanych na pracę oraz na konsumpcję), przy czym dodatkowo przeanalizowano oddziaływanie każdego z tych zaburzeń w dwóch wariantach: szok uporczywy (trwały) i szok tymczasowy. Wprowadzenie ograniczonych dostępem do kredytu gospodarstw domowych zwiększa mnożniki kalkulowane dla transferów oraz podatków. Czasowe szoki w instrumentach polityki fiskalnej wywołują silniejsze efekty niż szoki trwałe, zwłaszcza w odniesieniu do wydatków rządowych (konsumpcyjnych i inwestycyjnych). Wprowadzenie ograniczonych kredytem gospodarstw domowych zwiększa siłę reakcji produkcji także na innowacje w podatkach oraz w transferach.

Mertens i Ravn (2011) przeanalizowali m.in. oddziaływanie antycypowanych szoków podatkowych w modelu z obecnością niericardiańskich gospodarstw domowych. Uwzględnienie tej grupy konsumentów pozwoliło na lepsze dopasowanie

<sup>7</sup> W obu strukturach rynku pracy odpowiedź PKB na wzrost wydatków rządowych (*impact multiplier*) jest dodatnia (niezależnie od udziału konsumentów kierujących się „praktycznymi regułami” w ogólnej liczbie gospodarstw domowych). Ustalony mnożnik jest wyższy niż 1 przy mniejszym udziale tych konsumentów w przypadku rynku niedoskonałego (dla  $\lambda$  kształtującej się powyżej 0,27, podczas gdy w przypadku doskonałego rynku pracy ma to miejsce dla  $\lambda$  wynoszącej około 0,65). Z kolei negatywny wpływ liczby konsumentów *rule-of-thumb* na akumulację jest bardziej wyraźny w przypadku niedoskonałego rynku pracy, na którym  $\lambda$  o wartości około 0,25 wywołuje spadek inwestycji (ujemna reakcja), natomiast na rynku doskonałym ma to miejsce dopiero przy  $\lambda$  wynoszącej około 0,6.

modelu, szczególnie w przypadku reakcji konsumpcji dóbr nietrwałego użytku na szoki podatkowe i przeniesienie tej zależności na kształtowanie produkcji. Zaznaczono jednak, że uzyskanie wspomnianych wyników było następstwem przyjęcia relatywnie niskiego udziału gospodarstw niericardiańskich w strukturze gospodarstw domowych (mniej niż 20%)<sup>8</sup>, podczas gdy taki ich udział w standardowych modelach DSGE uznawany był jednak za dość niski dla wygenerowania pozytywnego oddziaływania wydatków rządowych na konsumpcję (zob. np. Galí, López-Salido i Vallés, 2005; Coenen i Straub, 2005).

### Nawyki konsumpcyjne w preferencjach gospodarstw domowych

W kontekście analiz polityki fiskalnej można rozważyć wpływ modyfikacji systemu preferencji gospodarstw domowych, np. poprzez uwzględnienie komplementarności/substytucyjności konsumpcji prywatnej i publicznej (np. Aschauer, 1985; Christiano i Eichenbaum, 1992; Bouakez i Rebei, 2007) lub uwzględnienie stopnia zdolności gospodarstw domowych do kształtowania przyzwyczajzeń konsumpcyjnych<sup>9</sup>, co obejmuje przyzwyczajenia/nawyki konsumpcyjne (*habit persistence*) lub ich tworzenie (*habit formation*) (zob. Schmitt-Grohé i Uribe, 2008). Jak podkreślają Schmitt-Grohé i Uribe (2008) przyzwyczajenia konsumpcyjne, w swoim najbardziej powszechnym znaczeniu, odnoszą się do charakterystycznej specyfikacji preferencji gospodarstw domowych. W tym ujęciu funkcja chwilowej użyteczności reprezentatywnego gospodarstwa domowego budowana jest przy uwzględnieniu pewnych schematów w odniesieniu do konsumpcji. W rzeczywistości znaczna część gospodarstw domowych kieruje się przyzwyczajeniami konsumpcyjnymi lub ma ograniczony dostęp do kredytu, co utrudnia dokonywanie stosownych dostosowań w konsumpcji w reakcji na zmiany rozmiarów przyszłych dochodów rozporządzalnych (zob. np. Poterba, 1988).

Jak podkreślają Schmitt-Grohé i Uribe (2008), generalnie funkcja użyteczności podana formułą:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t) \quad (9),$$

8 Mertens i Ravn (2011) przyjęli, że udział niericardiańskich gospodarstw domowych wynosi 15,2%, co przekładało się na około 14,6% ich udziału w ogólnej konsumpcji oraz 16,6% ich udziału w konsumpcji dóbr nietrwałego użytku. Z kolei Coenen, Straub i Trabandt (2013) udział niericardiańskich gospodarstw domowych oszacowali (*posterior*) na około 18%, Ratto, Roeger i in't Veld (2009) oszacowali pierwszoroczny mnożnik wydatków konsumpcyjnych (0,6) przy estymowanym 30% udziale ograniczonych płynnością gospodarstw domowych – zbliżony udział gospodarstw niericardiańskich został uwzględniony w modelu Coenena i Strauba (2005). Warto dodać, że Mankiw (2000) szacował udział *rule-of-thumb consumers* na około 50%.

9 Znaczenie przyzwyczajenia w kształtowaniu konsumpcji podkreślali m.in. Abel (1990), Carroll i Weil (1994) oraz Deaton i Paxson (1994).

po uwzględnieniu przyzwyczajzeń konsumpcyjnych przybiera postać (10):

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t - \alpha c_{t-1}) \quad (10),$$

gdzie parametr  $\alpha \in (0; 1)$  oznacza intensywność przyzwyczajzeń konsumpcyjnych oraz wprowadza nieseparowalność (*non-separability*) preferencji w czasie<sup>10</sup>. Z kolei  $c_{t-1}$  wskazuje zarówno na konsumpcję w okresie poprzednim, jak i na zasób przyzwyczajzeń dostępny w okresie bieżącym  $t$ . Odmianą przyzwyczajzeń konsumpcyjnych są tzw. zewnętrzne przyzwyczajenia (*external habit*)<sup>11</sup>. Jak podkreślają Schmitt-Grohé i Uribe (2008), pierwsze modele z przyzwyczajeniami konsumpcyjnymi były osadzone na gruncie zewnętrznych przyzwyczajzeń konsumpcyjnych (zob. np. Pollak, 1970; Abel, 1990). Ten typ preferencji rozwijają również Galí (1994), Campbell i Cochrane (1999). Natomiast Ravn, Schmitt-Grohé i Uribe (2006) wprowadzają do modelu nawyki, które formułowane są nie na podstawie ogólnej konsumpcji, lecz na podstawie konsumpcji indywidualnych dóbr (*deep habits*). Wprawdzie Abel (1990) analizował zewnętrzne przyzwyczajenia konsumpcyjne, na oznaczenie tego typu preferencji użył jednak sformułowania *catching up with the Joneses* (zob. np. Grishchenko, 2010; Alonso-Carrera, Caballé i Raurich, 2005). Na przykład Smets i Wouters (2003) przyjmują, że każde gospodarstwo domowe optymalizuje międzyokresową funkcję użyteczności:

$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t^r$ , przy czym:

$$U_t^r = \varepsilon_t^b \left( \frac{1}{1-\sigma_c} (C_t^r - H_t)^{1-\sigma_c} - \frac{\varepsilon_t^l}{1+\sigma_l} (\ell_t^r)^{1+\sigma_l} \right) \quad (11),$$

a zewnętrzne przyzwyczajenia opisane są następująco:  $H_t = hC_{t-1}$ , gdzie  $h$  – parametr określający stopień zewnętrznych przyzwyczajzeń konsumpcyjnych<sup>12</sup>. W tym przypadku założono, że dostępny zasób zewnętrznych przyzwyczajzeń determinowany jest w pewnej proporcji do zagregowanej konsumpcji w przeszłości.

W zaproponowanej przez Abela (1990) funkcji użyteczności w rzeczywistości zagnieżdżone są trzy rodzaje: funkcja separowana w czasie, funkcja z preferencjami

10 Carroll, Overland i Weil (2000) wskazują, że standardową praktyką we wcześniejszych analizach z zakresu konsumpcji było wprowadzenie założeń o użyteczności separowanej w czasie, która z reguły przyjmowała postać funkcji o stałej awersji do ryzyka (*constant relative risk aversion* – CRRA).

11 Jak podkreśla Grishchenko (2010), sformułowania *external habit* jako jedni z pierwszych użyli Campbell i Cochrane (1999). Wprowadzenie przyzwyczajzeń opóźnia reakcję konsumpcji na szok.

12 Poza standardowymi oznaczeniami,  $H_t$  dotyczy przyzwyczajzeń,  $\ell_t^r$  – podaż pracy reprezentatywnego gospodarstwa domowego,  $\sigma_c$  – parametr relatywnej awersji do ryzyka,  $\sigma_l$  – parametr wyrażający odwrotność elastyczności pracy (*work effort*) względem realnej stawki płac,  $\varepsilon_t^b$  – zaburzenie w czynniku dyskontującym mające wpływ na międzyokresową substytucję (szok w preferencjach),  $\varepsilon_t^l$  – zaburzenie w podaży pracy.

typu *catching up with the Joneses* oraz funkcja z typowymi (indywidualnymi) nawykami konsumpcyjnymi (zob. Abel, 1990, s. 38). Z kolei Galí (1994) używa określenia *keeping up with the Joneses* (dorównywania, utrzymywania poziomu), próbując w ten sposób wskazać na pewne efekty zewnętrzne wpływające na rozmiary konsumpcji. Ich wyrazem jest przywiązywanie istotnej wagi do relatywnego (względem otoczenia lub określonej grupy) poziomu życia, co może stanowić przejaw zaadaptowania hipotezy dochodu relatywnego wysuniętej przez Duesenberry'ego (1949).

### **2.1.2. Polityka fiskalna w modelu realnego cyklu koniunkturalnego – wybrane aspekty**

Zastosowanie modeli realnego cyklu koniunkturalnego do szerszych analiz makroekonomicznych zostało zapoczątkowane pracą Kydlanda i Prescottta (1982), a następnie Longa i Plossera (1983) oraz Hansena (1985). W świetle tradycyjnego podejścia Kydlanda i Prescottta (1982) w modelach RBC odchylen od ścieżki równowagi upatrywano w zaburzeniach technologicznych (zob. np. King, Plosser i Rebelo, 1988). Ewolucja tych modeli pozwoliła na prowadzenie analiz, dla których szoki technologiczne nie odgrywały wyłącznej roli (zob. Rebelo, 2005). Szerokie ujęcie modeli RBC prezentują m.in. Cooley (1995) oraz Barro (1989). Rozszerzenie tradycyjnie pojmowanych modeli RBC nastąpiło poprzez uwzględnienie innych zaburzeń o charakterze egzogenicznym, w tym np.: zmian krańcowej efektywności inwestycji (Greenwood, Hercowitz i Huffman 1988), innowacji monetarnych, zwłaszcza szoków w podaży pieniądza (Lucas, 1972; Mankiw, 1985; Parkin, 1986), szoków cen surowców energetycznych, głównie cen ropy naftowej (Kim i Loungani 1992; Finn, 2000), czy szoków wynikających z otwartości gospodarki i jej obecności na rynkach międzynarodowych (Backus, Kehoe i Kydland, 1992; Mendoza, 1991). W rozszerzanych modelach uwagę poświęca się także szokom fiskalnym<sup>13</sup>, które determinują zachowanie analizowanej gospodarki. Na przykład rozszerzenie modelu Kydlanda i Prescottta (1982) o kwestie podatku proporcjonalnego oraz o wydatki rządowe generowane zmienną losową o znany rozkładzie ukazuje model Lucasa i Stokey (1983).

Jak wspomniano, tradycyjne modele RBC podkreślają znaczenie szoków technologicznych dla objaśniania procesów długookresowego wzrostu oraz fluktuacji gospodarczych. Modyfikacja standardowego modelu RBC, poprzez jego rozszerzenie o politykę fiskalną (szoki w wydatkach rządowych), dokonana została m.in. przez Christiana i Eichenbauma (1992). Autorzy ci wprowadzili do modelu szok fiskalny, co wynikało z potrzeby poprawnego odzwierciedlenia zjawisk zachodzą-

13 Model RBC w analizach oddziaływania polityki fiskalnej w Polsce stosuje np. Krajewski (2011; 2013).

cych na rynku pracy, gdyż, jak podkreślali, standardowe modele RBC wskazywały na wysoką korelację pomiędzy czasem pracy a zmienną odzwierciedlającą produktywność pracy (lub realną stawkę płac) w sytuacji, gdy z danych wynikały nieco inne zależności. Uznano więc, że powinien zaistnieć szok, inny niż szok technologiczny, który powodowałby fluktuacje i umożliwił bardziej poprawne zachowanie modelu, a dokonane w następstwie tej decyzji analizy wskazały, że wprowadzenie zaburzeń fiskalnych (w wydatkach rządowych) było w stanie poprawić modelowane zależności.

Pierwsze modele RBC uwzględniające politykę fiskalną wyróżniały konsumpcję prywatną i wydatki rządowe, przy czym te ostatnie uwzględniane były nie tylko w funkcji użyteczności (zob. Aschauer, 1988b; Barro, 1989; Aiyagari, Christiano i Eichenbaum, 1992; Christiano i Eichenbaum, 1992; Coenen, 1998), ale i w agregatywnej funkcji produkcji (zob. Aschauer, 1988a<sup>14</sup>), czego obecnie nie praktykuje najnowsze zastosowania. Z kolei nowsze zastosowanie modeli RBC prezentują np. Mitra, Evans i Honkapohja (2013; 2017), którzy m.in. przyjmują założenia, że oczekiwania formułowane są na podstawie reguł adaptacyjnego uczenia się.

Poniżej przedstawione zostaną wybrane zastosowania modeli. Ponieważ dorobek w zakresie wspomnianych analiz jest bogaty, uwaga zostanie skupiona tylko na wybranych pracach, które stanowiły istotny wkład do literatury przedmiotu.

Model RBC zdefiniowany przez Christiana i Eichenbauma (1992) uwzględnia konsumpcję prywatną i wydatki rządowe, które zostały wprowadzone do funkcji użyteczności określonej ogólną formułą:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln(c_t) + \gamma V(N - n_t) + \phi(g_t) \} \quad (12),$$

gdzie:  $(N - n_t)$  – wypoczynek (czas wolny),  $N$  – zasób pracy reprezentatywnego gospodarstwa domowego,  $n_t$  – czas pracy,  $c_t$  – efektywna konsumpcja oraz  $c_t = c_t^p + \alpha g_t$ ,  $c_t^p$  – konsumpcja prywatna,  $g_t$  – wydatki rządowe,  $\phi(g_t)$  – funkcja wydatków rządowych. Przyjmując założenie, że  $g_t$  jest modelowane jako egzogeniczny proces stochastyczny, obecność wyrażenia  $\phi(g_t)$  nie ma wpływu na decyzje podmiotu, co oznacza, że po zredukowaniu równania (12) funkcja użyteczności przyjmuje postać (13):

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln(c_t) + \gamma V(N - n_t) \} \quad (13).$$

Co więcej, autorzy rozważają dwa modele RBC: pierwszy zbliżony do modelu Hansena (1985) z niepodzielną pracą oraz drugi – jednosektorowy model wzrostu z pracą podzielną, na wzór modelu opracowanego przez Kydlanda i Prescottta (1980). W tym znaczeniu oba modele różni m.in. specyfikacja funkcji  $V(\cdot)$ . Jak

14 W przywoływanej pracy Aschauer założył, że wydatki, zwłaszcza militarne, wpływają na produktywność (poprzez tzw. kapitał publiczny).



podkreślają Christiano i Eichenbaum (1992), przy uwzględnieniu tradycyjnych założeń korelacja między czasem pracy i produktywnością pracy w początkowych modelach RBC była wysoka, co m.in. w kontekście wniosków wynikających z tzw. obserwacji Dunlop–Tarshis (*Dunlop–Tarshis observation*)<sup>15</sup>, mającej znaczenie w testowaniu teorii cykli koniunkturalnych, oznaczało, że tradycyjne modele RBC mogły ukazywać nie w pełni poprawne zależności. W związku z powyższym z dostępnych do zaaplikowania szoków oddziałujących na możliwości przesunięć w obrębie funkcji popytu i podaży na rynku pracy (takich jak: zmiany demograficzne w obrębie podaży pracy, zmiany w podaży pieniądza, zmiany stawek podatkowych czy zmiany wydatków rządowych) wybrano zmiany w konsumpcji publicznej jako szok, który mógł oddziaływać na rynek pracy. W tak skonstruowanej modyfikacji modelu standardowego nieoczekiwane zaburzenie popytowe (szok w wydatkach rządowych), oprócz tradycyjnych szoków podażowych (szok technologiczny), determinuje ścieżkę dostosowań. Zastosowane przez Christiano i Eichenbauma (1992) podejście potwierdza argumenty na rzecz implementacji polityki fiskalnej do modeli RBC, która poprawia właściwości modelu.

Standardowe modele RBC uwzględniają gospodarstwa domowe o nieskończonym horyzoncie planowania, które opierają decyzje konsumpcyjne na międzyokresowym ograniczeniu budżetowym. Racjonalne ricardiańskie gospodarstwa domowe oczekują, że rosnące wydatki państwa spowodują, *ceteris paribus*, obniżkę bieżącej wartości dochodu po opodatkowaniu, w związku z czym zmniejszą konsumpcję (negatywny efekt majątkowy) oraz zwiększą wysiłek na rzecz wzrostu rozmiarów pracy (substytucja czasu wolnego czasem pracy). Zwiększenie wydatków państwa zachęca więc gospodarstwa domowe do zwiększenia czasu pracy, co wpływa na obniżenie realnej stawki płac, a w konsekwencji oddziałuje na relację pomiędzy produktywnością pracy (lub realną stawką płac) i czasem pracy (Christiano i Eichenbaum, 1992; Rebelo, 2005).

Efekty oddziaływania konsumpcji publicznej finansowanej za pomocą („neutralnych”) podatków zryczałtowanych w modelu teoretycznym analizują m.in. Aiyagari, Christiano i Eichenbaum (1992), Christiano i Eichenbaum (1992), Baxter i King (1993) czy Ohanian (1997). Z kolei przykładowe wnioski z zastosowania podatków niezryczałtowanych w modelu RBC formułują m.in. Baxter i King (1993), którzy w swoim badaniu wskazują na redukcję PKB na skutek wzrostu wydatków finansowanych podatkami niezryczałtowanymi (zobrazowaną jako ujemne odchylenie PKB od stanu sprzed zaburzenia). Tym samym ważną rolę odgrywać mogą założenia pomijające podatki zryczałtowane, wprowadzając w ich miejsce podatki niezryczałtowane, zwane także zniekształcającymi (zob. np. Dotsey, 1990; Baxter i King, 1993; McGrattan, 1994; Braun, 1994; Dotsey i Mao, 1994).

Poniżej przedstawiono implikacje płynące z badania Baxter i Kinga (1993), które jest jednym z najczęściej cytowanych badań w zakresie zastosowania modelu

---

15 Zob. Dunlop (1938); Tarshis (1939).

RBC. Model Baxter i Kinga (1993) jest jednosektorowym modelem RBC z endogeniczną akumulacją kapitału oraz ze zmienną pracą analizowanym dla gospodarki Stanów Zjednoczonych w okresie powojennym.

Jak podkreślono, najczęściej stosowana w artykule funkcja chwilowej użyteczności, po przekształceniach, określona została następująco:

$$U = E_1 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} \{ \log(C_t) + \theta_L \log(L_t) + \Gamma(G_t^B, K_t^G) \} \quad (14),$$

gdzie:  $C_t$  – konsumpcja prywatna,  $L_t$  – wypoczynek (czas wolny),  $G_t^B$  – „bazowe” wydatki absorbujące zasoby danej gospodarki bez wywierania wpływu na krańcową użyteczność konsumpcji prywatnej lub krańcowy produkt z prywatnych czynników produkcji,  $K_t^G$  – zasób kapitału publicznego.

Funkcja produkcji (Cobba–Douglasa) opisana jest formułą:

$$Y_t = F(K_t, K_t^G, N_t) = AK_t^{\theta_K} N_t^{\theta_N} (K_t^G)^{\theta_G} \quad (15),$$

gdzie:  $N_t$  – nakład pracy,  $K_t$  – zasób kapitału prywatnego,  $\theta_K + \theta_N = 1$ .

Należy zauważyć, że zarówno w funkcji użyteczności, jak i w funkcji produkcji występuje kapitał publiczny determinowany inwestycjami publicznymi. Z kolei ograniczenie budżetowe rządu określone jest następująco:

$$\tau_t Y_t = G_t + TR_t \quad (16),$$

gdzie:  $\tau_t$  – stawka podatku,  $TR_t$  – płatności transferowe<sup>16</sup>.

Opracowanie w dużej mierze koncentruje się na analizach wpływu trwałych oraz czasowych zmian w wydatkach rządowych na produkcję, przy czym rozróżniono cztery symulacje polegające na:

- 1) analizie wpływu permanentnych zmian w wydatkach rządowych (konsumpcji rządowej) na aktywność gospodarczą w długim i krótkim okresie – w tym wariantcie ustalono, że trwale zmiany w wydatkach są w stanie w długim okresie wygenerować większy przyrost produkcji, niż wynosiła zmiana tych wydatków (tj. mnożnik wyższy niż 1). Efekt ten jest możliwy do uzyskania również w krótkim okresie, lecz pod warunkiem przyjęcia odpowiednich wartości parametrów<sup>17</sup>;

16 Zmiany transferów netto, podobnie jak zmiany stawki podatku, stanowią podstawę do finansowania rosnących wydatków państwa.

17 W długim okresie znormalizowany trwały szok o rozmiarach 1% wywołuje wzrost produkcji o 1,16% (reakcja niewiele wyższa niż 1), następuje wzrost inwestycji oraz spadek konsumpcji w porównaniu ze stanem sprzed zaburzenia. Również w krótkim okresie permanentne wydatki są w stanie generować mnożnik powyżej 1, co wynika z działania akceleratora inwestycyjnego, zgodnie z którym wzrost zasobów kapitału wywiera znaczący krótkookresowy wpływ na rozmiary nakładów pracy. Efektem permanentnych zmian w wydatkach rządowych w krótkim okresie jest pozytywne oddziaływanie na wzrost produkcji oraz negatywne oddziaływanie na konsumpcję.

- 2) analizie wpływu czasowych zmian w wydatkach rządowych (konsumpcji rządowej) na aktywność gospodarczą w krótkim i długim okresie – w ocenie efektów zaburzeń czasowych posłużono się szczególnym założeniem o występowaniu czteroletniej wojny<sup>18</sup>, po upływie której wydatki rządowe powracają do poziomu sprzed zaburzenia (stanu stacjonarnego). Przyjęto, że wzrost konsumpcji rządowej pokryty zostanie podatkami zryczałtowanymi. W okresie czteroletniej „wojny” inwestycje prywatne, czas wolny oraz konsumpcja ulegają obniżeniu ze względu na nadmierną absorpcję zasobów danej gospodarki przez państwo<sup>19</sup>. Symulacje prowadzą do konkluzji, że krótkotrwałe zmiany w wydatkach rządowych wywierają słabszy natychmiastowy wpływ na produkcję w porównaniu ze zmianami permanentnymi;
- 3) analizie wpływu inwestycyjnych wydatków rządowych na aktywność gospodarczą – w scenariuszu tym, obejmującym wpływ permanentnych wydatków inwestycyjnych na produkcję, wykazano, że w powojennej gospodarce Stanów Zjednoczonych wydatki te silnie oddziaływały na produkcję i inwestycje prywatne zarówno w krótkim, jak i w długim okresie. W przypadku analiz długookresowych założono, że inwestycyjne wydatki rządowe albo zwiększają zasoby kapitału publicznego w gospodarce, pozostawiając zasoby kapitału prywatnego oraz nakłady pracy (tzn. prywatne czynniki produkcji) na niezmiennym poziomie, albo uruchamiają mechanizm podaży, który ujawnia bezpośredni wpływ zwiększonych wydatków inwestycyjnych państwa na prywatny kapitał i nakłady pracy (tzn. wywołuje efekty dostosowawcze w prywatnych czynnikach produkcji), stymulując wzrost produkcji<sup>20</sup>. Z kolei w przypadku analiz krótkookresowych ustalono, że szok w inwestycjach publicznych wywołuje odmienne efekty w zależności od rodzaju analizowanej gospodarki, tj. (i) w gospodarce, w której zmiana produktywności kapitału publicznego nie wpływa na produkty krańcowe prywatnych czynników produkcji, oraz (ii) w gospodarce, w której nakłady pracy i zasoby kapitału reagują na rosnącą produktywność kapitału publicznego<sup>21</sup>. Wniosek

---

18 Wykorzystanie modeli neoklasycznych w analizach efektów makroekonomicznych wywołanych przez różne sposoby finansowania wydatków państwa w okresie wojen prezentują m.in. Ohanian (1997), Cooley i Ohanian (1997) oraz McGrattan i Ohanian (2010).

19 Po czterech latach inwestycje prywatne powracają do poziomu sprzed zaburzenia, jednakże w ostatnim roku przejściowego wzrostu wydatków państwa efekt wypierania inwestycji prywatnych okazał się najsilniejszy. Z symulacji wynika, że produkcja po początkowym wzroście wywołanym rosnącymi wydatkami powoli ulega redukcji i w konsekwencji w roku po roku, w którym szok wygaś (tj. w piątym roku analiz), produkcja znalazła się poniżej stanu sprzed zaburzenia fiskalnego. W długiej perspektywie produkcja, podobnie jak inwestycje i konsumpcja, powraca do poziomu sprzed zaburzenia.

20 Im wyższa produktywność kapitału publicznego, tym, *ceteris paribus*, silniejsze przełożenie na produkcję.

21 Z analiz obu modelowanych gospodarek wyływa następujący wniosek. Wzrost zasobu kapitału publicznego wywołuje dodatkowy wzrost nakładów pracy i kapitału w gospodarce,

z oceny wpływu wydatków inwestycyjnych jest następujący: jeżeli przyrost kapitału publicznego w danej gospodarce jest w stanie zwiększyć produktywność prywatnych czynników produkcji (praca i kapitał), to inwestycyjne wydatki rządowe wywierają silniejszy wpływ na kształtowanie produkcji;

- 4) analizie wpływu wydatków rządowych finansowanych dochodami podatkowymi (zryczałtowanymi i niezryczałtowanymi) – w tej symulacji założono, że permanentnemu wzrostowi wydatków musi towarzyszyć wzrost stawki podatkowej, tak aby ograniczenie budżetowe rządu było spełnione. Wzrost obciążeń podatkowych zniechęca jednak do pracy i inwestycji, w związku z czym redukcji ulega baza podatkowa, co wymaga zwiększenia stawki podatku<sup>22</sup>.

Praca Baxter i Kinga wniosła do literatury także ważne spostrzeżenie związane ze sposobem finansowania wydatków. Tymczasowe zwiększenie wydatków (powrót do koncepcji czteroletniej „wojny”) wymaga okresowo zwiększonych wpływów z podatków (odzwierciedlonych rosnącą stawką podatku), co przekłada się na niższe dochody z prywatnych czynników produkcji. Pojawia się zachęta do międzyokresowej substytucji pracy na okres powojenny i ograniczanie podejmowania nowych inwestycji w okresie „wojny”. Symulacje pokazują, że finansowanie wydatków za pomocą podatków niezryczałtowanych w czteroletnim okresie zwiększonych wydatków bardziej negatywnie oddziałuje na produkcję, konsumpcję, inwestycje oraz nakłady pracy niż finansowanie tych wydatków podatkami zryczałtowanymi. Po ustąpieniu przejściowego wzrostu wydatków oba warianty przewidują w dwudziestoletnim horyzoncie powrót zmiennych makroekonomicznych do poziomu sprzed zaburzenia, należy jednak zauważyć, że finansowanie wydatków rządowych podatkami niezryczałtowanymi okazało się bardziej dotkliwe w skutkach.

Kwestia wpływu podatków (głównie ich cięcia) na aktywność gospodarczą poruszona została m.in. w pracy Coenena (1998) – zaproponowany model zakłada system podatkowy, w którym tradycyjne podatki dochodowe, nakładane w celu sfinansowania konsumpcji publicznej oraz płatności transferowych,

---

w której założono rosnącą produktywność. Konsekwencją przyjętego założenia jest fakt, że wzrost inwestycyjnych wydatków przenosi daną gospodarkę do nowego punktu równowagi (*steady-state*) z wyższymi nakładami pracy, konsumpcją i inwestycjami prywatnymi, natomiast w gospodarce, dla której założono brak reakcji prywatnych czynników produkcji, zmienne te zmiernają do pierwotnego stanu ustalonego.

22 Zależność ta ujawnia działanie tzw. mnożnika strony podaźowej gospodarki (*supply-side multiplier*). Jego konstrukcja implikuje, że trwały wzrost wydatków (i towarzyszących im stawek podatkowych) wywołuje spadek produkcji obniżający bazę podatkową, co z kolei oznacza niższe wpływy podatkowe – w konsekwencji, aby spełnić ograniczenie budżetowe rządu, wymagane jest dokonanie kolejnego podniesienia stawek podatkowych. Na podstawie przyjętych założeń ustalono, że aby zbilansować budżet, wzrost stawki podatku musi wynieść  $\Delta\tau_t = 1,22(\Delta G/Y)$ , gdy początkowo  $\tau_t = (G/Y) = 0,2$ ,  $\Delta G$  oznacza wzrost wydatków rządowych.

są uzupełniane podatkami o charakterze konsumpcyjnym oraz podatkami od wynagrodzeń. W funkcji użyteczności gospodarstwa domowego (addytywnie separowanej w czasie) uwzględniona została konsumpcja publiczna (w rozumieniu dostarczanych dóbr publicznych, które pozwalają gospodarstwu domowemu czerpać z nich użyteczność)<sup>23</sup>. Budżet, zgodnie z założeniem, jest zbilansowany międzyokresowo, co dodatkowo osiągnąć jest poprzez emisję obligacji. Przedstawiony model miał służyć praktyce – analizie międzyokresowych efektów wynikających z wpływu cięć podatkowych na gospodarkę Niemiec przy założeniu wypełnienia kryterium relacji długu publicznego do PKB. Wprowadzono funkcję reakcji, która zapewnia stabilizowanie wydatków w zależności od rozmiarów długu. Funkcja ta określa poziom konsumpcyjnych wydatków rządowych, które w modelu maleją, gdyż aby utrzymać relację długu do PKB na niezmiennym poziomie, spadkowi dochodów budżetowych (obniżka podatków) towarzyszyć musi redukcja wydatków budżetowych<sup>24</sup>.

Reakcja zmiennych w modelu na obniżenie poszczególnych stawek podatkowych jest podobna (w zakresie kierunku zmian) niezależnie od zainicjowanego instrumentu. Najsilniejszy wzrost kapitału, inwestycji i płac realnych dotyczył przypadku związanego z obniżeniem stawek podatków dochodowych. Najwyższy wzrost zatrudnienia osiągnięty został poprzez redukcję stawek podatków od wynagrodzeń płaconych przez pracodawców. W przypadku konsumpcji prywatnej zaobserwowano początkowy spadek, wynikający z konsekwencji wyborów gospodarstw domowych dokonywanych pomiędzy rozdysponowaniem dochodu na konsumpcję oraz oszczędności, lecz rosnące w kolejnych okresach dochody oddziaływały na postępujący wzrost konsumpcji. W długim okresie trwała redukcja stawek podatkowych przeniosła konsumpcję na wyższy poziom w porównaniu ze stanem sprzed zaburzenia. Symulacje ukazują, że po około 140 kwartałach

23 Życiowa (*lifetime*) funkcja użyteczności określona jest wzorem:  $\sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} U(c_{\tau} + \pi G_{\tau}, l_{\tau})$ , gdzie

$\pi$  – parametr określający zakres, w jakim konsumpcja publiczna przynosi korzyści gospodarstwu domowemu; jeśli  $\pi = 1$ , wówczas konsumpcja publiczna jest doskonałym substytutem konsumpcji prywatnej. W tym badaniu funkcja użyteczności została przedstawiona jako funkcja izoelastyczna.

24 Przykładowo, w długim okresie, (i) redukcja stawki podatku konsumpcyjnego o jeden punkt procentowy podnosi prywatną konsumpcję o 1,57%, produkcję o 0,65%, inwestycje o 0,65%, zatrudnienie o 0,65%, zasób kapitału o 0,65%, nie wpływa natomiast na poziom płac realnych. W takiej sytuacji, w celu utrzymania relacji długu do PKB na stałym poziomie, ustalono, że konsumpcja rządowa powinna spaść o 1,92%. Z kolei (ii) kombinacja redukcji stawki podatku dochodowego o jeden punkt procentowy przy jednoczesnym wzroście stawki podatku konsumpcyjnego o jeden punkt procentowy powoduje, że: produkcja wzrasta zaledwie o 0,02%, konsumpcja prywatna o 0,04%, inwestycje o 0,38%, płace realne o 0,20%, natomiast zatrudnienie maleje o 0,19%, a cena wynajmu kapitału maleje o około 0,36%, co powoduje wzrost zasobu kapitału w gospodarce o 0,38%. W tym przypadku dla zapewnienia stabilności długu publicznego konsumpcja rządowa musi spaść zaledwie o 0,48%, co wynika m.in. z faktu, że obniżka podatków bezpośrednich finansowana jest wzrostem podatków pośrednich.

najważniejsze zmienne makroekonomiczne przeniosły się na wyższy poziom. Należy wspomnieć, że analizowany model zawiera wiele uproszczeń, np. nie uwzględnia inwestycji publicznych, nie ujmuje niedoskonałości rynków czy sztywności, które mogłyby powodować utrzymujący się stan nierównowagi, zwłaszcza nierównowagi na rynku pracy.

Fatás i Mihov (2001) wykorzystali standardowy model RBC<sup>25</sup> do analizy oddziaływania wydatków państwa na zmienne makroekonomiczne (w szczególności konsumpcję prywatną i zatrudnienie) w zależności od sposobu finansowania rosnących wydatków (tj. finansowania podatkami zryczałtowanymi, podatkami niezryczałtowanymi oraz deficytem) w dwóch skrajnych wariantach elastyczności podaży pracy. Rezultaty modelu RBC porównano z tzw. „wynikami empirycznymi”, uzyskanymi na podstawie kwartalnego modelu VAR (dla danych za okres I kw. 1960 r. – IV kw. 1996 r.), jak wskazują autorzy, częściowo opartego na identyfikacji Blancharda i Perottiego (1999)<sup>26</sup>. Przeprowadzone analizy wskazują na rozbieżności pomiędzy wynikami uzyskanymi na bazie standardowego modelu RBC a wynikami empirycznymi płynącymi z modelu VAR. Model RBC ujawnia negatywną reakcję konsumpcji prywatnej na pozytywny szok w wydatkach rządowych, co nie znajduje potwierdzenia w wynikach empirycznych. Jak zauważono, standardowy model RBC wymaga zatem dodatkowych założeń, zwłaszcza że model VAR ukazuje jednoczesny wzrost konsumpcji i zatrudnienia w bezpośredniej reakcji na zaburzenie. Uzyskane w modelu VAR zależności stanowiły „test” dla standardowych modeli RBC. W ramach modelu RBC przeprowadzono symulacje<sup>27</sup> dla dwóch skrajnych wariantów elastyczności podaży pracy: sztywnej oraz doskonale elastycznej. W modelu teoretycznym Fatása i Mihova (2001) konsumpcja najczęściej odpowiadała negatywnie w natychmiastowej reakcji na pozytywny szok w wydatkach rządowych, na co wpływ miał negatywny efekt majątkowy (wyjątek: finansowana deficytem obniżka podatków w wariacie modelu z doskonale elastyczną podażą pracy). Drugi efekt, który nie został odzwierciedlony przez

25 Model jest zbliżony do tego stosowanego przez Baxter i Kinga (1993), Campbella (1994) czy Finn (1998), zawiera jednak modyfikację – dopuszcza obniżkę podatków finansowaną z zadłużenia, natomiast wzrost wydatków dokonuje się tak jak w pracy Ludvigsona (1996).

26 Jest to wcześniejsza (*Working Paper*) wersja artykułu Blancharda i Perottiego opublikowanego w 2002 r., tj. Blanchard i Perotti (1999). Fatás i Mihov (2001) informują, że identyfikację stosują głównie do wydatków, z kolei jednoczesne relacje pomiędzy podatkami a pozostałymi zmiennymi uwzględnionymi w systemie pozostawiają bez nakładania restrykcji.

27 Model wykorzystany przez Fatása i Mihova (2001) jest modelem zbliżonym do modelu Baxter i Kinga (1993), Finn (1998) oraz Campbella (1994), zawiera jednak modyfikację wprowadzoną przez Ludvigsona (1996), a mianowicie pozwala na zaimportowanie do modelu innych form finansowania rosnących wydatków państwa niż tradycyjnie ujmowane podatki zryczałtowane, tj. uwzględnia również możliwość finansowania deficytem oraz występowanie podatków niezryczałtowanych. Jak zauważono, uwzględnienie podatków niezryczałtowanych i przyjętych założeń przypuszczalnie sprawia, że proponowany model może nie utrzymywać założenia o ekwiwalencji ricardiańskiej.

standardowy model RBC, a który wykazywał model empiryczny, to pozytywna natychmiastowa reakcja zatrudnienia i jego wzrost (w kilku pierwszych kwartałach) w następstwie pozytywnego szoku w wydatkach rządowych.

Fatás i Mihov (2001) wskazywali na konieczność dopracowania modeli RBC pod kątem ich zdolności do ukazywania zmian konsumpcji zgodnie z „wynikami empirycznymi”. Tego typu badania prowadzili m.in. Bouakez i Rebei (2007), którzy zmodyfikowali standardowy model RBC, m.in. uwzględniając zależności między wydatkami rządowymi i konsumpcją prywatną oraz wprowadzając do preferencji gospodarstw domowych przyzwyczajenia konsumpcyjne (*habit formation*) poprzez uzależnienie funkcji chwilowej użyteczności od rozmiarów konsumpcji z okresu poprzedniego<sup>28</sup>. Te dwa rozszerzenia modelu standardowego są, zdaniem autorów, istotne dla uzyskania wzrostu konsumpcji prywatnej w następstwie szoku w wydatkach rządowych, gdyż w standardowym modelu (zakładającym substytucyjność pomiędzy konsumpcją prywatną i wydatkami rządowymi) wydatki rządowe kształtują konsumpcję prywatną poprzez mechanizm efektu majątkowego.

Efektywna konsumpcja reprezentatywnego gospodarstwa domowego wyrażona została następująco:

$$\bar{C}_t = \left[ \phi C_t^{\frac{\nu-1}{\nu}} + (1-\phi)G_t^{\frac{\nu-1}{\nu}} \right]^{\frac{\nu}{\nu-1}} \quad (17),$$

a funkcja chwilowej użyteczności została zapisana formułą:

$$u(\bar{C}, \bar{C}_{t-1}, N_t) = \frac{1}{1-\varepsilon} (\bar{C}_t / \bar{C}_{t-1})^{1-\varepsilon} + \psi \ln(1-N_t) \quad (18),$$

gdzie:  $G_t$  – wydatki rządowe,  $\bar{C}_t$  – konsumpcja efektywna,  $(1-N)$  – wypoczynek (czas wolny),  $C_t$  – konsumpcja prywatna,  $\phi$  – waga konsumpcji prywatnej w konsumpcji efektywnej,  $\nu$  – elastyczność substytucji pomiędzy konsumpcją prywatną i wydatkami rządowymi, przy czym  $\nu > 0$ ,  $\gamma$  – parametr mierzący stopień przyzwyczajenia konsumpcyjnych, przy czym  $\gamma \in (0, 1)$ , zaś  $\varepsilon, \psi$  oznaczają dodatnie parametry.

Symulacje przeprowadzono dla różnych wartości parametrów modelu. Wskazano, że przy innych czynnikach niezmiennych, przy założeniu  $\gamma = 0$  oraz  $\phi < 1$ , jeżeli spełniony jest warunek  $\nu < \frac{1}{\varepsilon}$ , wydatki rządowe podnoszą użyteczność krańcową konsumpcji. W konsekwencji ustalono, że wzrost wydatków rządowych nie tylko kształtuje negatywny efekt majątkowy, ale i pozytywnie oddziałuje

28 Wprowadzenie przyzwyczajenia konsumpcyjnych pozwala na niemonotoniczność odpowiedzi konsumpcji prywatnej na szok w wydatkach rządowych oraz podtrzymanie długości trwania reakcji do tej zaobserwowanej w analizach empirycznych. Przeciwnieństwem preferencji uwzględniających przyzwyczajenia konsumpcyjne są preferencje separowane w czasie, oddziałujące na monotoniczność tej reakcji.

na konsumpcję, przy czym ten drugi efekt jest tym silniejszy, im mniejsza wartość parametru  $v$  względem  $\frac{1}{\varepsilon}$ . Jeśli parametr  $v$  będzie dostatecznie niski, efekt komplementarności<sup>29</sup> mógłby skompensować wpływ negatywnego efektu majątkowego, powodując wzrost konsumpcji. W symulacji testowano różne wartości parametru  $v$  (1; 0,45; 0,25) przy założeniu  $\phi = 0,8$ , przy czym uzyskano, że dla  $v = 0,25$  efekt komplementarności był dostatecznie silny, aby przeważać negatywny efekt majątkowy, a w rezultacie konsumpcja zareagowała wzrostem na impuls fiskalny. Symulacje rozszerzono o występowanie przyzwyczajzeń w kształtowaniu efektywnej konsumpcji (odzwierciedlonych parametrem  $\gamma$ ). Przy utrzymaniu parametru  $v = 0,25$  występowanie przyzwyczajzeń wpłynęło na niemonotoniczną odpowiedź konsumpcji i inwestycji na szok wydatkowy. W przypadku preferencji separowanych w czasie ( $\gamma = 0$ ) uzyskano pozytywną natychmiastową odpowiedź konsumpcji na szok, wygasającą w miarę wydłużania horyzontu analiz. Gdy  $\gamma = 0,5$ , natychmiastowa reakcja była wprawdzie pozytywna, ale nie maksymalna jak w przypadku  $\gamma = 0$ , gdyż przy takich założeniach maksymalna odpowiedź na szok nastąpiła z kilkukwartalnym opóźnieniem, natomiast dla  $\gamma = 0,8$  natychmiastowa reakcja była ujemna, a maksymalna odpowiedź (pozytywna) również następowała z kilkukwartalnym opóźnieniem. Jak uzasadniają autorzy, przypisywanie przyzwyczajeniom konsumpcyjnym silniejszego znaczenia (poprzez wyższą wartość parametru  $\gamma$ ) osłabiało efekt komplementarności, który w coraz mniejszym stopniu był w stanie przeważać istniejący w modelu efekt majątkowy.

W kolejnych analizach Bouakez i Rebei (2007) dokonali estymacji parametrów modelu dla gospodarki Stanów Zjednoczonych, w tym parametrów  $\gamma$  oraz  $v$ , za pomocą metody największej wiarygodności i porównali wyniki z tymi uzyskanymi na podstawie modelu VAR. Dla  $v = 0,3320$  (niższego niż  $\frac{1}{\varepsilon}$ ) oraz  $\gamma = 0,2497$  estymowany model dość dobrze odzwierciedlał wyniki empiryczne uzyskane w modelu VAR (w odniesieniu do kierunku zmian) – oba modele przewidują natychmiastową pozytywną reakcję konsumpcji prywatnej na szok w wydatkach rządowych znormalizowany do 1% (silniejszą odpowiedź wykazuje jednak model RBC), przy czym w obu wariantach maksymalna reakcja ma miejsce z około kwartalnym opóźnieniem względem wystąpienia szoku. Model RBC z takimi parametrami przeszacowuje jednak reakcję konsumpcji prywatnej na zaburzenie w wydatkach rządowych, podobnie jak reakcję czasu pracy. Z drugiej strony wykazuje on bliską zbieżność z wynikami uzyskanymi w modelu VAR w zakresie odpowiedzi inwestycji i produkcji. Największe rozbieżności dotyczyły głównie odpowiedzi płacy realnej, w przypadku której w dwudziestokwartalnym horyzoncie model VAR przewidywał pozytywną reakcję, a model RBC negatywną.

29 Gdy parametr  $v$  jest równy 0, konsumpcja prywatna i wydatki rządowe są doskonale komplementarne, zaś gdy  $v \rightarrow \infty$ , stają się doskonałymi substytutami.



### 2.1.3. Zarys analiz polityki fiskalnej w prostych modelach nowokeynesowskich

Modele nowokeynesowskie wyrastają z modeli RBC i przejmują wybrane założenia tych modeli, np. racjonalne reprezentatywne gospodarstwa domowe optymalizujące swoje decyzje, samooczyszczające się rynki. Pierwsze modele RBC, w klasycznej postaci, dużą uwagę zwracały na szoki technologiczne, natomiast pomijane w nich były szczegółowe analizy wynikające ze zmian polityki fiskalnej i monetarnej. Ponadto modele te często pozostawały w rozbieżności z wynikami uzyskanymi na podstawie modeli empirycznych (zob. np. Fatás i Mihov, 2001; Blanchard i Perotti, 2002), co stanowiło dodatkowy argument przemawiający za poszukiwaniem bardziej precyzyjnych narzędzi analiz. W konsekwencji powstały modele, w których struktura oparta na założeniach nowej szkoły klasycznej została rozszerzona o elementy keynesowskie (np. konkurencja monopolistyczna, koszty dostosowań, kwestie sztywności płac i cen, uwzględnienie transmisji polityki pieniężnej) (zob. Goodfriend i King, 1997, s. 2–4).

Model Christiana, Eichenbauma i Evansa (2005) oraz zlinearyzowane nowokeynesowskie modele DSGE Smetsa i Woutersa (2003; 2007) związane są przede wszystkim z analizami wpływu polityki pieniężnej na gospodarkę. W modelach tych polityka fiskalna nie odgrywa większej roli. Przykładowo, Christiano, Eichenbaum i Evans (2005) wprowadzają politykę fiskalną do modelu poprzez podatki zryczałtowane – przy utrzymaniu standardowych założeń polityka ta ma charakter ricardiański. Smets i Wouters (2003) wprowadzają wydatki finansowane podatkami zryczałtowanymi, ponadto zakładają, że rząd emituje obligacje. Uzyskany w tym badaniu przebieg funkcji reakcji na pozytywny szok w wydatkach wskazuje na silny efekt wypierania konsumpcji. Jak podkreślono, zastosowany model, podobnie jak standardowe modele RBC, nie wykazuje pozytywnego oddziaływania szoku w wydatkach rządowych na konsumpcję prywatną.

Standardowy model nowej syntezy neoklasycznej z lepkimi cenami prezentują m.in. Linnemann i Schabert (2003). Model ten ukazuje efekty szoków fiskalnych<sup>30</sup> w dwóch różnych reżimach monetarnych (egzogeniczna ścieżka wzrostu nominalnej podaży pieniądza oraz kształtowanie stopy procentowej regułą Taylora). W przeprowadzonym badaniu efekty polityki fiskalnej zależą od przyjętych uwarunkowań monetarnych. Uzyskano, że polityka fiskalna okazała się ekspansywna w skutkach, gdy stopa procentowa determinowana była regułą Taylora, co więcej – w tym wariantcie natychmiastowy wpływ zaburzenia fiskalnego na konsumpcję prywatną okazał się pozytywny (następnie efekt ten stał się negatywny, po czym wygasł).

30 W badaniu analizowany jest efekt szoków w wydatkach rządowych, które z kolei finansowane są podatkami zryczałtowanymi.

Jak już wspomniano, standardowe modele DSGE były zdominowane raczej analizami monetarnymi, co wynikało m.in. z uwzględnienia w ich strukturze reguły polityki pieniężnej. Niemniej modele te stanowiły podstawy do analiz optymalnej polityki fiskalnej i monetarnej w krajach unii walutowej (zob. np. Galí i Monacelli, 2008; Forlatti, 2009; Beetsma i Jensen, 2005). Przykładowe badanie oddziaływania polityki fiskalnej w strefie euro prezentują Furceri i Mourougane (2010). Zastosowany w tym badaniu model uwzględnia gospodarstwa domowe ograniczone płynnością. W pracy tej wykazano silny wpływ uporczywości cen oraz obecności ograniczonych płynnością gospodarstw domowych na kształtowanie wielkości mnożników. Niericardiańskie gospodarstwa domowe w swoich badaniach uwzględniają również np. Ratto, Roeger i in't Veld (2009) oraz Roeger i in't Veld (2009), o czym już wspomniano w podrozdziale 2.1.1. niniejszej pracy.

Rozbudowane i modyfikowane modele nowej syntezy neoklasycznej stanowią podstawowy model analiz większości banków centralnych. Szersze zainteresowanie ich wykorzystaniem do analiz fiskalnych nastąpiło z końcem pierwszej dekady XXI w. za sprawą globalnego kryzysu finansowo-gospodarczego, który zmienił uwarunkowania prowadzenia polityki gospodarczej, głównie ze względu na ograniczoną skuteczność polityki monetarnej w tym okresie<sup>31</sup>.

## 2.2. Polityka fiskalna w empirycznych modelach wektorowej autoregresji

Modele empiryczne stanowią jedno z narzędzi analitycznych wykorzystywanych w ocenie oddziaływania polityki fiskalnej na gospodarkę. Najczęściej stosowane są do tego celu modele wektorowej autoregresji (VAR), w tym strukturalne modele VAR włączające teorię do typowo empirycznych modeli tej klasy.

Modele wektorowej autoregresji swój początek wiążą z pracą Simsa (1980), który zaproponował podstawy nowego modelowania. W klasycznych modelach VAR nie występuje dokładny podział na zmienne endogeniczne i egzogeniczne, nie nakłada się restrykcji zerowych, a ponadto brakuje ścisłego osadzenia podstaw tych modeli w teorii ekonomii (Charemza i Deadman, 1997). Brak teorii ekonomicznej, która stanowiłaby podstawę konstrukcji modeli, spowodował, że modele te określano mianem ateoretycznych (*atheoretical*) (Cooley i Leroy, 1985), poddając je krytyce. Rozwinięcie modelu VAR do postaci

31 Należy zaznaczyć, że rozszerzony przegląd literatury w zakresie analiz fiskalnych w modelach teoretycznych z restrykcjami przedstawiono w rozdziale trzecim niniejszej pracy.

strukturalnej (*structural VAR* – *SVAR*) umożliwiło uwzględnienie zależności teoretycznych, a tym samym zastosowanie tych modeli do analiz polityki ekonomicznej.

Jak wynika z przeglądu literatury, najczęściej w analizach fiskalnych prowadzonych z wykorzystaniem modeli bazujących na wektorowej autoregresji uwzględnia się m.in.: (i) podejście rekursywne i dekompozycję Choleskiego z restrykcjami zerowymi, które zapobiegają jednoczesnym sprzężeniom pomiędzy koniunkturą a zmiennymi fiskalnymi (Caldara i Kamps, 2006; 2008; Fatás i Mihov, 2001), (ii) strukturalne modele VAR (*SVAR*) oparte na instytucjonalnych informacjach z zakresu systemu podatkowego i systemu transferów, z uwzględnieniem restrykcji nakładanych na jednoczesne zależności pomiędzy zmiennymi makroekonomicznymi (podejście wprowadzone przez Blancharda i Perottiego (2002), rozszerzane m.in. przez Perottiego (2005)), (iii) restrykcje znaków nakładane w funkcji reakcji na impuls (identyfikacja szoków wykorzystana w analizach polityki monetarnej przez Uhliga (2005) i zaadaptowana do analiz polityki fiskalnej przez Mountforda i Uhliga (2009)).

W modelach VAR kontrolowanie odpowiedzi na szoki fiskalne następuje poprzez przyjęcie specyficznych założeń w postaci schematu identyfikacji – reakcja systemu na szok zależy w dużej mierze od wprowadzonej identyfikacji zaburzeń. Caldara i Kamps (2008; 2017) wykazują, że różnice w reakcji systemu wynikają również z założeń dotyczących restrykcji związanych z elastycznościami wydatków oraz elastycznościami dochodów budżetowych. W związku z powyższym przyjęty schemat identyfikacji oraz założenia modelu mogą wpływać na zróżnicowanie wielkości mnożników liczonych nawet dla tego samego okresu (zob. np. badanie Caldary i Kampsa (2017), którzy przeprowadzili analizę mnożników fiskalnych dla Stanów Zjednoczonych na próbie czasowej obejmującej lata 1947–2006).

Należy wspomnieć, że w analizach opartych na modelach wektorowej autoregresji pozytywny szok w wydatkach rządowych najczęściej wpływa nie tylko na wzrost produkcji, ale także na wzrost konsumpcji prywatnej i zatrudnienia (np. Fatás i Mihov, 2001). Ta własność „dowodów empirycznych” uzyskanych z modeli VAR stanowiła niejednokrotnie narzędzie weryfikacji wyników dla analiz polityki fiskalnej w modelach teoretycznych (zob. np. Fatás i Mihov, 2001; Bouakez i Rebei, 2007).

Ogólna postać zredukowana modelu wektorowej autoregresji, wykorzystywana m.in. do analiz fiskalnych (Caldara i Kamps, 2008), jest następująca:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{A}(L)\mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (19),$$

gdzie:  $\mathbf{X}_t$  – wektor zmiennych endogenicznych,  $L$  – operator opóźnień,  $\mathbf{u}_t$  – wektor reszt postaci zredukowanej,  $E(\mathbf{u}_t) = 0$ ,  $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t') = \Sigma_u$  oraz  $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_s') = 0$  dla  $s \neq t$ . W powyższym zapisie (19) pominięto zmienne deterministyczne, takie jak wyraz wolny, trend czy zmienne zero-jedynkowe.

Dla modelu z trzema najczęściej występującymi zmiennymi (produkcja  $Y_t$ , wydatki rządowe  $G_t$  oraz podatki netto  $T_t$ ) powyższą zależność można przedstawić jako:

$$\begin{bmatrix} G_t \\ T_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \mathbf{A}(L) \begin{bmatrix} G_{t-1} \\ T_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^t \\ u_t^y \end{bmatrix} \quad (20).$$

Elementy wektora  $u_t$  mogą zostać przedstawione jako liniowe kombinacje szoków, przy czym konieczne staje się przyjęcie pewnej systematyki w identyfikacji zaburzeń.

### Dekompozycja Choleskiego

Dekompozycja Choleskiego została zaadaptowana do analiz polityki fiskalnej, m.in. przez Calderę i Kampsa (np. 2008) oraz częściowo przez Fatás i Mihova (2001)<sup>32</sup>. Ogólnie zależność pomiędzy resztami formy zredukowanej a zakłóceniami strukturalnymi<sup>33</sup> może zostać przedstawiona jako:

$$\mathbf{A}_0 u_t = \mathbf{B} e_t \quad (21).$$

Powyższy zapis pozwala na ukazanie jednoczesnych (*contemporaneous*) zależności pomiędzy elementami wektora  $u_t$  oraz  $e_t$ . Przyjmuje się, że macierz wariancji-kowariancji jest opisana  $\Sigma_u = \mathbf{A}_0^{-1} \Sigma_e (\mathbf{A}_0^{-1})'$ . W dekompozycji Choleskiego (zakłada się, że macierz wariancji-kowariancji  $\Sigma_u = \mathbf{P}\mathbf{P}'$ ) następuje zdefiniowanie macierzy diagonalnej  $\mathbf{D}$ , która ma takie same elementy na przekątnej głównej jak macierz  $\mathbf{P}$  i dodatkowo przyjmuje się założenie  $\mathbf{A}_0^{-1} = \mathbf{P}\mathbf{D}^{-1}$  oraz  $\Sigma_e = \mathbf{D}\mathbf{D}'$ , tzn. gdy poszczególne elementy na przekątnej głównej macierzy  $\mathbf{P}$  i  $\mathbf{D}$  są równe odchyleniu standardowemu poszczególnych szoków (zob. Caldara i Kamps, 2008, s. 13). Wówczas, uwzględniając te założenia, równanie (21) może zostać zapisane w następującej postaci:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -a_{21} & 1 & 0 \\ -a_{31} & -a_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^1 \\ u_t^2 \\ u_t^3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ e_t^3 \end{bmatrix} \quad (22).$$

32 Fatás i Mihov (2001) przyjęli identyfikację zgodną z podejściem Blancharda i Perottiego (2002) tylko w odniesieniu do wydatków, umożliwili natomiast istnienie jednoczesnych (*contemporaneous*) zależności pomiędzy podatkami i pozostałymi zmiennymi w systemie. Oznacza to, że wydatki zostały uporządkowane na pierwszym miejscu w wektorze zmiennych endogenicznych.

33 Zapis ten wynika z przyjęcia (przykładowej) postaci strukturalnej  $\mathbf{A}_0 X_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{A}(L) X_{t-1} + \mathbf{B} e_t$  do modelu o postaci zredukowanej (19).

Podejście implikuje nadanie kolejności odpowiedzi. Dla dotychczasowego przykładu trzech zmiennych zależność (22) może zostać zapisana następująco:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -a_{21} & 1 & 0 \\ -a_{31} & -a_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^t \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix} \quad (23).$$

Zapis (23) można przekształcić do postaci, która, przy uwzględnieniu zaproponowanej powyżej kolejności zmiennych, odzwierciedla w sposób bardziej przejrzysty te zależności:

$$u_t^g = e_t^g \quad (24),$$

$$u_t^t = a_{21}u_t^g + e_t^t \quad (25),$$

$$u_t^y = a_{31}u_t^g + a_{32}u_t^t + e_t^y \quad (26).$$

Zastosowanie dekompozycji implikuje następujące relacje:

- wydatki jednocześnie nie reagują na szoki w innych zmiennych (tj. ze strony PKB i podatków netto) w danym systemie;
- podatki netto jednocześnie nie reagują na szok PKB, natomiast dodatkowo podlegają jednoczesnemu wpływowi zaburzenia w wydatkach;
- wszystkie szoki mają jednoczesny wpływ na PKB.

Należy zaznaczyć, że dekompozycja przeprowadzona jest dla okresu początkowego ( $t$ ), po upływie którego zmienne mogą reagować bez nadanych powyżej restrykcji. Co więcej, zmiana kolejności zmiennych wpływać będzie na zmianę oddziaływania zaburzeń ze względu na macierz trójkątną, która w omawianym powyżej przykładzie jest macierzą trójkątną dolną.

Omawiany schemat nie jest wystarczającą techniką dla oceny wpływu bodźców fiskalnych na gospodarkę, w której występują sprzężenia zwrotne. Wykorzystywany jest on głównie w analizach monetarnych<sup>34</sup>. Dekompozycja Choleskiego stanowiła podstawę dla rozwinięcia identyfikacji szoków w badaniu m.in. Blancharda i Perottiego (2002), wykorzystana została także m.in. przez Calderę i Kampsę (2008; 2017) do analiz porównawczych.

### **Podejście Blancharda i Perottiego (2002) – strukturalny VAR**

Popularną techniką identyfikacji szoków fiskalnych w modelach VAR jest podejście zaproponowane przez Blancharda i Perottiego (2002), którzy podjęli próbę wyznaczenia mnożników fiskalnych dla Stanów Zjednoczonych dla lat powojennych przy wykorzystaniu danych kwartalnych (najdłuższa próba obejmuje okres między pierwszym kwartałem 1947 r. a czwartym kwartałem 1997 r.).

<sup>34</sup> Najbardziej znane zastosowanie dekompozycji w analizach szoków polityki monetarnej dotyczy badania Christiana, Eichenbauma i Evansa (1998).

W tym celu rozwinięto model VAR z trzema zmiennymi w wyrażeniu realnym *per capita* (przedstawionymi jako logarytmy): PKB, wydatki rządowe (ograniczone wyłącznie do wydatków na konsumpcję oraz wydatków na inwestycje) i podatki netto (tj. dochody podatkowe pomniejszone o transfery). Zaproponowana przez Blancharda i Perottiego dekompozycja stanowiła zaadaptowanie podejścia, jakie wykorzystywali m.in. Bernanke i Mihov (1998) oraz Gordon i Leeper (1994)<sup>35</sup> do analiz polityki monetarnej<sup>36</sup>.

Zmieniając nieznacznie oznaczenia przyjęte w artykule Blancharda i Perottiego (2002), tak aby m.in. częściowo dostosować elementy wektora reszt postaci zredukowanej i elementy wektora zaburzeń strukturalnych do oznaczeń stosowanych powyżej, można przyjąć, że bazowa specyfikacja modelu ma postać:

$$\begin{bmatrix} T_t \\ G_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \mathbf{A}(L, q) \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ G_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^t \\ u_t^g \\ u_t^y \end{bmatrix} \quad (27),$$

gdzie wektor  $[u_t^t \ u_t^g \ u_t^y]'$  jest wektorem reszt postaci zredukowanej, ponadto,  $T_t$  – logarytm realnych podatków netto *per capita*,  $G_t$  – logarytm realnych wydatków rządowych *per capita*,  $Y_t$  – logarytm realnego PKB *per capita*.

Identyfikacja szoków przeprowadzona została w ramach trzyetapowego postępowania. Szoki strukturalne uwzględniono poprzez rozwinięcie wektora  $[u_t^t \ u_t^g \ u_t^y]'$  przy założeniu liniowej zależności pomiędzy resztami postaci zredukowanej i szokami strukturalnymi. Poszczególne składniki wektora rozwinięto następująco:

$$u_t^t = a_1 u_t^y + a_2 e_t^g + e_t^t \quad (28),$$

$$u_t^g = b_1 u_t^y + b_2 e_t^t + e_t^g \quad (29),$$

$$u_t^y = c_1 u_t^t + c_2 u_t^g + e_t^y \quad (30).$$

Elementy  $e_t^t$ ,  $e_t^g$ ,  $e_t^y$  oznaczają w powyższym systemie strukturalne szoki odpowiednio w podatkach netto, wydatkach rządowych oraz PKB.

35 Analizy te uwzględniały identyfikację, w której przyjęto założenie o jednoczesnym braku reakcji sektora prywatnego na zmiany w analizowanej polityce pieniężnej.

36 Polityka fiskalna nie stanowiła w tym okresie szczególnego zainteresowania na gruncie modeli VAR. Modele te były popularnymi technikami oceny transmisji monetarnej oraz analiz reakcji zmiennych makroekonomicznych na zaburzenia ze strony polityki pieniężnej, zob. np. Bernanke (1986), Blanchard i Watson (1986), Bernanke i Blinder (1992), Favero (2002), Christiano, Eichenbaum i Evans (1998), Bernanke i Mihov (1998). Blanchard i Perotti (2002) przytaczają argumenty, które ich zdaniem pozwalają na zastosowanie modeli wektorowej autoregresji, wykorzystywanych dotychczas do analiz polityki pieniężnej, na rzecz badań w zakresie polityki fiskalnej.

W etapie pierwszym identyfikacja została przeprowadzona poprzez połączenie właściwości modelu SVAR z instytucjonalnymi informacjami o systemie podatkowym, informacjami o programach w zakresie wydatków rządowych oraz informacjami o systemie transferów. Pozwoliło to, przy zastosowaniu danych kwartalnych, na ustalenie wartości parametrów  $a_1$  oraz  $b_1$ , które wyznaczono poprzez określenie kwartalnych elastyczności podatków netto oraz wydatków rządowych względem PKB (automatyczną reakcję „przechwytyując” elastyczności). Ustalenia parametru  $a_1$  wskazują na dużą zmienność w zależności od okresu, dla którego przeprowadzono badanie<sup>37</sup>. Ze względu na brak możliwości jednoznacznego oszacowania automatycznej reakcji wydatków rządowych na zmiany PKB przyjęto parametr  $b_1$  za równy zero ( $b_1 = 0$ )<sup>38</sup>.

W drugim etapie, wykorzystując oszacowania parametru  $a_1$  oraz  $b_1 = 0$ , zbudowano skorygowane cyklicznie reszty postaci zredukowanej dla podatków netto ( $u_t''$ ) i wydatków rządowych ( $u_t^{s'}$ ), określone jako:

$$u_t'' = u_t^t - a_1 u_t^y \quad (31),$$

$$u_t^{s'} = u_t^s - b_1 u_t^y = u_t^s, \text{ dla } b_1 = 0 \quad (32).$$

Powyższe wielkości wykorzystane zostały jako instrumenty pozwalające na dokonanie oszacowania wartości parametrów  $c_1$  oraz  $c_2$  w równaniu  $u_t^y$ .

Krok trzeci dotyczy wyznaczenia parametrów  $a_2$  oraz  $b_2$ . Ich ustalenie uznano za dość problematyczne, wskazano bowiem, że trudno określić, czy podatki netto odpowiadają na wzrost wydatków, czy też wydatki rządowe na wzrost podatków netto w sytuacji, gdy jednocześnie wzrastają podatki i wydatki. W tej sytuacji

37 Wartość parametru  $a_1$  została ustalona poprzez wykorzystanie elastyczności poszczególnych podatków względem ich baz:

$$a_1 = \sum_i \eta_{(T,B_i)} \eta_{(B_i,Y)} \frac{T_i}{T},$$

gdzie:  $\eta_{(T,B_i)}$  – elastyczność  $i$ -tego podatku względem jego bazy podatkowej,  $\eta_{(B_i,Y)}$  – elastyczność  $i$ -tej bazy podatkowej względem produkcji,  $T$  – całkowite dochody podatkowe.

Jak wspomniano, w zależności od próby czasowej oszacowanie parametru  $a_1$  ulega zmianom. W większości analiz przyjęto średnią wartość parametru równą 2,08. Wspomnieć należy, że obliczając elastyczności, Blanchard i Perotti (2002) posłużyli się metodyką OECD opisaną m.in. przez Giorna, Richardsona, Roseveare i van den Noorda (1995).

38 Przyjęta wartość parametru dla identyfikacji zaburzeń ze strony wydatków rządowych ( $b_1 = 0$ ) wynika z następującej zależności:

$$b_1 = \frac{\Delta G Y}{\Delta Y G} \approx \frac{\log G_t}{\log Y_t},$$

która jest przybliżeniem elastyczności wydatków względem PKB. Zdaniem Blancharda i Perottiego wartość parametru  $b_1$  dla Stanów Zjednoczonych jest zbliżona do zera. Biorąc pod uwagę założenie, że wydatkami, które oddziałują automatycznie na zmiany PKB, są zasiłki dla bezrobotnych (por. np. Momigliano i Staderini, 1999; European Commission, 2000; van den Noord, 2000), to uwzględniając strukturę wydatków (łącznie wydatki publiczne na konsumpcję oraz inwestycje), wartość parametru  $b_1$  można przyjąć za zbliżoną do 0.

uwzględniono dwa alternatywne warianty: (i) jeżeli zmiany podatkowe zapadają jako pierwsze (wydatki odpowiadają na zaburzenie), wówczas parametr  $a_2$  przyrównany zostaje do zera, co pozwala na oszacowanie wartości parametru  $b_2$ ; (ii) gdy decyzja o wydatkach zapada jako pierwsza, wówczas to  $a_2$  jest szacowane, parametr  $b_2$  podlega zaś wyłączeniu z estymacji, tzn.  $b_2 = 0$ <sup>39</sup>.

Blanchard i Perotti (2002) empiryczną analizę dynamicznej reakcji koniunktury na szoki w instrumentach polityki fiskalnej przeprowadzili w dwóch wariantach, z uwzględnieniem trendu deterministycznego oraz trendu stochastycznego. W pracy analizowana jest reakcja PKB i jego komponentów na szok w instrumencie polityki fiskalnej (w wydatkach lub w podatkach netto). Prezentowane obliczenia, ujmowane jako mnożnik, dotyczą transformacji funkcji reakcji na impuls i zdefiniowane zostały w tej pracy jako odpowiedź PKB na szok w instrumencie polityki fiskalnej. Oznacza to, że Blanchard i Perotti (2002) definiują mnożnik jako odpowiedź PKB (wyrażoną w dolarach) na zaburzenie w instrumencie polityki fiskalnej o wartości jednego dolara.

W przypadku założenia o występowaniu dodatnich szoków w podatkach netto jako pierwszych ( $a_2 = 0$ ) ustalone mnożniki podatków były ujemne i kształtowały się następująco: w analizach prowadzonych z trendem stochastycznym mnożnik dla pierwszego kwartału wyniósł  $-0,70$  (odpowiednio  $-0,69$  w wariancie z trendem deterministycznym), dla czwartego kwartału po zaburzeniu  $-1,07$ , a dla ósmego kwartału  $-1,32$  (odpowiednio  $-0,74$  oraz  $-0,72$  przy uwzględnieniu trendu deterministycznego). Najsilniejsza reakcja w modelu z trendem deterministycznym wyniosła  $-0,78$  w piątym kwartale, a z trendem stochastycznym  $-1,33$  w siódmym kwartale. W przypadku wariantu dla trendu stochastycznego wpływ podatków netto na PKB okazał się bardziej trwały oraz silniejszy.

Jeśli dodatni szok w wydatkach rządowych wystąpił jako pierwszy ( $b_2 = 0$ ), reakcja PKB na zaburzenie również zależała od wariantu specyfikacji, a mnożniki były dodatnie. W wariancie z trendem deterministycznym zdefiniowany przez autorów mnożnik wyniósł  $0,84$  dla pierwszego kwartału po zaburzeniu,  $0,45$  dla czwartego kwartału, a  $0,54$  dla ósmego kwartału (maksymalny wyniósł  $1,29$  dla piętnastego kwartału po zaburzeniu). Natomiast w przypadku przyjęcia założeń o trendzie stochastycznym mnożniki te kształtowały się odpowiednio:  $0,90$  dla pierwszego kwartału,  $0,55$  dla czwartego kwartału oraz  $0,65$  dla ósmego kwartału, przy czym najsilniejsza reakcja wystąpiła w kwartale pierwszym. Analiza funkcji reakcji na impuls pokazuje, że w całym analizowanym horyzoncie reakcja PKB na szok w wydatkach rządowych przy założeniu trendu stochastycznego utrzymywała się na względnie zbliżonym poziomie, podczas gdy w wariancie z trendem deterministycznym odnotowała krótkotrwały spadek, po czym wzrosła i osiągnęła maksimum (w piętnastym kwartale), a następnie uległa stopniowemu

39 Należy wspomnieć, że porównanie obu wariantów nie wykazało znaczących różnic w reakcji produkcji na impuls fiskalny.



spadkowi, co świadczy o powolnym wygasaniu skutków impulsu. W obu przypadkach reakcja produkcji była dodatnia w całym okresie symulacji prowadzonej na podstawie wydatków rządowych.

Niezależnie od wariantu, w dwudziestokwartalnym horyzoncie analiz PKB reagował pozytywnie na dodatni szok w wydatkach rządowych oraz negatywnie na szok w podatkach netto.

Blanchard i Perotti (2002) rozszerzyli swoje badanie o ocenę wpływu szoków podatkowych i szoków w wydatkach rządowych na wybrane składniki PKB, przy czym próba czasowa obejmowała I kw. 1960 r. – IV kw. 1997 r. Szok w podatkach netto powodował spadek konsumpcji niezależnie od wariantu modelu. W przypadku inwestycji prywatnych zaobserwowano różnice w reakcji na szok podatkowy – przy uwzględnieniu założeń o trendzie stochastycznym reakcja była ujemna w całym okresie analiz, natomiast w wariantcie zakładającym trend deterministyczny reakcja była początkowo ujemna, ale po pierwszym kwartale uległa stopniowemu wzrostowi i po upływie dwóch lat ukształtowała się powyżej stanu sprzed zaburzenia (reakcja dodatnia), co świadczyło o zmianie charakteru odpowiedzi inwestycji na szok. Z kolei szok wydatkowy pozytywnie oddziaływał na konsumpcję, a w przypadku inwestycji reakcja zależała od wariantu modelu: w wariantcie z trendem deterministycznym w całym dwudziestokwartalnym horyzoncie inwestycje reagowały negatywnie z najwyższą siłą efektu wypierania w piątym kwartale, a w analizie z trendem stochastycznym reakcja ta po pierwszym kwartale była wprawdzie dodatnia, lecz po upływie roku inwestycje reagowały ujemnie, co obserwuje się aż do końca wygenerowanego horyzontu analiz. Efekt wypierania inwestycji prywatnych był słabszy w modelu z trendem stochastycznym. Z analiz wynika ogólna konkluzja, że inwestycje zmalały zarówno na skutek wzrostu podatków netto, jak i wzrostu wydatków<sup>40</sup>. W pracy zawarto również dodatkowe analizy prowadzone dla szoków antycypowanych<sup>41</sup>.

W badaniu Blancharda i Perottiego (2002) wzrost wydatków wprawdzie powodował wzrost produkcji i konsumpcji, jednakże negatywnie wpływał na inwestycje. Natomiast pozytywny szok w podatkach netto redukował nie tylko konsumpcję, ale i inwestycje, obniżając PKB w powojennej gospodarce Stanów Zjednoczonych. Autorzy podkreślają jednak, że o ile standardowe neoklasyczne oraz

40 Blanchard i Perotti podkreślają, że uzyskane dla inwestycji wyniki, o ile są zgodne z analizami płynącymi z podejścia neoklasycznego, o tyle są trudne do objaśnienia na gruncie podejścia keynesowskiego.

41 Ze względu na występowanie opóźnień w polityce fiskalnej szoki fiskalne mogą być w pewien sposób antycypowane. Przeprowadzone symulacje dla wariantów z zaburzeniami antycypowanymi i nieantycypowanymi wskazują na odmienne wyniki, zwłaszcza w bezpośredniej reakcji na szok, przy czym podkreślono, że znaczenie ma wartość parametru określającego oczekiwania (ustalona na podstawie elastyczności podatków netto względem opóźnionego PKB). Zróżnicowana natychmiastowa reakcja na szok (pozytywna, negatywna) ujawniła się w przypadku szoku w podatkach netto, przy czym wpływ na nie miała przyjęta wartość parametru oczekiwań.

keynesowskie podejścia implikują pozytywny wpływ wzrostu wydatków rządowych na produkcję, o tyle różnice między wynikami modelu VAR i podejścia neoklasycznego ujawniają się przede wszystkim w ocenie reakcji konsumpcji.

Metoda identyfikacji szoków zaproponowana przez Blancharda i Perottiego (2002) zyskała szeroką akceptację (zob. np. Perotti, 2005; 2007; Ilzetzki, Mendoza i Végh, 2013; Baum i Koester, 2011; Caldara i Kamps, 2017). Przykładowo, Perotti (2005) zmodyfikował analizę Blancharda i Perottiego (2002) w kilku aspektach, m.in. poprzez rozszerzenie modelu do pięciu zmiennych<sup>42</sup> oraz zwiększenie liczby krajów poddanych badaniu. Bazowa analiza dotyczyła wpływu szoków fiskalnych na PKB, stopę procentową oraz inflację w pięciu krajach OECD (Stany Zjednoczone, Kanada, Wielka Brytania, Niemcy i Australia). Badanie pozwoliło zaobserwować bardzo duże różnice w odpowiedzi na szok fiskalny, które zarysowały się zarówno między krajami, jak i pomiędzy analizowanymi podokresami<sup>43</sup>. Wygenerowane skumulowane reakcje produkcji na szok w wydatkach rządowych z reguły w czwartym kwartale wskazywały na mnożniki niższe niż 1 (wyjątek stanowiła reakcja dla USA ustalona dla podokresu I kw. 1960 r. – IV kw. 1979 r.). W przypadku Niemiec, w obu wyodrębnionych podokresach, dwunastokwartalna skumulowana odpowiedź na szok w wydatkach była ujemna. Z kolei w czwartym kwartale w przypadku analiz prowadzonych dla drugiej próby czasowej negatywne skumulowane odpowiedzi na impuls w wydatkach rządowych zostały uzyskane dla Wielkiej Brytanii oraz Kanady. Na podstawie badania nie uzyskano potwierdzenia, aby cięcia podatkowe efektywniej oddziaływały na produkcję niż wzrost wydatków, ale podkreślono, że oddziaływanie wydatków rządowych i cięć podatkowych zmieniało się zależnie od analizowanej próby czasowej.

### Restrykcje znaków

Mountford i Uhlig (2009) do identyfikacji proponują metodę, która ich zdaniem ma uniwersalne zastosowanie, a której zaletą jest zdolność do rozróżniania zmian zachodzących na skutek nieoczekiwanych szoków fiskalnych od tych zaburzeń,

42 Wspomniane zmienne to: logarytm urealnionych wydatków rządowych na towary i usługi (*per capita*)  $g_t$ , logarytm urealnionych pierwotnych dochodów netto w wyrażeniu *per capita* (tj. dochody pomniejszone o transfery, zwane także podatkami netto)  $t_t$ , logarytm urealnionej produkcji w wyrażeniu *per capita*  $y_t$ , stopa inflacji (miernik: deflator PKB)  $\pi_t$ , długookresowa nominalna stopa procentowa (dziesięcioletnia)  $i_t$ . Zredukowana postać VAR jest następująca:  $X_t = A(L)X_{t-1} + U_t$ , gdzie  $X_t \equiv [g_t \ t_t \ y_t \ \pi_t \ i_t]'$ ,  $U_t \equiv [u_t^g \ u_t^t \ u_t^y \ u_t^\pi \ u_t^i]'$ .

43 Australia I kw. 1960 r. – II kw. 2001 r., Kanada I kw. 1961 r. – IV kw. 2001 r., Niemcy I kw. 1960 r. – IV kw. 1989 r., Wielka Brytania I kw. 1963 r. – II kw. 2001 r., Stany Zjednoczone I kw. 1960 r. – IV kw. 2001 r. Podokres pierwszy obejmował dane od początku próby do IV kw. 1979 r. (IV kw. 1974 r. dla Niemiec), próba druga trwała od I kw. 1980 r. (I kw. 1975 r. dla Niemiec) do końca analizowanej próby czasowej. Konieczność wyodrębnienia obu podokresów Perotti tłumaczył zjawiskami, które ujawniły się w trakcie ich trwania, a które jego zdaniem miały wpływ na stymulowanie procesów fiskalnych w gospodarce (np. rosnąca otwartość analizowanych gospodarek czy powstające ograniczenia kredytowe).

które mają charakter monetarny lub wynikają ze zmian aktywności gospodarczej. Zaproponowana metoda identyfikacji stanowi rozszerzenie metody Uhliga (2005)<sup>44</sup> wykorzystanej w analizie szoków monetarnych i polega na nałożeniu restrykcji na znaki w funkcji reakcji wybranych zmiennych makroekonomicznych. W badaniu Mountforda i Uhliga (2009) wyodrębniono trzy kategorie zaburzeń: zaburzenia monetarne, zaburzenia koniunkturalne (tj. innowacje w PKB) oraz zaburzenia fiskalne, przy czym na ostatnią kategorię składają się zaburzenia w wydatkach rządowych lub podatkach netto (zob. tabela 2). Zmienne fiskalne zostały zdefiniowane tak jak w opracowaniu Blancharda i Perottiego (2002), tzn. wydatki rządowe należy rozumieć jako rządowe wydatki na konsumpcję oraz na inwestycje, na podatki netto składają się natomiast dochody podatkowe pomniejszone o transfery. Model zawiera dziesięć zmiennych. W ocenie Mountforda i Uhliga (2009) trudno jednoznacznie określić kierunek wpływu szoków na wszystkie kategorie makroekonomiczne w trakcie kolejnych kwartałów, stąd też przyjęte definicje szoków zawierają informacje o kierunku ich oddziaływania na określone zmienne wyłącznie w trakcie czterech kwartałów po wystąpieniu zaburzenia. W badaniu empirycznym założono, że dodatni szok koniunkturalny (szok w PKB) pozytywnie oddziałuje zarówno na produkcję, konsumpcję prywatną, inwestycje oraz dochody budżetowe, z kolei szok monetarny pozytywnie wpływa na stopę procentową, a negatywnie oddziałuje na ceny i rezerwy monetarne<sup>45</sup>. Innowacje fiskalne (obejmujące wydatki, podatki netto) zostały wyodrębnione jedynie poprzez założenie o ich ortogonalności względem szoków koniunkturalnych i monetarnych. Przyjęto, że dodatni szok wydatkowy powoduje wyłącznie wzrost wydatków, a dodatni szok podatkowy zwiększa dochody państwa. Efekty zaburzeń zostały przeanalizowane za pomocą funkcji reakcji na impuls. Badaniu podlegała gospodarka Stanów Zjednoczonych w kwartalnych okresach z lat 1955–2000.

W badaniu skonstruowano odpowiedzi na impuls dla trzech rodzajów kombinacji szoków fiskalnych (stanowiących scenariusze prowadzenia polityki fiskalnej): finansowane deficytem cięcia podatków<sup>46</sup>, finansowany deficytem wzrost wydatków<sup>47</sup> oraz wzrost wydatków finansowany wzrostem podatków

44 Podejście wykorzystujące restrykcje znaków zaadaptowane zostało także w badaniach, które prowadzili np. Faust (1998), Canova i de Nicolo (2002), Canova i Pappa (2007), Canova i Paustian (2010), Uhlig (2005), Fry i Pagan (2007; 2011), Dungey i Fry (2009), przy czym początki podejścia związane są przede wszystkim z prowadzeniem analiz monetarnych, które dotyczyły nakładania różnych restrykcji, np. Faust (1998) identyfikował szoki polityki pieniężnej, nakładając restrykcje w momencie odpowiedzi.

45 Dostosowana baza monetarna (*adjusted monetary base*).

46 Scenariusz zakładający pozostawienie wydatków rządowych bez zmian oraz spadek podatków netto o 1% w okresie czterech kwartałów następujących po inicjującym szoku.

47 Scenariusz zakładający pozostawienie podatków netto bez zmian oraz wzrost wydatków o 1% w okresie czterech kwartałów następujących po inicjującym szoku.

(zachowanie równowagi w budżecie)<sup>48</sup>. Na podstawie wyników zasugerowano, że najlepszym wariantem prowadzenia polityki fiskalnej w krótkim okresie wydaje się obniżanie podatków finansowane deficytem ze względu na uzyskane wysokie mnożniki. W wariacie tym najwyższy mnożnik (według wartości obecnej) uzyskano w dwunastym kwartale i wyniósł on 5,25 (podany mnożnik jest medianą), dla porównania, w pierwszym kwartale mnożnik wyniósł 0,29, a w czwartym kwartale 0,52. Z kolei analiza efektów z wariantu opartego na wzroście wydatków finansowanych deficytem sugeruje, że długookresowy koszt wzrostu wydatków państwa mógłby się okazać wyższy niż krótkookresowa korzyść w postaci wzrostu produkcji. Ponadto wyniki analiz wskazują, że inwestycje reagują spadkiem na wzrost wydatków, głównie ze względu na obecność silnego efektu wypierania, co ma miejsce niezależnie od wariantu finansowania rosnących wydatków (deficytem lub rosnącymi obciążeniami podatkowymi).

**Tabela 2.** Identyfikacja restrykcji znaków

	Dochody	Wydatki	PKB	Konsumpcja prywatna	Inwestycje prywatne	Stopa procentowa	Rezerwy	Ceny
Szoki nefiskalne								
• koniunkturalny	+		+	+	+			
• monetarny						+	-	-
Szoki fiskalne								
• dochody	+							
• wydatki		+						

Źródło: opracowanie własne na podstawie Mountford i Uhlig, 2009, s. 965.

Restrykcje znaków w fiskalnych modelach VAR stosują m.in. Caldara i Kamps (2008; 2010; 2017) oraz Canova i Pappa (2007). Potencjalne problemy z wykorzystaniem podejścia opartego na restrykcjach znaków akcentują m.in. Fry i Pagan (2011), Baumeister i Hamilton (2015), Arias, Rubio-Ramírez i Waggoner (2018).

48 Scenariusz zakładający wzrost wydatków o 1%, którym odpowiada stosowny wzrost podatków (wyższy niż 1%) zapewniający pokrycie rosnących wydatków z dochodów podatkowych (konieczny wzrost podatków ustalono na 1,28%) w okresie czterech kolejnych kwartałów.

### **2.3. Studia zdarzeń oraz podejście narracyjne i ich implementacja na potrzeby identyfikacji w wybranych modelach empirycznych oraz teoretycznych uwzględniających politykę fiskalną**

Analiza efektów polityki fiskalnej prowadzona jest także w ramach podejścia opartego na wykorzystaniu zapisów narracyjnych (*narrative record approach*) stosowanego m.in. przez Romer i Romera (2010) do analiz wpływu zmian podatkowych na gospodarkę Stanów Zjednoczonych, w tym tzw. podejścia narracyjnego (*narrative approach*) i studiów zdarzeń (*event-study approach*) opartych na analizie epizodów polityki fiskalnej, zwłaszcza analizie epizodów wojennych, dla których występuje wysokie natężenie wydatków o charakterze militarnym (Ramey i Shapiro, 1998; Ramey, 2011), gdyż uznaje się, że wydatki militarne mają charakter silnie egzogeniczny i nie zachodzą między nimi a koniunkturą sprzężenia zwrotne, co stanowi zaletę tego podejścia.

Ogólnie, podejście narracyjne polega na identyfikacji egzogenicznych szoków fiskalnych, co często następuje z wykorzystaniem specjalnie skonstruowanych zmiennych (np. na podstawie informacji czerpanych z udokumentowanych epizodów fiskalnych, m.in. poprawek do ustaw, jak zastosowano w badaniu Romer i Romera, 2010, albo z danych prasowych na temat decyzji rządu, jak np. w badaniu Ramey i Shapiro, 1998). Narracyjne podejście w polityce fiskalnej umożliwia wyłonienie najbardziej egzogenicznych komponentów szoków. Badania<sup>49</sup> oparte na wykorzystaniu epizodów fiskalnych przeprowadzają m.in. Ramey i Shapiro (1998), Edelberg, Eichenbaum i Fisher (1999), Ramey (2011). Jak wynika z przeglądu literatury, podejście narracyjne było wykorzystywane w analizie efektów wywoływanych egzogenicznymi zmianami w obciążeniach podatkowych (Romer i Romer, 2010; Favero i Giavazzi, 2012; Hayo i Uhl, 2012) lub egzogenicznymi zaburzeniami w militarnych wydatkach państwa (Eichenbaum i Fisher, 2005; Ramey, 2011; Barro i Redlick, 2011) albo, jak w przypadku Owyanga, Ramey i Zubairy (2013), było pomocne dla ustalenia mnożników zależnych od faz aktywności gospodarczej.

W podejściu narracyjnym często analizowany jest wariant wykorzystujący dane militarne związane z okresami wojen. Jak wskazuje literatura przedmiotu, tego typu badania prowadzone były głównie dla ustalenia efektów polityki fiskalnej w Stanach Zjednoczonych. Wykorzystanie wydatków militarnych w procesach

---

<sup>49</sup> Podejście narracyjne wykorzystali w swoich badaniach m.in. Hamilton (1985) dla identyfikacji szoków naftowych, Romer i Romer (1989; 2004) dla szoków monetarnych, Romer i Romer (2010) oraz Favero i Giavazzi (2010; 2012) dla szoków podatkowych.

identyfikacji ma wiele zalet, zwłaszcza że wydatki te są traktowane jako egzogeniczne wobec zmian PKB (Barro i Redlick, 2011; Ramey i Shapiro, 1998; Ramey, 2011). Przewaga wykorzystania w tym podejściu wydatków o charakterze militarnym<sup>50</sup> ma swoje podłoże w problemie narracyjnego wyodrębnienia wydatków innych niż militarne, co podkreślają m.in. Barro (1981), Barro i Redlick (2011) oraz Ramey (2011). Wynika to z faktu, że wydatki militarne nie są bezpośrednią pochodną zmian aktywności gospodarczej ani nie są powiązane z dyskrecjonalnymi działaniami wymierzonymi w przeciwdziałanie wahaniom koniunktury<sup>51</sup>. Z punktu widzenia gospodarki bardziej pożądane są jednak analizy oparte na wydatkach niemilitarnych, lecz trudno wyłonić z tych wydatków komponenty silnie egzogeniczne.

Barro (1981) wskazuje, że wydatki militarne (traktowane szerzej jako wydatki na obronę narodową) wywierają odmienny wpływ na kształtowanie PKB w zależności od stopnia ich trwałości. Rozróżnił on komponent permanentny oraz komponent czasowy tych wydatków oraz powiązał ich efekty z okresem przejściowej wojny (lub oczekiwań w zakresie jej wystąpienia), gdyż za podstawową determinantę tego typu wydatków uznano poziom bieżącej i/lub oczekiwanej aktywności militarnej<sup>52</sup>. W przeprowadzonej symulacji uwzględniono również wydatki niezwiązane z obroną narodową, jak jednak podkreśla Barro, efekty tych wydatków są nieprecyzyjnie określone ze względu na problemy techniczne związane z ich „narracyjnym” wyodrębnieniem i wyizolowaniem sprzężeń zwrotnych.

Barro i Redlick (2011) na podstawie prostego modelu sformułowali wniosek, że w gospodarce Stanów Zjednoczonych w okresie obejmującym II wojnę światową efekt oddziaływania na koniunkturę tymczasowych zmian w wydatkach militarnych był niższy niż zmian permanentnych. W przypadku zmian czasowych ustalone dwuletnie mnożniki<sup>53</sup> mieściły się w granicach 0,6–0,7, z kolei zmiany

50 Literatura prezentuje wiele badań z zakresu wpływu wydatków militarnych na PKB, których dogłębną analizę nie stanowi przedmiot niniejszej pracy. Warto jednak wspomnieć o analizach szoków w wydatkach militarnych, które prowadzą m.in. Pieroni i Lorusso (2013; 2015) oraz Sheremirov i Spirovskaja (2015). Efekty wydatków militarnych w ramach DSGE analizowali m.in. F-de-Còrdoba i Torres (2016) oraz Pieroni i Lorusso (2015). Z kolei m.in. D’Agostino, Dunne i Pieroni (2013; 2017) oraz Compton i Paterson (2016) w ramach endogenicznego modelu wzrostu badali wpływ wydatków militarnych na kształtowanie wzrostu gospodarczego.

51 Cele tych wydatków są odmiennie, gdyż wynikają np. z potrzeb modernizacji armii, utrzymania rezerw w zakresie obronności, konfliktów zbrojnych itp.

52 Alternatywną zmienną charakteryzującą okres wojen jest stopa ofiar, obliczana jako liczba poległych w walkach na 1000 ludności. Ze względu na stopień innowacji w przemyśle wojennym uznano jednak, że miara ta może nie być skutecznym miernikiem intensywności działań militarnych w różnych okresach. Barro (1981) przedstawia dokładny opis konstrukcji zmiennej oraz wyodrębniania komponentu tymczasowego i trwałego wydatków militarnych.

53 Należy podkreślić, że autorzy ustalają mnożniki na podstawie odpowiednich parametrów równania regresji. Ponadto w badaniu analizowano również mnożniki podatkowe oraz badano oddziaływanie wybranych składowych wydatków i podatków na komponenty PKB.

permanentne umożliwiły uzyskanie mnożników wyższych o około 0,1–0,2, jednakże niezależnie od długości trwania impulsu mnożniki dla tych wydatków były niższe niż 1. W prezentowanym modelu mnożniki kształtowane są poprzez negatywny efekt majątkowy: wyższe militarne nakłady budżetowe prowadzą do mniejszej konsumpcji, ale i do większego czasu pracy. Wyznaczenie mnożników wydatków oparto na identyfikacji epizodów militarnych Ramey (2009; 2011), z kolei efekty podatkowe określono na podstawie odpowiednio skonstruowanych szeregów czasowych, uwzględniających przeciętną krańcową stawkę podatków i składek na ubezpieczenia społeczne. Do analizy wpływu dochodów podatkowych na PKB wykorzystano m.in. zmienne skonstruowane przez Romer i Romera (2009). Na przykład w próbie czasowej obejmującej lata po 1950 r. obliczony mnożnik podatków dla Stanów Zjednoczonych wyniósł około  $-1,1$ , przy czym zauważono, że uzyskany efekt wynikał m.in. ze wzrostu marginalnej stawki podatkowej (ustalonej na bazie odpowiednio skonstruowanych szeregów czasowych).

Barro i Redlick (2011) podjęli również próbę ustalenia mnożników dla wydatków niemilitarnych. Mnożniki te okazały się jednak trudne do wyznaczenia, co wynikało głównie z braku odpowiednich instrumentów identyfikacji tych zaburzeń w przyjętych w badaniu warunkach.

Jedno z bardziej znanych zastosowań podejścia narracyjnego do analiz polityki fiskalnej przeprowadzili Ramey i Shapiro (1998), konstruując specyficzną zmienną zero-jedynkową (*military buildup dates variable*) opartą na analizie zmian wydatków na obronę narodową w latach powojennych w Stanach Zjednoczonych. Zmienna ta, wyodrębniona na podstawie epizodów wzrostu wydatków militarnych, odegrała ważną rolę w późniejszych badaniach prowadzonych z wykorzystaniem narracyjnej identyfikacji.

W pierwszym badaniu Ramey i Shapiro (1998) skonstruowali dwusektorowy<sup>54</sup> model neoklasyczny dla oceny wpływu wydatków państwa na zmienne makroekonomiczne<sup>55</sup>, który oparto na założeniu, że przenoszenie czynników produkcji (kapitału) pomiędzy sektorami jest kosztowne<sup>56</sup>. Rozważono przypadki: model z kosztem przeniesienia kapitału oraz bez tej frykcji, przy dwóch alternatywnych

54 Jak podkreślają Ramey i Shapiro (1998, s. 146), neoklasyczny model dwusektorowy jest bardziej kompletny niż model jednosektorowy. Model ten, w opinii autorów, pozwala wskazać, że efekty sektorowe mogą prowadzić do osłabienia wpływu ujemnego efektu bogactwa na konsumpcję i zwiększenia jego oddziaływania na podaż pracy. Stąd niedoskonała mobilność kapitału (kosztowność jego przenoszenia pomiędzy sektorami) może stanowić substytut niedoskonałej konkurencji jako mechanizmu wyjaśniającego efekty wpływu wydatków rządowych na zmienne makroekonomiczne.

55 Autorzy podkreślają, że współczesne im badania empiryczne dotyczą przede wszystkim analiz polityki pieniężnej, natomiast polityka fiskalna jest szeroko analizowana w tradycyjnych modelach neoklasycznych.

56 Założono, że w wyniku przesunięć sektorowych kapitał ulega zmniejszeniu o 50% lub 25% – każdy sektor wytwarza własny specyficzny zasób kapitału, a więc tylko częściowo może on być wykorzystany w innym sektorze.

technologiach produkcji<sup>57</sup>. Wyznaczono specyficzne dla każdego sektora ścieżki wydatków, przy czym skalę wzrostu tych wydatków ustalono na poziomie zbliżonym do tej z okresu wojny koreańskiej. Na podstawie szeroko zakrojonych analiz zaobserwowano pozytywny wpływ szoków w wydatkach na produkcję oraz na czas pracy i negatywne oddziaływanie tych szoków na konsumpcję. Model ujawnia zatem obecność negatywnego efektu majątkowego (por. Baxter i King, 1993).

Kolejne badanie oparto na wyodrębnionej zmiennej sztucznej przy założeniu, że militarne wydatki są egzogeniczne i nie zachodzi pomiędzy nimi a produkcją sprzężenie zwrotne. Informacje o wydatkach militarnych pozyskano z archiwalnych numerów „Business Week”, na podstawie których sformułowano wspomnianą zmienną sztuczną, odzwierciedlającą epizody natężenia wydatków militarnych w Stanach Zjednoczonych w trzech okresach<sup>58</sup>: przystąpienie do wojny koreańskiej (III kw. 1950 r.), wzrost wydatków w związku z wojną w Wietnamie (I kw. 1965 r.) oraz wzrost nakładów militarnych w związku z inwazją ZSRR na Afganistan (I kw. 1980 r.)<sup>59</sup>. Badanie oparto na jednoczynnikowym modelu autoregresyjnym, w którym wyodrębnioną „nową” zmienną i jej opóźnienia wprowadzono jako egzogeniczne regresory. Zaburzenia skonstruowane na podstawie epizodów wyłonionych narracyjnie powodowały, że natychmiastowa reakcja produkcji była pozytywna, z kolei konsumpcja dóbr trwałego użytku w perspektywie długookresowej reagowała negatywnie na szok<sup>60</sup>, ale jej bezpośrednia odpowiedź była pozytywna. Generalnie, wyniki uzyskane w podejściu narracyjnym odzwierciedlają podobne zachowanie zmiennych makroekonomicznych do wyników z dwusektorowego modelu neoklasycznego, lecz natychmiastowa reakcja konsumpcji dóbr trwałego użytku nie jest zgodna z zachowaniem konsumpcji ze standardowego modelu neoklasycznego.

Badania wykorzystujące podejście narracyjne prowadzone były m.in. przez Caldarę i Kampsa (2008; 2017), Ramey (2011), Romer i Romera (2010) oraz Favera i Giavazziego (2010; 2012). Podejście narracyjne wykorzystuje najbardziej egzogeniczne komponenty instrumentów polityki fiskalnej, stąd też mnożniki

57 Technologia opisana funkcją Cobba–Douglasa oraz technologią Leontiefa, parametr utraty kapitału przy przesunięciach między sektorami:  $\gamma = 0,5$ .

58 Daty w nawiasach oznaczają epizody rozpoznane przez Ramey i Shapira. W tych kwartałach zmienna sztuczna przyjmowała wartość 1. Z analiz wyłączono II wojnę światową, gdyż w jej przypadku istotne mogły się okazać inne czynniki, np. patriotyzm wpływający na podaż pracy.

59 Ramey (2011) dodaje do tych trzech epizodów jeszcze jeden okres, zdefiniowany jako atak terrorystyczny na World Trade Center i Pentagon, znany w literaturze również pod nazwą 9/11 (III kw. 2001 r.). Warto dodać, że wyodrębnione epizody stanowiły punkty odniesienia dla licznych badań (zob. Ramey, 2011; Eichenbaum i Fisher, 2005) i weszły do literatury przedmiotu pod nazwą epizodów Ramey–Shapiro.

60 Wyjątek stanowi natychmiastowa reakcja konsumpcji dóbr trwałego użytku na szok, która była pozytywna i wzrastała o około 8% powyżej stanu sprzed zaburzenia, niemniej jednak po około 2–3 kwartałach uległa znacznemu obniżeniu. Ramey i Shapiro uzasadniają ten nagły wzrost konsumpcji paniką na rynku wynikającą z wybuchu wojny koreańskiej.



uzyskane w tym podejściu mogą się różnić od mnożników uzyskiwanych w standardowych modelach VAR. Różnice te dotyczą również m.in. problemu związanego z momentem powstania zaburzeń (tj. ogłoszenia zmian) i momentem ich wpływu na gospodarkę (tj. ich wprowadzenia w życie), co – jak sugeruje Ramey (2011) – sprawia, że podejście narracyjne umożliwia lepsze dostosowanie modelu do rzeczywistości.

Ramey (2011) porównała efekty szoków fiskalnych za pomocą dwóch alternatywnych podejść. W pierwszym przyjęła standardowe podejście VAR, w którym wydatki rządowe nie reagują na zaburzenia w pozostałych zmiennych, i zastosowała standardową dekompozycję Choleskiego. Drugie podejście rozszerzyła o obecność szeregu czasowego uwzględniającego zmienną natężenia militarnego wyodrębnioną za pomocą podejścia narracyjnego Ramey i Shapiro (1998)<sup>61</sup>. Funkcje reakcji na impuls w obu wariantach identyfikacji wykazują podobną odpowiedź wydatków rządowych, PKB oraz całkowitego czasu pracy, z kolei duże zróżnicowanie zaobserwowano w przypadku reakcji konsumpcji, inwestycji oraz płac realnych. Ocena natychmiastowej odpowiedzi gospodarki na szok wskazuje, że w przypadku standardowej identyfikacji konsumpcja bezpośrednio po wystąpieniu zaburzenia reaguje wzrostem (pozytywna reakcja), inwestycje spadkiem (negatywna reakcja), odwrotna natychmiastowa reakcja na szok ma miejsce w przypadku identyfikacji z wykorzystaniem zmiennych sztucznych (ze względu na początkowo negatywną odpowiedź konsumpcji i pozytywną odpowiedź inwestycji na szok).

Ramey (2011) za przyczynę rozbieżności pomiędzy dwoma wariantami uznała wspomniany brak czasowej synchronizacji – pomiędzy ogłoszeniem zmian a ich zainicjowaniem występuje luka czasowa. Autorka doszła do wniosku, że w standardowym podejściu większość szoków traktowanych w modelu jako nagle i nieoczekiwane w rzeczywistości była szokami antycypowanymi (standardowy model VAR ujmował zmiany w momencie ich wejścia w życie, a więc z opóźnieniem wynoszącym kilka kwartałów w stosunku do efektów, które rozpoznano na podstawie analizy materiałów źródłowych). Wniosek wsparto testem przyczynowości Grangera. Ramey (2011) wskazała, że przesunięcie efektów uzyskanych w ramach funkcji reakcji przy zastosowaniu podejścia narracyjnego pozwoli na otrzymanie odpowiedzi zbliżonych do tych, które wygenerował standardowy VAR<sup>62</sup>. Zasadniczą kwestię stanowi więc odpowiednie umiejscowienie szoku w czasie,

61 Epizody są następujące: III kw. 1950 r. (wojna w Korei), I kw. 1965 r. (wojna w Wietnamie), I kw. 1980 r. (inwazja sowiecka na Afganistan), III kw. 2001 r. (atak terrorystyczny na World Trade Center oraz Pentagon). Oznacza to rozszerzenie trzech epizodów Ramey i Shapiro (1998) o epizod z III kw. 2001 r.

62 Z wyjątkiem odpowiedzi konsumpcji i płac realnych, gdyż przesunięcie spowoduje, że odpowiedź ta będzie negatywna (w standardowym VAR jest pozytywna), jednakże charakter zmian będzie podobny, tj. po zaburzeniu uzyskany zostanie początkowo wzrost, a następnie spadek.

co oznacza, że szok wydatkowy zidentyfikowany w ramach podejścia narracyjnego pociąga za sobą inną strukturę czasową reakcji wybranych zmiennych w modelu.

W trakcie badań Ramey doszła do wniosku, że wykorzystywane przez nią zmienne bazujące na epizodach Ramey–Shapiro powinny zostać udoskonalone, w związku z czym zaproponowała dwie alternatywne. Pierwsza, oparta na specjalnych narracyjnych wyliczeniach obecnej zdyskontowanej wartości oczekiwanych zmian w wydatkach militarnych, pozwoliła na uzyskanie mnożników kształtujących się pomiędzy 0,6 a 1,2, przy czym uwzględnienie II wojny światowej wpłynęło na uzyskanie mnożników powyżej 1, a w okresie po II wojnie światowej mnożniki mieściły się w przedziale pomiędzy 0,6 a 0,8. W pełnej próbie wpływ wydatków rządowych na konsumpcję (z wyjątkiem konsumpcji usług) i inwestycje okazał się zgodny z działaniem negatywnego efektu majątkowego. Druga zmienna, skonstruowana na podstawie ocen błędów odniesionych do prognoz opracowywanych przez profesjonalnych analityków, wpłynęła na uzyskanie negatywnej reakcji większości zmiennych systemu, nie tylko konsumpcji, ale i czasu pracy oraz inwestycji. Wprawdzie PKB początkowo zareagował pozytywnie na szok, lecz w kolejnych kwartałach (przez około trzy lata) reakcja ta była ujemna. W ogólnym podsumowaniu Ramey stwierdza, że wyniki przeprowadzonego przez nią badania nie potwierdzają, aby wydatki wywoływały efekty mnożnikowe poza ich bezpośrednim oddziaływaniem.

Podejście narracyjne w analizie wpływu polityki fiskalnej na gospodarkę wykorzystali m.in. Romer i Romer (2009; 2010), lecz w obszarze ich zainteresowania znalazły się zmiany podatkowe. Jako źródło identyfikacji wykorzystali zapisy wynikające z działań instytucji mających wpływ na kształtowanie podatków. Celem Romerów było wyodrębnienie informacji, które pozwalałyby na określenie rozmiarów, okresów trwania i przyczyn dokonanych zmian podatkowych, w związku z czym swoje podejście oparli przede wszystkim na oficjalnych deklaracjach prezydenckich oraz dokumentach instytucji mających wpływ na politykę podatkową Stanów Zjednoczonych. Podejście to wykorzystuje zmiany legislacyjne, gdyż tylko takie mogły być wyodrębnione dzięki zastosowaniu zaproponowanego podejścia (*narrative records*). W artykule posłużono się autorską metodą wyodrębniania zmian podatkowych (dokładna charakterystyka podejścia i sposób wyodrębniania poszczególnych komponentów zmian legislacyjnych opisana została w Romer i Romer, 2009), dzięki której Romerom udało się określić „motywację”, jaka towarzyszyła wprowadzanym zmianom podatkowym w USA na przestrzeni lat 1945–2007. Pozwoliło to wyizolować z nich te, które były podejmowane w następstwie oczekiwanych zmian aktywności gospodarczej, zwłaszcza działania antycykliczne (zmiany endogeniczne), od tych, które podyktowane były przyczynami zewnętrznymi (zmiany egzogeniczne). Szczególnie ważne było wyodrębnienie zmian, które nie podlegały systematycznej korelacji z innymi zmiennymi. Romerowie podzielili każdy projekt ustawy podatkowej (lub jej część) i wszelkie zapisy legislacyjne na komponenty w zależności od tego, jak szeroko ujmowana „motywacja” przyświecała dokonaniu tej zmiany,

uwzględniając m.in.: (i) reakcję na bieżące lub planowane zmiany wydatków budżetowych (tj. redukcja/podwyżka podatków w związku z redukcją/wzrostem wydatków), (ii) przeciwdziałanie zmianom aktywności gospodarczej (np. redukcja podatków w recesji), (iii) redukowanie dziedzicznego deficytu po poprzednich rządach, (iv) wspieranie wybranych długookresowych celów. Dwie pierwsze przesłanki sklasyfikowane zostały m.in. jako komponenty endogeniczne, a dwie kolejne jako egzogeniczne. Suma obu komponentów kształtuje całkowite rozmiary zmian legislacyjnych wyodrębnionych narracyjnie.

Narracyjne analizy pozwoliły na wyodrębnienie 54 obserwacji kwartalnych dla egzogenicznych zmian podatkowych, na podstawie których skonstruowano szereg czasowy dla zmiennej *new measure of fiscal shocks*. Większość „nowych miar” przyjmowała jednak w relacji do PKB wartości równe 0<sup>63</sup>. Co więcej, wyodrębnione epizody dotyczyły częściej cięć niż wzrostu podatków (średnia szeregu dla całego okresu wyniosła -0,03% PKB). Skonstruowany na bazie narracyjnie wyodrębnionych szoków szereg czasowy pozwolił oszacować efekty wpływu zmian podatkowych na koniunkturę (wykorzystano do tego celu m.in.: (i) estymację parametrów równania wzrostu produkcji realnej<sup>64</sup> oraz (ii) modyfikację tego równania poprzez uwzględnienie opóźnień zmiennej objaśnianej, (iii) model VAR z dwiema zmiennymi: produkcją realną (indeks łańcuchowy) oraz egzogenicznymi zmianami podatkowymi wyrażonymi w % PKB).

Przeprowadzone symulacje wskazują na negatywny efekt oddziaływania egzogenicznych szoków podatkowych na PKB. W przypadku analiz z wykorzystaniem modelu VAR maksymalny efekt wzrostu tych podatków o 1 punkt procentowy uzyskano po dziesięciu kwartałach i przyniósł on spadek realnej produkcji względem stanu sprzed zaburzenia o około 2,93%. Z symulacji wynika, że produkcja nie powraca do stanu sprzed zaburzenia, a po piętnastu kwartałach utrzymuje się na względnie stabilnym poziomie (niższym o około 1,84% względem stanu wyjściowego).

W badaniu porównano powyższe efekty zmian egzogenicznych wyodrębnionych narracyjnie z efektami zmian w realnych podatkach skorygowanych o wahania cykliczne (wyrażonych w % realnego PKB) oraz efektami całkowitych zmian legislacyjnych, tj. sumą zmian endogenicznych i egzogenicznych (w % nominalnego PKB) w modelu bez zmiennych kontrolnych i ze zmiennymi kontrolnymi. W przypadku zastosowania prostego modelu bez dodatkowych zmiennych kontrolnych, niezależnie od rodzaju uwzględnionej miary zmian podatkowych, zaobserwowano zbliżony efekt oddziaływania tych zmian na produkcję – maksymalny efekt wpływu pozytywnego szoku (o rozmiarach 1% PKB) na realną produkcję był następujący: -1,10% w niecyklicznych realnych dochodach budżetowych (po dziewiątym

63 Wynikało to z faktu, że zmiany te są jedynie zmianami legislacyjnymi, co więcej – zmianami analizowanymi w czasie dyskretnym.

64 Miarą produkcji realnej jest indeks łańcuchowy wolumenu produkcji. W każdym z trzech podejść zastosowano dwanaście opóźnień dla zmiennej wyrażającej podatki.

kwartale),  $-1,43\%$  dla sumy łącznych zmian legislacyjnych. W badaniu uwzględniono kilka dodatkowych analiz i eksperymentów (m.in. oczekiwania, analizę egzogenicznych zmian podatkowych w czasie, wpływ zmian egzogenicznych na poszczególne składniki PKB itd.). Niemniej zmiany egzogeniczne wywołują silniejszą kontrakcję w porównaniu z analizami przeprowadzonymi za pośrednictwem „szerszych” mierników podatkowych. Należy zaznaczyć, że podejście Romerów stanowiło punkt wyjścia dla pogłębionych analiz prowadzonych m.in. przez Favera i Giavazziego (2010; 2012), Perottiego (2012) oraz Mertensa i Ravna (2011; 2012). Podejście zostało wykorzystane m.in. przez Cloyne’a (2011) do wyodrębnienia egzogenicznych szoków podatkowych w Wielkiej Brytanii. Szacunki Cloyne’a (2011) na danych po II wojnie światowej wskazują, że cięcia o 1 punkt procentowy podatków (wyrażonych w procentach PKB) wpłynęły na wzrost brytyjskiego PKB o około  $0,6\%$  w natychmiastowej reakcji, a przed upływem trzeciego roku o około  $2,5\%$ , lecz począwszy od dwunastego kwartału procentowa reakcja PKB na szok zaczęła maleć.

Coraz częściej w modelach VAR (strukturalne VAR oraz czynnikowe VAR – *factor VAR*) uwzględnia się znaczenie opóźnień w polityce fiskalnej, które wynikają z oddziaływania zmian legislacyjnych na oczekiwania podmiotów prywatnych, co wpływa na charakter reakcji zmiennych makroekonomicznych na te zaburzenia. Przykładowe analizy w tym nurcie (*fiscal foresight*) w ramach różnych klas modeli VAR prowadzą np. Ramey (2011), Ricco, Callegari i Cimadomo (2016), Ricco (2015), Forni i Gambetti (2010; 2016), Gambetti (2012), Cavallari i Romano (2017), Mertens i Ravn (2012).

## 2.4. Wybrane problemy w analizach oddziaływania szoków podatkowych na gospodarkę

Dotychczasowy przegląd literatury wskazał na rozbieżności dotyczące wpływu szoków podatkowych na zmienne makroekonomiczne. W szczególności zaznaczają się one pomiędzy podejściem opartym na standardowym VAR a podejściem narracyjnym, co podkreślają m.in. Ramey (2011) czy Caldara i Kamps (2017). W szerszym ujęciu różnice te sprowadzają się do właściwości obu podejść, zwłaszcza w kontekście problemu oddziaływania podatkowych zaburzeń oczekiwanych i nieoczekiwanych<sup>65</sup>.

Przykładowo, Favero i Giavazzi (2012) koncentrują swoje badania na mnożnikach ustalanych dla podatków. Podobnie do badania Ramey (2011), autorzy

65 Jak wspomniano w poprzednim podrozdziale, problem ten dotyczył również mnożników wydatków rządowych. Ramey (2011) podkreślała, że wzrost wydatków militarnych (i niemilitarnych) jest antycypowany na kilka kwartałów przed tym, zanim zostanie zainicjowany.

starają się uzasadnić przyczyny zróżnicowania tych mnożników obserwowane w standardowym modelu VAR oraz w modelu z identyfikacją szoków podatkowych wyodrębnionych narracyjnie. Jako punkt rozważań przyjęto podejście Blancharda i Perottiego (2002) oraz podejście Romerów (2010). Przeprowadzone analizy pozwoliły autorom sformułować wniosek, że szoki identyfikowane narracyjnie są ortogonalne względem zestawu informacji w tradycyjnym modelu VAR, stąd też można uznać je za szoki strukturalne (podkreślono, że wprowadzenie tych szoków oddziałuje na właściwości modelu). Przyjęcie takiego założenia pozwoliło ustalić mnożniki na podstawie szoków zidentyfikowanych za pomocą metody narracyjnej, poprzez ich bezpośrednie włączenie do VAR. Zastosowanie podejścia spowodowało, że mnożniki podatków, co do wartości bezwzględnej, okazały się zbliżone do tych uzyskiwanych w tradycyjnym strukturalnym VAR. Autorzy rozszerzyli swoje analizy<sup>66</sup> o zbadanie wpływu oczekiwanych i nieoczekiwanych szoków podatkowych, stosując w tym celu podejście Mertensa i Ravna (2011)<sup>67</sup> dla dekompozycji zaburzeń wyodrębnionych przez Romer i Romera (2010). Analiza dwóch rodzajów szoków pozwoliła zaobserwować różnice w ich wpływie na zmienne makroekonomiczne. Szoki nieoczekiwane umożliwiły uzyskanie wyników podobnych do tych, jakie uzyskali Romerowie (2010). Uwzględnienie w modelu szoków antycypowanych (wykorzystano podejście Mertensa i Ravna (2011), tzn. przyjęto, że szok ogłoszony w okresie  $t$  wchodzi w życie z opóźnieniem sześciu kwartałów, tj. w okresie  $t + 6$ ) wyraźnie zmienia odpowiedź PKB zarówno w okresie przed wejściem, jak i po wejściu w życie zaburzenia w podatkach. Favero i Giavazzi (2012) na podstawie przeprowadzonego badania uzyskują, że w okresie przed wprowadzeniem pozytywnego zaburzenia w podatkach (lecz po jego ogłoszeniu) produkcja reaguje wzrostem, a po wejściu zmiany w życie PKB maleje, zgodnie z wynikami dotyczącymi odpowiedzi produkcji na szok nieoczekiwany.

Powyższe analizy, wprowadzając bazujące na wykorzystaniu podejścia narracyjnego, rozszerzają ważną kwestię w analizach wpływu polityki fiskalnej na koniunkturę związaną z nieantycypowalnością. Problem szoków oczekiwanych i nieoczekiwanych oraz ich wpływu na koniunkturę poruszany był m.in. przez Blancharda i Perottiego (2002), Yang (2005), Leepera, Walkera i Yang (2008; 2013), Ramey (2011), Mertensa i Ravna (2009; 2011; 2012) czy Perottiego (2012).

66 W badaniu podjęto też próbę ustalenia mnożników podatków w liniowej i nieliniowej specyfikacji odniesionej do kształtowania się długu w relacji do PKB. Analiza przypadku Stanów Zjednoczonych sugeruje, że nieliniowe podejście wydaje się nieistotne, gdyż uzyskane wyniki okazały się bardzo zbliżone do wyników otrzymanych w liniowej specyfikacji VAR z zastosowanym podejściem narracyjnym.

67 Należy podkreślić, że Mertens i Ravn (2011) analizują efekty oczekiwanych i nieoczekiwanych szoków podatkowych w modelu DSGE, które porównane zostały z wynikami prostego empirycznego modelu VAR opartego na wcześniejszej pracy autorów, tj. Mertens i Ravn, 2009, opublikowanej ostatecznie jako Mertens i Ravn, 2012.

Mertens i Ravn (2011) przeanalizowali efekty cięć podatkowych w modelu DSGE oraz w modelu VAR. Zgodnie z zaprezentowanymi wynikami w przypadku nieoczekiwanych szoków produkcja reaguje pozytywnie i do około dziesiątego kwartału wzrasta. Natomiast oczekiwane szoki w postaci cięć podatków wywołują dwojaki efekt: w momencie ich ogłoszenia produkcja reaguje negatywnie i początkowo maleje, w momencie zaś wejścia w życie zmian podatkowych (wejście w życie następuje po upływie sześciu kwartałów od ich ogłoszenia) produkcja wciąż reaguje negatywnie, lecz wzrasta w kierunku stanu sprzed zaburzenia, przy czym pozytywna reakcja produkcji jest uzyskana dopiero po upływie około roku (tj. około czterech kwartałów) po wprowadzeniu zmian w życie (czyli około dziesięciu kwartałów po ogłoszeniu tych zmian). W badaniu przeanalizowano także efekty oczekiwanych szoków podatkowych przy uwzględnieniu niericardiańskich gospodarstw domowych w modelu DSGE. Podobne wnioski wynikają z kolejnego badania Mertensa i Ravna (2012), którzy ustalili, że ogłoszone (lecz jeszcze niewprowadzone w życie) cięcia podatkowe stają się przyczyną kontrakcji w gospodarce.

Perotti (2012) dokonał oceny wpływu szoków podatkowych na PKB, wykorzystując m.in. podejście Romerów (2010), Blancharda i Perottiego (2002), Mertensa i Ravna (2012) czy Favera i Giavazziego (2012), przyłączając się tym samym do debaty dotyczącej efektów wywołanych innowacjami podatkowymi. Analiza funkcji reakcji na impuls zobrazowała znaczne różnice w zależności od przyjętej specyfikacji, ukazując przeszacowanie wpływu szoków w podejściu Romer i Romera (2010): po trzech latach produkcja spada nawet o około 3% na skutek 1% (w relacji do PKB) szoku w podatkach. W swoim badaniu Perotti (2012) skonstruował, jego zdaniem ulepszony, narracyjny miernik zmian podatkowych oparty na podejściu Romer i Romera (2010). Podkreślił, że szoki oczekiwane i nieoczekiwane w długim okresie wpływają podobnie na produkcję, natychmiastowa reakcja na zaburzenie jest zaś nieco odmienna w przypadku zmian oczekiwanych oraz nieoczekiwanych odniesionych do bieżących lub przyszłych obciążeń podatkowych. Perotti (2012) sugeruje, że uzyskane wyniki mogą świadczyć o istnieniu czynników, które utrudniają pełne uchwycenie zależności, np. istnienie ograniczonych płynnością gospodarstw domowych.

Z kolei Mertens i Ravn (2014) wskazują, że niskie mnożniki podatków w analizach opartych na modelach VAR mogą wynikać z przyjmowanych założeń odnoszonych do elastyczności dochodów podatkowych. Zaproponowane w artykule podejście (*proxy SVAR*) łączy w sobie podejście SVAR oraz podejście narracyjne. Jedną z jego cech jest to, że nie wymaga ono założeń co do strukturalnych elastyczności (jak np. u Blancharda i Perottiego, 2002), lecz w zamian estymuje je<sup>68</sup>.

---

68 Przykładowo, Blanchard i Perotti (2002) przyjęli elastyczność podatków netto na poziomie 2,08, w podejściu *proxy SVAR* elastyczność dla modelu bazowego została oszacowana na około 3,13 (więcej szczegółów na s. S11 przywołanego artykułu). Ustalone w badaniu elastyczności są wyższe niż szacunki międzynarodowych instytucji.

W związku z faktem, że pozostałe założenia obu modeli są bardzo zbliżone, uznano, iż przyczyna rozbieżności tkwi w ustalaniu strukturalnych elastyczności, zwłaszcza elastyczności dochodów podatkowych. W zaproponowanym podejściu wykorzystano wyodrębnione narracyjne zmiany w podatkach jako aproksymanty strukturalnych zaburzeń w modelu SVAR. Przykładowe mnożniki ustalone w tym podejściu dla cięć podatków wynoszą około 2 w bezpośredniej reakcji, natomiast około 3 w piątym kwartale po zaburzeniu (badanie przeprowadzono dla gospodarki Stanów Zjednoczonych po II wojnie światowej).

Należy zaznaczyć, że problem wrażliwości odpowiedzi produkcji na szok podatkowy w różnych fazach cyklu koniunkturalnego, wynikający z przyjętej elastyczności podatków netto, zasugerowali m.in. Auerbach i Gorodnichenko (2012a), wskazując na możliwość zmiany tej elastyczności zależnie od wahań aktywności gospodarczej. Jak podkreślono, duży zakres zmian w podatkach często nie wynika ze zmian polityki, lecz może być pochodną zmian determinowanych sprzężeniami pomiędzy dochodami podatkowymi a aktywnością gospodarczą.

Narracyjne wyodrębnienie szoków podatkowych umożliwiło Hayo i Uhlowi (2012) ustalenie mnożników „regionalnych” dla poszczególnych stanów USA (badanie oparto na danych za okres I kw. 1950 r. – IV kw. 2007 r.), przy wykorzystaniu egzogenicznych szoków podatkowych ustalonych na podstawie pracy Romer i Romera (2010). Wyniki wskazują, że maksimum odpowiedzi produkcji na jednoprocentowy wzrost podatków od dochodów osobistych ludności mieściło się w granicach od  $-0,2\%$  w stanie Utah do  $-3,3\%$  na Hawajach. Dla Stanów Zjednoczonych jako całości reakcja ta wyniosła  $-1,4\%$ . Różnice w mnożnikach ustalonych dla poszczególnych stanów uzasadniano m.in. istotnym statystycznie oddziaływaniem czynników o charakterze społeczno-demograficznym oraz odmienną strukturą produkcji w tych stanach.

## Podsumowanie

W rozdziale przedstawiono wybrane badania z zakresu efektów polityki fiskalnej uzyskiwanych w modelach, które w sposób bezpośredni nie rozróżniają wahań koniunktury. Jak wynika z dokonanego przeglądu literatury, efekty te zależą m.in. od rodzaju modelu, na podstawie którego dokonywana jest ocena wpływu szoków fiskalnych na zmienne makroekonomiczne.

Najogólniej wnioski z niniejszego rozdziału można ująć następująco. Po pierwsze, przedkryzysowe badania nie łączyły w sposób bezpośredni efektów polityki fiskalnej ze stanem koniunktury. Analizy te skoncentrowane były głównie

na ocenie wpływu szoków fiskalnych na PKB i jego poszczególne składniki, odzwierciedlając efekty „przeciętne” w cyklu. Wprawdzie modele teoretyczne często inkorporowały heterogeniczność gospodarstw domowych, lecz uwzględnienie niercardiańskich gospodarstw domowych najczęściej nie było związane z prowadzeniem bezpośrednich analiz mających na celu porównanie zachowania gospodarki w recesji i w „normalnych” czasach. Po drugie, poszczególne instrumenty polityki fiskalnej oddziałują na gospodarkę z różną siłą. W sposób szczególny różnice te ujawniają się w analizach dotyczących zmian podatków, zwłaszcza ze względu na ich związki z bazą podatkową (podatki niezryczałtowane, podatki zryczałtowane), a także dotyczą rodzaju analizowanych wydatków (np. konsumpcyjne, inwestycyjne, militarne). Po trzecie, modele empiryczne i teoretyczne różni mechanizm transmisji zaburzeń fiskalnych, szczególnie w odniesieniu do kształtowania konsumpcji prywatnej, co silnie determinuje wyniki. Wskazano, że modele RBC implikują spadek konsumpcji wskutek wzrostu wydatków rządowych (np. Baxter i King, 1993), czego przyczyną jest oddziaływanie negatywnego efektu majątkowego, który wprawdzie obniża konsumpcję prywatną, lecz powoduje wzrost zatrudnienia, przez co wpływa na wzrost produkcji. W przypadku modeli VAR mechanizm wpływu na konsumpcję przebiega głównie za pośrednictwem kształtowania dochodów rozporządzalnych. Ponadto w rozdziale zaprezentowano wybrane badania wykorzystujące podejście narracyjne, które zmierza do wyłonienia najbardziej egzogenicznych komponentów dochodów lub wydatków rządowych.

Jak wskazują np. Fatás i Mihov (2001), Blanchard i Perotti (2002), Perotti (2005; 2007), Galí, López-Salido i Vallés (2005), Bouakez i Rebei (2007) oraz Ravn, Schmitt-Grohé i Uribe (2006), wzrost wydatków rządowych oddziałuje na zwiększenie (*crowding-in*) prywatnych wydatków konsumpcyjnych, przy czym dla uzyskania tego efektu w modelach teoretycznych wymagane jest uwzględnienie specyficznych założeń. Na przykład Galí, López-Salido i Vallés (2005) w modelu teoretycznym wzrost ten uzyskują m.in. na skutek uwzględnienia niercardiańskich gospodarstw domowych, natomiast Bouakez i Rebei (2007) np. wskutek uwzględnienia w strukturze modelu teoretycznego specyficznych przyzwyczajęń konsumpcyjnych oraz założeń w zakresie komplementarności konsumpcji prywatnej i wydatków rządowych. W modelach klasy VAR wzrost wydatków rządowych oddziałuje na wzrost konsumpcji, modele te stanowiły więc często „test” dla wyników uzyskiwanych na podstawie modeli teoretycznych.

Należy również zaznaczyć, że fiskalne modele klasy VAR nie stanowią jednolitej grupy, a przyjęte metody identyfikacji szoków oddziałują na zróżnicowanie wyników (zob. Caldara i Kamps, 2006; 2008; 2017), co w dużej mierze determinuje wielkość mnożników fiskalnych.

Mnożniki wydatków rządowych uzyskane za pomocą narzędzi analitycznych pomijających rozróżnienie faz aktywności gospodarczej w sposób bezpośredni z reguły są pozytywne i w modelach teoretycznych nie przekraczają 1. Mnożniki



wydatków ustalane w ramach modeli VAR są najczęściej wyższe od tych, które uzyskuje się w modelach RBC lub w modelach nowokeynesowskich. Uwzględnienie w tych ostatnich specyficznych założeń, np. dotyczących przyzwyczajień konsumpcyjnych lub obecności konsumentów nieoszczędzających, sprawia, że uzyskiwane mnożniki mogą się zbliżać do mnożników ustalanych przy wykorzystaniu modeli VAR, a nawet być od nich wyższe.

## Rozdział 3

# Efekty polityki fiskalnej a wahania koniunktury

## Wprowadzenie

Przegląd literatury, zwłaszcza tej powstałej po kryzysie, który wybuchł pod koniec pierwszej dekady XXI w., pozwala zauważyć, że siła reakcji wybranych zmiennych na zaburzenia fiskalne jest zależna od stanu aktywności, w jakim znajduje się analizowana gospodarka. Dokonany w tym rozdziale przegląd literatury koncentruje się głównie na modelach nowokeynesowskich i ich rozwinięciach, a także na rozbudowanych modelach klasy VAR. Jak zostanie wykazane, przyjęcie specyficznych założeń umożliwi wykorzystanie wspomnianych powyżej modeli w analizach z zakresu rozpoznania efektów polityki fiskalnej w odmiennych stanach aktywności gospodarczej.

Układ rozdziału jest następujący. W podrozdziale pierwszym wskazano na przesłanki prowadzenia analiz nieliniowych, natomiast w kolejnym podrozdziale zaprezentowano wybrane monetarne determinanty oddziałujące na siłę efektów polityki fiskalnej. W podrozdziale trzecim przedstawiono wyniki wybranych badań opierających się na wykorzystaniu modeli teoretycznych, a w podrozdziale czwartym – modeli empirycznych. W podrozdziałach tych zaprezentowano wybrane sposoby uwzględniania nieliniowości oraz przykładowe wielkości mnożników fiskalnych. W kolejnym podrozdziale wskazano na inne sposoby ujmowania nieliniowości (w tym metodę zaproponowaną przez Batini i współautorów (2014a; 2014b)). Rozdział zamykają uwagi podsumowujące.

### 3.1. Znaczenie analiz nieliniowych dla oceny oddziaływania polityki fiskalnej na koniunkturę

Szczególne zainteresowanie wielkością mnożników fiskalnych pojawiło się w kontekście kryzysu, którego następstwa silnie zaznaczyły się w gospodarce światowej na przełomie pierwszej i drugiej dekady XXI w. Jednym z powodów wzrostu

badania nad mnożnikami fiskalnymi w tym okresie były zaskakujące błędy prognoz w zakresie potencjalnych efektów działań konsolidacyjnych podejmowanych na rzecz naprawy finansów publicznych. Skutki wdrażanych w tym czasie konsolidacji okazały się bowiem dużo bardziej dotkliwe (powodując znaczące obniżenie tempa wzrostu PKB), niż wynikało to z przygotowanych prognoz (zob. np. Blanchard i Leigh, 2012; 2013). Analizy wskazały, że rozbieżności te wynikały m.in. z nieodpowiednio ustalonych (obciążonych przyjętym podejściem do prowadzenia badań) mnożników fiskalnych, których przedkryzysowe oszacowania najczęściej nie były wyższe niż 1. Szczegółowe analizy ujawniły, że mnożniki w recesji i ekspansji były różne, a prowadzone w sposób standardowy badania pomijały zależność mnożników od fluktuacji koniunkturalnych i wskazywały na wielkości średnie względem cyklu (zob. Parker, 2011). Skala i zakres ostatniego kryzysu i spowolnienia gospodarczego (z przełomu pierwszej i drugiej dekady XXI w.) ujawniły te niedoskonałości, co zaowocowało pogłębieniem analiz nad mnożnikami, wiążąc ich wielkości ze stanem aktywności gospodarczej.

Przedkryzysowe wyniki badań najczęściej informowały o niskich (z reguły poniżej 1) oszacowaniach mnożników, co z jednej strony wskazywało na ograniczoną zdolność polityki fiskalnej do stymulowania gospodarki, z drugiej zaś na możliwość uzyskania mniejszego spadku PKB (za sprawą oczekiwanych niskich mnożników) w przypadku podjęcia działań konsolidacyjnych. Zrodziła się wątpliwość, czy keynesowski miernik faktycznie przedstawiał procesy mnożnikowe (*multiplier*), czy tylko w nieznacznym zakresie oddziaływał na zmienne makroekonomiczne (*dampener* – zob. Barro, 2009). Problem ten zaznaczał się coraz bardziej, zwłaszcza biorąc pod uwagę fakt, że wyraźniej ujawniały się rozbieżności między teorią keynesowskiego mnożnika a weryfikacją efektów wywoływanych narzędziami polityki fiskalnej ze względu na wielkości mnożników uzyskiwanych w standardowych przedkryzysowych podejściach. Zaobserwowany problem był jednak bardziej złożony i miał swoje źródło m.in. w kwestiach dotyczących narzędzia analitycznego i prowadzonych na jego podstawie badań.

Dyskusję na temat pomiaru efektów polityki fiskalnej w różnych fazach aktywności gospodarczej podjął m.in. Parker (2011), który wskazał na konieczność zastosowania nieliniowych narzędzi analiz w celu poprawnego ustalenia efektów polityki fiskalnej względem wahań koniunktury. Jak sygnalizował, dotychczasowe podejścia (modele liniowe lub modele log-linearyzowane budowane dla standardowych założeń) były pod tym względem niedostateczne, gdyż w rzeczywistości ignorowały zależność mnożnika od fluktuacji gospodarczych. W standardowych modelach mnożniki fiskalne wahały się od bardzo bliskich zera do około 2,1 w pierwszym roku po podjęciu środków fiskalnych (IMF, 2012, s. 33). Wyniki te różniły się zależnie od przyjętej metody pomiaru efektów polityki fiskalnej oraz analizowanych krajów<sup>1</sup>.

1 Prezentowane przez IMF statystyki dotyczą 34 badań (próba z lat 2002–2012), przy czym wskazano, że pominięto wyniki znacząco odstające.

Dlatego też zaskakująca była skala kontrakcji wywołanej przez konsolidację rozpoczętą po kryzysie, których zakładanym celem miała być poprawa finansów publicznych, a konsekwencją tylko nieznaczna redukcja tempa wzrostu gospodarczego (ze względu na przedkryzysowe mnożniki ustalone za pomocą standardowych narzędzi analitycznych). Tym samym dotychczas stosowane tradycyjne (liniowe i/lub log-linearyzowane) podejście zostało poddane krytyce. Przede wszystkim zaczęto podkreślać, że mnożniki ustalone metodami standardowymi stanowiły raczej średnią ważoną mnożników z recesji oraz mnożników z ekspansji (Parker, 2011). Rodziło to konieczność poszukiwań bardziej rozbudowanych narzędzi analitycznych. Utrudnienie stanowiły względy techniczne: podkreślano, że czynnikiem, który ogranicza poprawne szacowanie mnożnika jest zbyt wąski zakres danych, co odnosiło się głównie do faz recesji. W związku z powyższym wskazywano na problem zbyt krótkich szeregów czasowych (zob. np. Auerbach i Gorodnichenko, 2012a), co ograniczało poprawne ustalenie wielkości mnożników w tej fazie cyklu. Dostępność danych stanowiła więc istotne wyzwanie dla zmian dokonywanych w dotychczasowym podejściu do ustalania wielkości mnożników, wywierając presję na poszukiwanie narzędzi bardziej adekwatnych do nowo sprecyzowanych uwarunkowań<sup>2</sup>.

Problemy techniczne z ustaleniem mnożnika fiskalnego starano się rozwiązać poprzez wprowadzenie różnych sposobów uwzględniania nieliniowości. Jednym z najbardziej popularnych podejść jest rozróżnianie wielkości mnożnika zależnie od stanu (fazy), w jakim znajduje się pewna zmienna spełniająca rolę miernika aktywności gospodarczej. Następuje to z wykorzystaniem *state-dependent models*, które prezentują np. Auerbach i Gorodnichenko (2012a; 2013), Bachmann i Sims (2012), Baum, Poplawski-Ribeiro i Weber (2012), Fazzari, Morley i Panovska (2013) czy Riera-Crichton, Végh i Vuletin (2015). Inne często stosowane podejście opiera się na wykorzystaniu nowokeynesowskich modeli DSGE, w których mnożniki determinowane są poprzez uwzględnienie zależnych od makroekonomicznego kontekstu własności polityki pieniężnej lub nakładania specyficznych restrykcji na zachowania gospodarstw domowych (zob. Cogan i in., 2010; Christiano, Eichenbaum i Rebelo, 2011; Coenen, Straub i Trabandt, 2012; Coenen, Erceg, Freedman i in., 2012; Fernández-Villaverde, Gordon, Guerrón-Quintana i Rubio-Ramírez, 2012).

W szczególności należy podkreślić, że dokonany przegląd literatury pozwala na wskazanie pewnych grup podejść, które umożliwiają wyznaczenie mnożnika fiskalnego. Najogólniej rozróżnić należy: (i) podejście opierające się na wykorzystaniu nieliniowych modeli empirycznych, w tym zwłaszcza modeli wektorowej

---

2 Należy zaznaczyć, że mnożniki wyższe niż 1, ale bezpośrednio niepowiązane z wahaniami koniunktury, lecz estymowane na podstawie przyjęcia specjalnych założeń, uzyskali m.in. Barro i Redlick (2011), Fishback i Kachanovskaya (2010) poprzez założenie ZLB albo Christiano, Eichenbaum i Rebelo (2011), Erceg i Lindé (2014), Galí, López-Salido i Vallés (2005) poprzez wprowadzenie konsumentów *rule-of-thumb*.

autoregresji estymowanych zależnie od kontekstu makroekonomicznego, (ii) podejście wykorzystujące np. modele DSGE uwzględniające specjalne założenia oddające warunki recesji gospodarczej (np. nałożenie specyficznych restrykcji na gospodarstwa domowe lub uwzględnienie czynników determinujących nieskuteczność polityki pieniężnej), (iii) podejście alternatywne, oparte np. na metaanalizie.

Jak wskazuje przegląd literatury przeprowadzony w rozdziale 2, mnożniki niższe niż 1 są z reguły typowe dla modeli teoretycznych „uśredniających” mnożniki w cyklu. Jak zostanie zaprezentowane w tej części pracy, jeśli zastosuje się rozróżnienie efektów polityki fiskalnej zależnie od stanów aktywności gospodarczej, wówczas mnożniki o wielkościach zbliżonych do tych ustalanych na podstawie przedkryzysowego podejścia są możliwe do uzyskania w okresach przypadających na tzw. „normalne czasy”, tj. w okresach dobrej koniunktury (por. Hall, 2009; Barro i Redlick, 2011; Ramey, 2011; Blanchard i Perotti, 2002; Perotti, 2007; Mountford i Uhlig, 2009). Natomiast w przypadku okresów „złej” koniunktury mnożniki są zazwyczaj wyższe (zob. np. Mineshima, Poplawski-Ribeiro i Weber, 2014). Wspomniane różnice wielkości tych mnożników mogą wynikać ze skali zaburzeń, jakie spowodowała recesja z końca pierwszej dekady XXI w. Może to być związane z faktem, że przed kryzysem w wielu krajach rozwiniętych okresy spowolnienia miały raczej umiarkowany oraz krótkotrwały przebieg, a tym samym mogły nie oddziaływać znacząco na mnożniki „średnie” w cyklu. Ostatnia recesja, zwłaszcza jej skala, zaburzyła dotychczasowe proporcje zmian i wypukliła konieczność odejścia od analiz liniowych w szacowaniu wpływu polityki fiskalnej na gospodarkę. Prowadzone w tym nurcie liczne badania najczęściej potwierdzają istnienie różnic pomiędzy mnożnikami „średnimi” w cyklu oraz mnożnikami dla recesji i mnożnikami dla ekspansji.

### **3.2. Monetarne uwarunkowania efektów polityki fiskalnej – wybrane zagadnienia**

Analizując efekty polityki fiskalnej, należy uwzględnić jej powiązania z polityką pieniężną. Wśród pierwszych modeli ukazujących wpływ koordynacji polityki pieniężnej i fiskalnej na aktywność gospodarczą należy wymienić m.in. te związane z syntezą neoklasyczną, ujmujące proste zależności pomiędzy rynkiem towarowym i pieniężnym. Dla określenia skutków polityki fiskalnej ważne było w tych modelach rozpoznanie efektu wypierania (wypychania) inwestycji prywatnych oraz konsumpcji prywatnej (wynikającego ze wzrostu stopy procentowej), który wskazywał zakres, w jakim następowało ograniczenie skuteczności podejmowanej ekspansji fiskalnej, opartej np. na wzroście wydatków rządowych.

W literaturze przedmiotu, skupionej wokół nowokeynesowskich modeli DSGE, wśród monetarnych determinant oddziałujących na efekty polityki fiskalnej najczęściej wymienia się m.in: (i) osiągnięcie zera jako dolnej granicy krótkoterminowej nominalnej stopy procentowej<sup>3</sup> (*zero lower bound* – ZLB), (ii) zjawisko pułapki płynności (*liquidity trap*), (iii) zjawisko akomodacji monetarnej (*monetary accommodation*) i powiązane z nią zjawisko podtrzymywanej uporczywości (*persistence*) stopy procentowej.

Problem prowadzenia polityki pieniężnej w warunkach zera jako granicy nominalnej stopy procentowej poruszali już m.in. Vickrey (1954), Phelps (1972), Okun (1981), Summers (1991), Rotemberg i Woodford (1997), Orphanides i Wieland (1998). Zbliżanie się krótkookresowej nominalnej stopy procentowej do zera stanowi problem dla polityki banku centralnego, gdyż ogranicza możliwości zastosowania konwencjonalnych narzędzi polityki monetarnej – przede wszystkim polityki redukcji nominalnej stopy procentowej, której ścieżka wynikać powinna z przyjętej reguły polityki pieniężnej. Ogólny problem polityki pieniężnej w warunkach ZLB analizują m.in. Eggertsson i Woodford (2004), Adam i Billi (2006; 2007), Williams (2009), Werning (2011), Fischer (2016), Williamson (2019), a szczególny przypadek Japonii stanowił przedmiot badań, które prowadzili m.in. Krugman (1998), Svensson (2003), Coenen i Wieland (2003), Eggertsson i Woodford (2003), Auerbach i Obstfeld (2005). Należy podkreślić, że problem utrzymania podstawowej stopy procentowej banku centralnego bliskiej zera dotknął wiele rozwiniętych krajów w czasie ostatniej recesji.

Jak już wspomniano, mnożniki fiskalne zależą m.in. od reakcji banku centralnego na stymulację fiskalną. W szczególności wysokie mnożniki możliwe są do uzyskania w sytuacji, gdy nominalna stopa procentowa ograniczana jest jej dolną granicą, tj. zero<sup>4</sup>. Założenie o nominalnej stopie procentowej równej zero stanowi próbę oddania warunków panujących w ostatniej recesji gospodarczej. Tego typu praktyka jest powszechna w ustalaniu mnożników fiskalnych w log-linearyzowanych modelach DSGE. Najczęściej przyjmuje się w nich, że okresy recesji związane są albo ze zjawiskiem nominalnej stopy procentowej utrzymywanej w dolnej granicy, albo z przyjęciem dodatkowych restrykcji (np. ograniczeń kredytowych) nakładanych na gospodarstwa domowe. W modelach tych analizuje się zatem mnożniki w dwóch wariantach: (i) „w normalnych czasach”, tj. najczęściej,

3 Szeroko zakrojony przegląd badań w zakresie wpływu stopy procentowej bliskiej zera na skuteczność polityki fiskalnej prezentuje Rzońca (2014).

4 Należy zaznaczyć, że w okresie pokryzysowym dolna „granica” stopy procentowej w kilku krajach przekraczała zero. Niektóre banki centralne wprowadziły ujemne stopy procentowe (np. Europejski Bank Centralny, Bank Japonii, Bank Szwecji). Analizy z zakresu implikacji polityki ujemnych stóp procentowych i mechanizmu transmisji monetarnej przedstawiają np. Jobst i Lin (2016) – analizy dotyczą Bośni i Hercegowiny, Bułgarii, Danii, Japonii, Norwegii, Szwajcarii, Szwecji, Węgier i strefy euro. Inne przykładowe badania z zakresu ujemnych stóp procentowych można znaleźć w: Agarwal i Kimball (2015), Campbell i Levring (2016), Bech i Malkhozov (2016).

gdy stopa procentowa jest dodatnia i podąża ścieżką wyznaczoną przez konkretną regułę monetarną lub przy braku szczególnych restrykcji, w tym restrykcji nakładanych na zachowania gospodarstw domowych, oraz (ii) w recesji – np. gdy krótkoterminowa nominalna stopa procentowa wynosi zero, gospodarka funkcjonuje w warunkach pułapki płynności, albo poprzez uwzględnienie restrykcji (typowych dla „złych czasów”) nakładanych na podmioty prywatne.

Należy wspomnieć, że w pułapce płynności następuje nasycenie płynnością, a nominalna stopa procentowa wynosi zero (Svensson, 2000) lub jest bliska zera (Krugman, 1998). W tym szczególnym przypadku funkcjonowania gospodarki preferencje płynności mają charakter „praktycznie absolutny” (Blaug, 1994, s. 664), czego wyrazem jest doskonale elastyczna krzywa LM względem stopy procentowej. Zastrzeżenia i obawy związane z wystąpieniem sytuacji pułapki płynności formułowali już m.in. Keynes (1936) oraz Hicks (1937). Były to jednak analizy podejmowane na gruncie teoretycznym. Tego typu badania uległy znacznemu pogłębieniu (również na gruncie empirycznym) w konsekwencji zjawisk, które ujawniły się przede wszystkim w Japonii w latach dziewięćdziesiątych XX w.

W pułapce płynności efekty zastosowanych narzędzi fiskalnych, a tym samym ogólna skuteczność polityki fiskalnej, zależą głównie od oczekiwań podmiotów co do długości trwania pułapki płynności, a także od typu szoków, które wywołują pułapkę, czy parametrów funkcji reakcji polityki pieniężnej (Carlstrom, Fuerst i Paustian, 2014; Erceg i Lindé, 2014).

W nowokeynesowskich modelach DSGE za jeden z przykładowych czynników, który wywołuje pułapkę płynności, przyjmuje się szok (*adverse taste shock*) wpływający na obniżenie potencjalnej/naturalnej realnej stopy procentowej (zob. np. Eggertsson i Woodford, 2003; Eggertsson, 2008; Adam i Billi, 2008; Erceg i Lindé, 2014).

Należy podkreślić, że stopa procentowa równa zero lub bliska zera bezwarunkowo nie oznacza sytuacji pułapki płynności. Aby można było mówić o pułapce płynności, konieczne jest spełnienie dodatkowych warunków, w tym wystąpienie trwałej deflacji lub trwałych oczekiwań deflacyjnych (Svensson, 2000), gdyż problem pułapki płynności nie tkwi jedynie w samym kształtowaniu się nominalnej stopy procentowej blisko zera, ale także w towarzyszących temu poziomowi stopy procentowej oczekiwaniach w zakresie kształtowania się cen. W takim przypadku realna stopa procentowa staje się dodatnia, co, uogólniając, powoduje, że podmioty gospodarcze zmniejszają inwestycje i konsumpcję, w efekcie czego dochodzi do spadku produkcji, wzrostu bezrobocia oraz przedłużania recesji. Rosnące bezrobocie wpływa na obniżenie płac, pociągając za sobą spadek cen i dalsze kształtowanie oczekiwań deflacyjnych, co w warunkach utrzymania nominalnej stopy procentowej równej zero wywołuje dalsze powiększanie realnej stopy procentowej. W sytuacji braku odpowiednich impulsów ze strony decydentów polityki gospodarczej następuje nakręcanie spirali deflacyjnej, która przedłuża okresy recesji.

Liczne badania podkreślają znaczenie akomodacji monetarnej dla podtrzymywania efektów stymulacji fiskalnej. Monetarne akomodowanie wzrostu deficytu

budżetowego pozwala na ograniczenie efektu wypierania wydatków prywatnych poprzez zahamowanie wzrostu nominalnej stopy procentowej. Jak wykazują np. Erceg i Lindé (2014), Christiano, Eichenbaum i Rebelo, (2011), Woodford (2011), Eggertsson (2010), Coenen, Erceg, Freedman i in. (2012), akomodacja monetarna i zjawisko pułapki płynności mogą determinować wyższe mnożniki fiskalne.

Akomodacja monetarna niesie za sobą również negatywne konsekwencje dla gospodarki, które ujawniają się w przypadku kontrakcji fiskalnej. Jeśli rząd decyduje się na restrykcyjną politykę fiskalną, wówczas zastosowana przez bank centralny akomodacja monetarna uniemożliwia dokonanie obniżki stopy procentowej, której należałoby oczekiwać w związku z tak prowadzoną polityką fiskalną, co silniej oddziałuje na spadek PKB niż w przypadku braku akomodacji. Podobne w skutkach jest oddziaływanie zjawiska zerowej granicy nominalnej stopy procentowej. Przykładowo, Barrell, Holland i Hurst (2012a, s. 85–86) wykazują, że konsolidacja fiskalna w postaci cięć publicznych wydatków konsumpcyjnych, które miały miejsce w Stanach Zjednoczonych w 2011 r., przy założeniu nominalnej stopy procentowej równej zero (utrzymywanej przez pięć okresów), powoduje, względem analiz prowadzonych w warunkach braku ZLB (tj. przy braku ograniczeń w zakresie elastyczności krótkoterminowej stopy procentowej), zmniejszenie produkcji<sup>5</sup> w pierwszym roku o: (i) około 0,25 punktu procentowego w sytuacji, w której gospodarstwa domowe kształtują oczekiwania typu *forward-looking*, oraz (ii) około 0,15 punktu procentowego w wariancie krótkowzrocznych gospodarstw domowych, znajdujących się pod słabszym wpływem zmian krótkookresowej nominalnej stopy procentowej.

### 3.3. Teoretyczne modele nowokeynesowskie z wybranymi restrykcjami

#### 3.3.1. Stopa procentowa bliska zera

W literaturze przedmiotu wyłaniają się różne podejścia do oceny skuteczności aktywnej polityki fiskalnej prowadzonej w warunkach nominalnej stopy procentowej bliskiej zera. Prowadzone badania różnią się m.in. przyjętym stopniem utrzymywania stopy procentowej na niezmiennym poziomie (Christiano, Eichenbaum i Rebelo, 2011; Eggertsson, 2010; Woodford, 2011; Albertini, Poirier i Roulleau-Pasdeloup, 2014; Braun, Korber i Waki, 2013; Fernández-Villaverde i in., 2012; Mertens i Ravn,

5 Przy czym w podejściu tym zmiana produkcji przekłada się na analogiczną zmianę mnożnika.



2014; Coenen, Erceg, Freedman i in., 2012; Cogan i in., 2010; Drautzburg i Uhlig, 2015; Erceg i Lindé, 2014). Mnożniki fiskalne ustalane w warunkach *zero lower bound* z reguły są wyższe niż 1. Jednakże prace m.in. Cochrane (2017), Braun, Korber i Waki (2013) czy Kiley (2016) wskazują, że mnożniki fiskalne w okresie ZLB mogą oscylować wokół 1, kształtować się poniżej 1, a nawet być ujemne (zob. np. Albertini, Poirier i Roulleau-Pasdeloup, 2014; Hloušek, 2017) zależnie od parametrów modelu, długości trwania ZLB, rodzaju szoku czy struktury modelu.

Badania efektów polityki fiskalnej w warunkach niskich stóp procentowych oraz przy założeniu akomodacyjnego charakteru polityki monetarnej zyskały na znaczeniu w obliczu ostatniej recesji<sup>6</sup>. Tego typu podejście jest szeroko rozwijane w nurcie nowokeynesowskim (zob. np. Christiano, Eichenbaum i Rebelo, 2011; Eggertsson, 2006; 2011; Woodford, 2011). Jak już wspomniano, założenie o nominalnej stopie procentowej równej zero i pułapce płynności bardzo często służy jako jeden z wariantów wprowadzania warunków recesji. Zestawienie mnożników ustalonych w takich warunkach z mnożnikami dla „normalnych czasów” pozwala na porównanie efektów polityki fiskalnej prowadzonej w dwóch odmiennych stanach koniunktury.

Literatura przedmiotu wskazuje, że wykorzystanie ekspansji fiskalnej jako narzędzia stymulowania gospodarki w okresie głębokiego załamania gospodarczego wpływa na silniejsze pobudzenie gospodarki w porównaniu z ekspansją prowadzoną w typowych uwarunkowaniach makroekonomicznych. W szczególności dużo wyższy (niż w „normalnych” czasach) wzrost produkcji możliwy był do osiągnięcia dzięki ograniczeniu efektu wypierania wydatków prywatnych. W takich warunkach mnożniki fiskalne z reguły są wyższe w porównaniu z mnożnikami ustalonymi dla okresów, w których stopa procentowa jest dodatnia i kształtowana zgodnie z przyjętą regułą polityki pieniężnej (zob. np. Christiano, Eichenbaum i Rebelo, 2011; Eggertsson, 2011; Eggertsson i Krugman, 2012; Hall, 2009; Woodford, 2011; Farhi i Werning, 2013; Miyamoto, Nguyen i Sergeyev, 2018).

Coenen, Erceg, Freedman i in. (2012) analizują zachowanie gospodarki amerykańskiej oraz Unii Europejskiej w reakcji na szoki fiskalne na podstawie siedmiu modeli, w dużym stopniu wykorzystywanych w praktyce przez różnego rodzaju ponadnarodowe instytucje i organizacje<sup>7</sup>. Przeprowadzone oceny pozwalają

6 Jak zauważyła Rzońca (2014), przedkryzysowe analizy kształtowania się stóp procentowych w gospodarkach światowych (zob. np. Homer i Sylla, 2005) wskazują na nieliczne przypadki stóp procentowych bardzo bliskich zera (sytuacja ta dotyczyła głównie Stanów Zjednoczonych po Wielkim Kryzysie oraz Japonii w latach dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku).

7 Modele te są następujące: IMF – model GIMF, OECD – model OECD Fiscal, Komisja Europejska – model QUEST, Europejski Bank Centralny – model NAWM, Bank Kanady – BoC-GEM, System Rezerwy Federalnej (dwa modele) – FRB-US oraz SIGMA. Wyniki porównano z wnioskami płynącymi z dwóch szeroko stosowanych w literaturze akademickiej modeli nowokeynesowskich: modelu Christiana, Eichenbauma i Evansa (2005) oraz modelu Cogana, Cwika, Taylora i Wielanda (2010) bazującym na modelu Smetsa i Woutersa (2007), rozszerzonych o występowanie ograniczonych finansowo gospodarstw domowych.

na ukazanie pewnej zgodności co do wyników otrzymanych z modeli zarówno w odniesieniu do absolutnych, jak i relatywnych rozmiarów mnożników fiskalnych. Z symulacji przeprowadzonych dla Stanów Zjednoczonych oraz Europy<sup>8</sup> wynika, że skuteczność polityki fiskalnej wzrasta w miarę powiększania akomodacyjnego nastawienia polityki pieniężnej, a także w miarę zastosowania pewnego umiarkowanego stopnia trwałości impulsów fiskalnych – zastrzeżono jednak, że im bardziej trwałe szok fiskalny, tym bardziej zmniejsza się skala jego wpływu na PKB. Praca pozwala na rozróżnienie efektów polityki fiskalnej w dwóch dużych gospodarkach, które charakteryzują się odmiennymi uwarunkowaniami strukturalnymi, oddziałującymi na różnice w oszacowaniach mnożników (i różnice w kalibracji parametrów modeli). Zasadnicza część badań opiera się na analizie wpływu czasowych szoków fiskalnych w krótkim okresie w odniesieniu do siedmiu instrumentów polityki fiskalnej (wydatki rządowe o charakterze konsumpcyjnym, rządowe wydatki inwestycyjne, zryczałtowane transfery kierowane do gospodarstw domowych, przy czym wyróżniono wśród nich transfery ogólne oraz transfery celowe kierowane do ograniczonych finansowo gospodarstw domowych, podatki z tytułu pracy, CIT oraz podatki nakładane na konsumpcję). Trwanie zaburzenia fiskalnego ograniczono do dwuletniego okresu, a po wygaśnięciu dwuletniej stymulacji wydatki rządowe, transfery oraz stawki podatkowe powracają do poziomu sprzed zaburzenia. W modelu występuje niezależna od decyzji rządu polityka stopy procentowej, która może się opierać na realizacji określonej reguły stopy procentowej lub przyjąć w wybranych okresach typowo akomodacyjny charakter.

Na podstawie przeprowadzonych badań stwierdzono, że polityka pieniężna, zwłaszcza akomodacja monetarna oraz ZLB, może wpływać na efekty polityki fiskalnej. W badaniu uzyskano, że akomodacja pozytywnie oddziałuje na gospodarkę w recesji – stymulacja fiskalna, niezależnie od tego, czy przeprowadzona za pośrednictwem podatków<sup>9</sup> czy wydatków rządowych, zwiększa PKB w krótkim okresie, przy czym jej efekty wyraźnie rosną z długością trwania monetarnej akomodacji. Ponadto wskazano, że wydatki oraz transfery celowe kierowane do gospodarstw domowych o ograniczonej płynności wydają się skutecznym środkiem zwiększania produkcji, zwłaszcza w sytuacji, gdy oczekuje się, że polityka pieniężna pozostanie akomodacyjna przez dłuższy okres. Przykładowo, dla wydatków konsumpcyjnych przy braku akomodacji monetarnej mnożniki (*impact multipliers*) dla pierwszego roku mieściły się w granicach 0,7–1,0 dla Stanów Zjednoczonych oraz 0,8–0,9 dla krajów europejskich (mnożniki niższe niż 1,0 związane są z występowaniem efektu

8 Autorzy nie precyzują dokładnie krajów branych pod uwagę w sytuacji, gdy posługują się tym drugim pojęciem. Należy jednak zaznaczyć, że prawdopodobnie pod określeniem Europa kryją się: kraje strefy euro (dla modeli bazujących na oddzielnym regionie, tj. GIMF, NAWM, OECD Fiscal) lub Unia Europejska jako całość (w przypadku modelu QUEST).

9 Wyjątek stanowią podatki od dochodu osiąganego z tytułu pracy.

wypierania wydatków prywatnych poprzez konsumpcję rządową, co wynika z braku akomodacji stopy procentowej). W warunkach akomodacji monetarnej mnożniki okazały się wyższe. Dla dwuletniej globalnej akomodacji monetarnej i dwuletniego okresu stymulacji fiskalnej przeciętny (z analizowanych modeli) mnożnik (*impact multiplier*) wydatków konsumpcyjnych dla pierwszego roku wynosił w Stanach Zjednoczonych średnio 1,2, a w UE około 0,90. Uzyskane rozbieżności uzasadniano uwarunkowaniami strukturalnymi obu gospodarek, przede wszystkim zakresem sztywności nominalnych, które mają w modelu istotne znaczenie dla transmisji impulsów fiskalnych na inflację oraz realną stopę procentową. Autorzy, powołując się na pracę Álvareza i in. (2006) oraz wyniki własnych symulacji, podkreślają, że dostosowania cenowe przebiegają dużo szybciej w USA niż w UE, co implikuje różnice w oszacowaniach mnożników, zwłaszcza że poddawane analizie modele również zawierają odmienne założenia w zakresie stopnia utrzymywania w nich sztywności nominalnych (np. ze względu na czas trwania kontraktów cenowych oraz płacowych). Nie tylko jednak zakres sztywności nominalnych wpływa na różnice w wynikach. Strukturalne uwarunkowania gospodarki europejskiej sprawiają, że ustalone dla niej mnożniki są niższe niż w Stanach Zjednoczonych. Podkreśla się, że gospodarka UE jest bardziej otwarta niż gospodarka USA, co jednocześnie sprzyja „wyciekom” bodźców fiskalnych za granicę, a to oddziałuje na niższy mnożnik. Z drugiej strony w gospodarkach europejskich silniej działają automatyczne stabilizatory, które ograniczają ekspansję fiskalną. Niezależnie od regionu, najwyższe przeciętne mnożniki dla pierwszego roku, przy założeniu dwuletniej akomodacji, uzyskano w przypadku pozytywnych szoków w inwestycjach publicznych ze względu na pojawiający się w dłuższym okresie ich efekt podażyowy. Wysokie mnożniki zaobserwowano także w odniesieniu do transferów celowych. Natomiast w przypadku zmian podatków<sup>10</sup> i transferów ogólnych mnożniki okazały się niskie. Zaznaczono, że efekty podatków i transferów zależą głównie od zniekształceń wywoływanych przez różne instrumenty fiskalne oraz od zachowania się ograniczonych finansowo gospodarstw domowych. W podejmowanych analizach uzyskano niskie mnożniki dla cięć podatków (najniższe w przypadku cięć CIT).

Ważne badania, które szczegółowo analizują wpływ stymulacji fiskalnej w warunkach *zero lower bound*, dotyczą np. opracowań Christiana, Eichenbauma i Rebeli (2011) oraz Eggertssona (2011).

10 Cięciom podatkowym towarzyszą niskie oszacowania mnożników. Mnożniki te były najniższe w przypadku cięć CIT – dla dwuletniej akomodacji mnożnik (*impact multiplier*) dla CIT szacowany w pierwszym roku wyniósł w UE około 0,14–0,15 (model QUEST oraz GIMF), a w Stanach Zjednoczonych około 0,23 (model GIMF), najwyższe zaś dla USA uzyskano w okresie pomiędzy szóstym a siódmym kwartałem w modelu SIGMA – około 0,49. W przypadku cięć podatków nakładanych na konsumpcję mnożniki były dość niskie, różniły się jednak w zależności od zastosowanego modelu, okresu trwania akomodacji (im dłuższy okres, tym wyższe mnożniki) oraz kraju poddawanego analizie, przy czym nieco wyższe były one w odniesieniu do USA.

Christiano, Eichenbaum i Rebelo (2011) analizują zachowanie gospodarki USA w warunkach ukształtowanych osiągnięciem ZLB. Podkreślono, że im większa część stymulacji jest prowadzona w okresie stałej stopy procentowej, a zwłaszcza w warunkach ZLB, tym silniejsze jej przełożenie na pobudzenie aktywności gospodarczej. Analiza ujmuje funkcjonowanie gospodarki na bazie dwóch nowokeynesowskich modeli – jeden zawiera kapitał, drugi zakłada jego brak. Punktem ostatecznych analiz jest wykorzystanie modelu DSGE autorstwa Altiga i in. (2011) i zbadanie na jego podstawie efektów ekspansji fiskalnej podejmowanej w warunkach ZLB. Christiano, Eichenbaum i Rebelo (2011) w swojej pracy ograniczają się jedynie do analiz wpływu czasowych szoków w wydatkach rządowych.

Zgodnie z przyjętymi założeniami (m.in. ujmującymi dostosowania cenowe oparte na schemacie Calvo (1983), utrzymanie ekwiwalencji ricardiańskiej) w modelu bez kapitału i z polityką stopy procentowej opartą na regule Taylora uzyskano „standardowy mnożnik” równy około 1,05. W modelu tym wydatki finansowane są zryczałtowanymi podatkami. Ten niewiele wyższy niż 1 nowokeynesowski mnożnik uzasadniany był m.in. dwiema własnościami analizowanego modelu: uwzględnieniem frykcji w procesie ustalania cen (zgodnie ze schematem Calvo) oraz przyjętym rodzajem preferencji gospodarstw domowych. Zmiana parametrów modelu pozwoliła na uzyskanie mnożnika wyższego niż 1, podkreślono jednak, że w granicach rozsądnego doboru parametrów nie uda się ustalić mnożników wyższych niż 1,2.

W powyższym modelu funkcja użyteczności reprezentatywnego gospodarstwa domowego, uwzględniająca funkcję  $\vartheta(\cdot)$  dla wydatków rządowych, opisana została formułą:

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{[C_t^\gamma (1 - N_t)^{1-\gamma}]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \vartheta(G_t) \right\} \quad (33),$$

gdzie (poza dotychczas stosowanymi oznaczeniami dla  $C$ ,  $G$ ,  $N$  oraz  $\beta$ ):  $\gamma \in (0, 1)$ ,  $\sigma$  – współczynnik niechęci do ryzyka i  $\sigma > 0$ .

W systemie tym, dopóki nie zachodzi zjawisko ZLB, wydatki modelowane są następująco:

$$G_{t+1} = G_t^\rho \exp(\eta_{t+1}) \quad (34),$$

gdzie  $\eta_{t+1}$  to niezależny i o identycznym rozkładzie (iid) szok.

Uwzględnienie ZLB oddziałuje na wielkość mnożników. Warunki ZLB uzyskano poprzez wprowadzenie szoku we współczynniku dyskontującym<sup>11</sup>. W nowych uwarunkowaniach zastosowanie stymulacji fiskalnej (wzrost wydatków

11 W streszczonym tu opisie wyników uzyskanych przez Christiana, Eichenbauma i Rebella (2011) pominięto przedstawienie szczegółowych założeń co do wystąpienia szoku w czynniku dyskontującym, a także założeń w zakresie okresów, na które przypadało ZLB.

rządowych) zwiększa agregatowy popyt i produkcję, co wpływa na koszty marginalne oraz wzrost oczekiwań inflacyjnych, które w ZLB obniżają realną stopę procentową, stymulując wzrost wydatków zgłaszanych przez podmioty prywatne. Jak uzasadniano, prowadzi to do dalszego wzrostu produkcji, oczekiwań inflacyjnych, obniżki realnej stopy procentowej, a efektem netto tych zmian jest nie tylko wzrost produkcji, ale i inflacji.

Funkcja użyteczności uwzględniająca stochastyczny współczynnik dyskontujący przyjmuje wówczas postać:

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} d_t \left\{ \frac{[C_t^\gamma (1-N_t)^{1-\gamma}]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \vartheta(G_t) \right\} \quad (35),$$

przy czym skumulowany współczynnik dyskontujący został określony następująco:

$$d_t = \begin{cases} \frac{1}{1+r_1} \frac{1}{1+r_2} \dots \frac{1}{1+r_t} & t \geq 1 \\ 1 & t = 0 \end{cases} \quad (36).$$

Ustalony w warunkach ZLB mnożnik wydatków wyniósł około 3,7. Przeprowadzone symulacje i analiza wrażliwości wyników na zmiany parametrów modelu wskazują, że mnożnik jest wyższy w tych gospodarkach, które przed wprowadzeniem ekspansji fiskalnej doświadczyły bardzo dużego spadku produkcji w czasie trwania ZLB. Dlatego też polityka fiskalna wydaje się szczególnie istotnym instrumentem pobudzania aktywności gospodarczej przy tego typu uwarunkowaniach. Co więcej, uzyskane wyniki sugerują, że im większa część wydatków państwa wprowadzona zostanie do gospodarki w okresie ZLB, tym większe będzie ich przełożenie na wzrost produkcji. Jeśli zatem dodatkowe wydatki zainicjowane zostaną w warunkach ZLB, mnożnik okaże się wyższy niż w sytuacji, gdy nominalna stopa procentowa jest dodatnia – tj. kształtowana zgodnie z regułą polityki pieniężnej.

W alternatywnym modelu z kapitałem, przy założeniu stopy deprecjacji kapitału równej 2% oraz braku ZLB, mnożnik w warunkach dodatniej stopy procentowej wyniósł około 0,9. Niższy niż 1 mnożnik wynika z faktu, że wzrost wydatków powiększa stopę procentową oraz wywołuje efekt wypierania inwestycji prywatnych – efekt ten nie był obecny w modelu bez kapitału. Wprowadzenie zaburzenia we współczynniku dyskontującym pozwala na uzyskanie warunków, w których, podobnie jak w modelu bez kapitału, zaistnieje zjawisko ZLB, lecz w tym wariacie gospodarki rozmiar szoku we współczynniku dyskontującym oddziałuje na mnożniki. W modelu z kapitałem (ten sam okres wystąpienia *zero lower bound* i ten sam zakres stymulacji fiskalnej jak w przypadku modelu bez kapitału) mnożnik może się kształtować nawet w granicach 3,9, natomiast w miarę skracania okresu ZLB mnożnik obniża się: np. wskutek przesunięcia końcowej daty granicznej trwania ZLB z szóstego do czwartego okresu mnożnik zmalał do około 2,3.

Najważniejsze wnioski z modelu DSGE<sup>12</sup> odnoszą się m.in. do faktu, że gdy bank centralny wykorzystuje regułę Taylora, mnożnik wydatków rządowych z reguły kształtuje się poniżej 1, natomiast jest wyższy, gdy nominalna stopa procentowa nie reaguje na wzrost tych wydatków. Na przykład, jeżeli wydatki rządowe wzrastały przez dwanaście kwartałów i w tym czasie stopa procentowa pozostawała stała (warunki ZLB), wówczas mnożnik (*impact multiplier*) wyniósł 1,6 i rósł w kształcie garbu, osiągając po około pięciu kwartałach maksimum 2,3<sup>13</sup>. Mnożnik, w sytuacji gdy wydatki rosły tylko przez osiem kwartałów, wynosił około 1,2. Natomiast w przypadku zastosowania reguły Taylora mnożnik wynosił około 1 w natychmiastowej reakcji i malał do 0,7. Z kolei gdy zjawisko ZLB występowało przez cztery kwartały, mnożniki były niskie i zbliżone do tych uzyskanych przy zastosowaniu reguły Taylora.

Eggertsson (2011) przeanalizował wpływ czasowej stymulacji fiskalnej (wydatki rządowe, podatki z tytułu pracy, podatki od sprzedaży oraz podatki od kapitału) na gospodarkę Stanów Zjednoczonych w wariacie ZLB oraz w wariacie ścieżki stopy procentowej wyznaczonej przez regułę polityki pieniężnej, przy czym w przedstawionym poniżej opisie wyników uzyskanych przez Eggertssona (2011) na ten drugi wariant wskazuje się również poprzez odwołanie do okresu dodatniej stopy procentowej albo do „normalnych czasów”. Analizy przeprowadzono na podstawie symulacji opracowanych w ramach modelu DSGE oparteo na standardowym stochastycznym modelu wzrostu rozszerzonym o istnienie konkurencji monopolistycznej oraz dostosowania cenowe zgodne ze schematem Calvo (1983). Ocena wpływu ekspansji fiskalnej uzupełniona została analizą krzywych agregatowej podaży oraz agregatowego popytu.

Symulacje wskazują, że przejściowa ekspansja fiskalna dokonana za pośrednictwem wydatków rządowych oraz podatku od sprzedaży zwiększa PKB zarówno w warunkach ZLB, jak i w „normalnych czasach”, przy czym PKB silniej reaguje w warunkach ZLB. Cięcia stawki podatku od kapitału (rozumianego w tej pracy jako aktywa finansowe (majątek) gospodarstw domowych) wpływają na obniżenie PKB niezależnie od założeń modelu oraz przyjętego wariantu kształtowania się

12 W zaadaptowanym modelu DSGE Altiga i współautorów (2011) przeanalizowano wpływ wydatków rządowych na gospodarkę Stanów Zjednoczonych w okresie pomiędzy I kw. 1960 r. a I kw. 2010 r. Większość parametrów została skalibrowana. Autorzy badają m.in. wpływ stałych zmian wydatków rządowych trwających osiem oraz dwanaście kwartałów w przypadku, gdy gospodarka podąża ścieżką stopy procentowej wyznaczoną przez regułę Taylora oraz gdy znajduje się w sytuacji ZLB. Badanie potwierdza również, że im większy procent wydatków, które zostają uruchomione, gdy nominalna stopa procentowa jest równa 0, tym wyższy mnożnik fiskalny. Preferencje  $j$ -tego reprezentatywnego gospodarstwa domowego opisane są następująco:

$$\text{są następująco: } E_t^j \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left[ \log(C_{t+s} - bC_{t+s-1}) - \frac{N_{j,t+s}^2}{2} \right], \text{ gdzie } b - \text{ parametr określający przyzwyczajenia konsumpcyjne oraz } b > 0.$$

13 Kształt garbu odzwierciedla endogenicznie źródła uporczywości, które prezentuje model Altiga i współautorów (2011), np. przyzwyczajenia konsumpcyjne.

stopy procentowej. Natomiast cięcia stawki podatku od dochodów z pracy dokonane w okresie ZLB wywołują spadek PKB (mnożnik ujemny), a dokonane w okresie dodatniej stopy procentowej oddziałują na wzrost PKB (mnożnik dodatni). Otrzymane wyniki związane są przede wszystkim z własnościami modelu oraz założeniami dotyczącymi funkcjonowania gospodarki w krótkim okresie, która – zgodnie z podejściem keynesowskim – uwarunkowana jest popytowo.

Analiza oddziaływania wydatków rządowych obejmuje zarówno te, które są substytucyjne względem prywatnych wydatków konsumpcyjnych, jak i te, które są pozbawione tej cechy. Znajduje to wyraz w funkcji użyteczności, która dla reprezentatywnego gospodarstwa domowego przyjmuje postać:

$$E_t \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} \xi_T \left[ u(C_T + G_T^S) + g(G_T^N) - \int_0^1 v(l_T(j)) d_j \right] \quad (37),$$

gdzie w szczególności:  $C_T$  – agregat (Dixit i Stiglitz, 1977) konsumpcji dla każdego kontinuum zróżnicowanych dóbr,  $C_T \equiv \left[ \int_0^1 c_i(i)^{(\theta-1)/\theta} di \right]^{\theta/(\theta-1)}$ ,  $\theta$  – parametr elastyczności substytucji oraz  $\theta > 1$ ,  $l_T(j)$  – ilość dostarczonej pracy  $j$ -tego typu. Każda  $j$ -ta gałąź zatrudnia specyficzny sektorowy rodzaj pracy, za którą oferuje stawkę  $W_t(j)$ ,  $G_T^S$  – wydatki rządowe stanowiące doskonały substytut dla konsumpcji prywatnej,  $G_T^N$  – wydatki rządowe, które nie są doskonałymi substytutami dla konsumpcji prywatnej,  $\xi$  – szok w preferencjach,  $u(\cdot)$  oraz  $g(\cdot)$  – rosnące funkcje wklęsłe,  $v(\cdot)$  – rosnąca funkcja wypukła.

W przypadku wydatków  $G_T^S$ , niezależnie od tego, czy zostały uruchomione w trakcie trwania ZLB czy w okresie dodatniej stopy procentowej, przełożenie ich krótkookresowego zaburzenia na PKB raczej nie wystąpiło, gdyż mnożnik wyniósł 0<sup>14</sup>. W przypadku czasowych zaburzeń w wydatkach rządowych, które nie stanowią doskonałych substytutów względem konsumpcyjnych wydatków prywatnych ( $G_T^N$ ), w okresie dodatniej stopy procentowej mnożnik wyniósł około 0,46, a w okresie ZLB około 2,3.

Z kolei czasowe cięcia podatków konsumpcyjnych powodują, że konsumpcja obecna staje się relatywnie tańsza w stosunku do przyszłej, co stymuluje wydatki. W „normalnych czasach” mnożnik ustalony dla cięć tych podatków wyniósł około 0,51, a w okresie ZLB około 2,5. Natomiast przy założeniach dotyczących bazowych parametrów modelu, w tym prowadzenia polityki dodatniej stopy procentowej, mnożnik dla cięć podatku od dochodu z pracy był dodatni i wyniósł 0,16. Ta sama obniżka podatków wywołała odmienny skutek w sytuacji ZLB. Eggertsson (2011) argumentuje to m.in. tym, że wyższa realna stopa procentowa ogranicza agregatowy popyt. Stwierdzono, że w warunkach ZLB czasowa obniżka stawki podatku o 1% wywołała kontrakcję w gospodarce, która przy danych

14 Wynika to z przyjęcia założenia, że gospodarstwa domowe obniżają wydatki prywatne dokładnie o wartość zwiększonej konsumpcji publicznej.

parametrach modelu okazała się nawet wyższa, niż wyniosła obniżka podatku (mnożnik był ujemny i wyniósł w przybliżeniu  $-1,02$ ). W przypadku analiz przeprowadzonych przez Eggertssona (2011) dla czasowych cięć podatków od kapitału mnożnik w warunkach dodatniej stopy procentowej był ujemny i bliski zera (około  $-0,0013$ ). Z kolei w ZLB mnożnik ten wyniósł około  $-0,1012$ , co oznacza, że cięcia podatkowe, równoważne jednoprocetowej obniżce stawki opodatkowania dochodu z kapitału, zmniejszają produkcję o około  $0,1\%$ . W modelu Eggertssona (2011) negatywny efekt czasowej obniżki tego typu podatków występuje zarówno przy dodatniej stopie procentowej, jak i w warunkach ZLB.

Eggertsson (2011) bada także mnożniki w sytuacji, gdy stymulacja fiskalna jest permanentna. Zmiana charakteru bodźców fiskalnych z czasowych na trwale zmienia efekty polityki fiskalnej. W poprzednich analizach zakładano, że występuje krótkookresowa stymulacja, po upływie której instrumenty fiskalne powracają do swoich stanów stacjonarnych w długim okresie, a więc długookresowe mnożniki dla zmian czasowych były równe 0. Tym samym w przypadku rozważania efektów zmian permanentnych możliwe było zbadanie zarówno mnożników krótko-, jak i długookresowych. Należy zaznaczyć, że ZLB może trwać tylko w krótkim okresie, co oznacza, że długookresowe mnożniki ustalone są zazwyczaj przy założeniu, iż stopa procentowa kształtuje się powyżej 0. W takich warunkach (dodatnia stopa procentowa) uzyskane przez Eggertssona (2011) mnożniki okazały się wyższe w przypadku długiego okresu. Na przykład gdy przyjęto, że stopa procentowa jest dodatnia, ustalony krótkookresowy mnożnik dla permanentnego wzrostu wydatków rządowych oznaczonych  $G_T^N$  wyniósł  $0,018$ , a mnożnik długookresowy  $0,390$ , z kolei dla trwałych cięć podatku od aktywów finansowych (kapitału) dokonanych w warunkach dodatniej stopy procentowej mnożnik krótkookresowy wyniósł  $0$ , a mnożnik długookresowy  $0,4207$ .

Cogan i współautorzy (2010) wskazują, że mnożniki wydatków rządowych dla zmian długookresowych są z reguły niższe w modelach nowokeynesowskich niż w „starych” modelach keynesowskich. Analizy przeprowadzono z wykorzystaniem nowokeynesowskiego modelu Smetsa i Woutersa (2007) (zbudowanego dla gospodarki Stanów Zjednoczonych) oraz narzędzia „starej” klasy keynesowskiej opartego na podejściu wykorzystanym w pracy Romer i Bernsteina (2009). Autorzy przeprowadzili symulację zakładającą trwały wzrost wydatków rządowych zapoczątkowany w pierwszym kwartale 2009 r. i początkowo finansowany długiem. Założono ponadto, że System Rezerwy Federalnej utrzymuje stopę procentową rezerwy federalnej na stałym poziomie przez określony czas, po upływie którego stopa procentowa może zależeć od sytuacji gospodarczej i kształtować się zgodnie z regułą polityki pieniężnej.

W wariantcie pierwszym założono, że stopa procentowa jest stała i równa 0 w latach 2009–2010, po czym od 2011 r. może się kształtować zgodnie z regułą polityki pieniężnej. Z symulacji wynika, że trwały wzrost wydatków państwa o  $1\%$  PKB przy stopie procentowej równej zero powoduje niższą procentową



reakcję realnego PKB w modelu Smetsa i Woutersa (2007), co więcej – w kolejnych kwartałach siła wpływu wydatków rządowych w tym modelu ulega zmniejszeniu. W modelu bazującym na podejściu Smetsa i Woutersa procentowa reakcja realnego PKB na impuls fiskalny jest mniejsza niż 1, z wyjątkiem mnożnika dla pierwszego kwartału 2009 r. (procentowa reakcja niewiele powyżej 1). Model prognozuje spadek inwestycji i/lub konsumpcji, który postępuje w czasie – w efekcie w kolejnych latach mnożniki ulegają obniżeniu. Trwały wzrost wydatków rządowych o 1% PKB powoduje wzrost realnego PKB o niewiele ponad 1% w kwartale pierwszym, 0,6% po upływie dwóch lat (tj. na koniec 2011 r.) oraz 0,4% po upływie trzech lat (tj. na koniec 2012 r.), przy założeniu podtrzymania ZLB w latach 2009 i 2010. W podejściu Romer i Bernsteina (2009) zachodzi odwrotna zależność: procentowa reakcja realnego PKB na szok wzrasta, początkowo dla pierwszego kwartału wynosi 1,05%, po czym nieznacznie zmniejsza się z 1,57% w czwartym kwartale 2011 r. do 1,55% w czwartym kwartale 2012 r. Alternatywna symulacja, przyjmująca ZLB w 2009 r., nie zmienia mnożników w podejściu Romer–Bernsteina, lecz oddziałuje na niższe mnożniki w podejściu Smetsa–Woutersa: początkowo procentowa reakcja realnego PKB dla pierwszego kwartału 2009 r. wyniosła 0,96% i malała w kolejnych okresach, lecz w ostatnim kwartale 2012 r. przyjęła taką samą wielkość co w wariancie dla poprzedniej symulacji (0,40%). Stopa procentowa, która w tym wariancie o rok wcześniej postępuje zgodnie z regułą polityki pieniężnej, sprzyja silniejszemu procesowi wypierania inwestycji prywatnych, co miało miejsce już w 2010 r. Różnice oszacowań wskazują na znaczenie doboru założeń modelu, na podstawie którego dokonywana jest ocena oddziaływania polityki fiskalnej na gospodarkę.

Dodatkowe symulacje wpływu ARRA<sup>15</sup> na gospodarkę Stanów Zjednoczonych wskazują, że w modelu z założeniami przejętymi z pracy Smetsa i Woutersa (2007) działa silny efekt wypierania. Inwestycje i konsumpcja obniżają się już w pierwszym kwartale po impulsie, co powoduje kształtowanie się mnożników wydatków poniżej 1 w kolejnych okresach. Niski (poniżej 1) mnożnik dla pierwszego roku wprowadzenia ARRA uzasadniano również oczekiwaniami gospodarstw domowych (mających charakter *forward-looking*) oraz czasowością wydatków rządowych, które dla roku 2010 zostały ogłoszone na wyższym poziomie niż dla roku 2009 (wydatki zostały rozłożone w czasie). Mnożniki w całym okresie symulacji kształtują się poniżej 1, co wynika także z przyjęcia założenia o antycypowaniu przez podmioty prywatne zwiększenia podatków w przyszłości, jako rezultatu zastosowanych pakietów fiskalnych. Symulacje wskazują, że z końcem 2012 r.

15 American Recovery and Reinvestment Act – wpływ pakietów z 2009 r. na amerykańską gospodarkę był analizowany przy wykorzystaniu licznych narzędzi, np. w ramach modeli nowokeynesowskich (zob. m.in. Drautzburg i Uhlig, 2015; Coenen i in., 2012; Cogan i in., 2010) czy w strukturalnym modelu VAR (zob. m.in. Kuckuck i Westermann, 2014). Z kolei ocenę europejskiego programu EERP uchwalonego w odpowiedzi na kryzys finansowy z lat 2009–2010 analizują w ramach modeli DSGE np. Coenen, Straub i Trabandt (2012; 2013); Cwik i Wieland (2011).

i w latach kolejnych reakcja realnego PKB na wzrost zakupów rządowych w ramach ARRA mogłaby kształtować się ujemnie, co wynikałoby z faktu zaistnienia wyższego spadku konsumpcji i inwestycji prywatnych w relacji do wzrostu wydatków. Ponadto zauważono, że ujemny efekt oddziaływania tych wydatków na gospodarkę mógłby utrzymywać się nawet przez kilka lat po wycofaniu pakietów pomocowych.

### 3.3.2. Pułapka płynności

Erceg i Lindé (2014) badają efekty polityki fiskalnej w warunkach pułapki płynności. Przyjęto, że czas trwania pułapki płynności jest uwarunkowany endogenicznie i zależy od rozmiarów podjętej stymulacji fiskalnej. Badanie zawiera kilka ważnych spostrzeżeń. Po pierwsze, mnożnik wydatków rządowych w pułapce płynności maleje wraz ze wzrostem rozmiarów fiskalnej ekspansji. Po drugie, trwanie pułapki płynności skraca się w miarę wzrostu poziomu wydatków. Spostrzeżenie to wynika z założeń modelu, który traktuje pułapkę płynności jako zjawisko endogeniczne oraz uzależnia okres trwania pułapki płynności od przebiegu stymulacji fiskalnej. Wzrost wydatków rządowych pozwala zatem na stopniowe ograniczanie pułapki płynności i przywrócenie działania konwencjonalnej polityki pieniężnej, co sprawia, że mnożnik wydatków rządowych ulega obniżeniu na skutek rosnącej realnej stopy procentowej. Rosnące wydatki rządowe pozwalają na wyjście gospodarki z pułapki płynności, lecz nie jest to warunek wystarczający – ważne są ponadto rozmiary stymulacji fiskalnej, oczekiwania inflacyjne podmiotów prywatnych (zwłaszcza strukturalne czynniki kształtujące oczekiwania), relacje między cenami a kosztami krańcowymi oraz opóźnienia polityki fiskalnej<sup>16</sup>. Podkreślono, że bardzo małe zmiany wydatków nie są w stanie pobudzić gospodarki do wyjścia z pułapki płynności, a mnożnik, ze względu na towarzyszącą pułapce stałą i niską stopę procentową, jest stosunkowo wysoki w porównaniu z „normalnymi czasami”. Osiągnięcie pewnych „optymalnych” rozmiarów wydatków rządowych sprzyja jednak ucieczce gospodarki z pułapki płynności, czego wyrazem jest obniżenie mnożnika wynikające ze wzrostu realnej stopy procentowej. Efekt ten odzwierciedla koncepcja mnożnika krańcowego. Z symulacji wynika, że niewielkie przyrosty wydatków (realizowane w pierwszej fazie trwania pułapki płynności) pozwalają na uzyskanie dużo wyższych mnożników w porównaniu ze zmianami w rozmiarach wydatków rządowych, które realizowane są w końcowej fazie jej trwania. Oznacza to tym samym, że mnożnik krańcowy w badaniu Ercega i Lindégo (2014) jest funkcją o charakterze schodkowym malejącym względem jednoczesnego wzrostu wydatków rządowych oraz skracania okresu trwania pułapki płynności.

16 W modelu założono, że pułapka płynności zachodzi wskutek szoku w preferencjach.

Autorzy wskazują na koncepcję *fiscal free lunch*, której podstawy sprowadzają się do założeń, że właściwie kształtowany wzrost wydatków rządowych w okresie głębokiej pułapki płynności mógłby okazać się samofinansujący i sprzyjać poprawie stanu finansów publicznych, zwłaszcza gdy przełoży się na wzrost dochodów podatkowych (na skutek wzrostu aktywności gospodarczej i bazy podatkowej), nawet przy niezmienionych stawkach podatkowych. Ta koncepcja jest jednak w opinii autorów wątpliwa, zwłaszcza jeśli uwzględni się rozróżnienie przeciętnego i krańcowego wpływu programów fiskalnych o różnych rozmiarach stymulacji na dług publiczny oraz na podatki. Jak wykazano, niewielkie przyrosty wydatków przynoszą w pułapce płynności wysokie mnożniki, a duże przyrosty kształtują niższe mnożniki, co z kolei przekłada się na rozmiary zadłużenia publicznego. Ponadto zaprezentowane wyniki pozwalają stwierdzić, że konsolidacja fiskalna realizowana w pułapce płynności wydłuża okres trwania pułapki, co oznacza, że obniżka wydatków rządowych wpłynie na wydłużenie okresu pułapki płynności i wzrost zadłużenia. Dodatkowe symulacje obejmują reakcję długu publicznego i produkcji na zmiany wydatków rządowych. Wykorzystując do analiz nowokeynesowski model na podbudowie modelu opracowanego przez Smetsa i Woutersa (2007) oraz Christiana, Eichenbauma i Evansa (2005), wykazano, że w pułapce płynności mnożnik przeciętny i mnożnik krańcowy znacząco się różnią. Na przykład w trwającej przez dziesięć kwartałów pułapce płynności mnożnik krańcowy wynosił około 5 na okoliczność nieznacznego przyrostu wydatków rządowych (o nie więcej niż około 0,5% PKB), natomiast obniżał się do około 2,2 dla nieco wyższych przyrostów (utrzymanych w granicach 0,5–1,5% PKB). Erceg i Lindé (2014) stwierdzają, że mnożnik krańcowy ma charakter krokowy i maleje w miarę zwiększania przyrostu wydatków wprowadzanych do gospodarki w okresie pułapki płynności.

Wnioski z powyższych badań podają w wątpliwość realizację dużych i rozciągniętych w czasie pakietów fiskalnych podejmowanych w warunkach pułapki płynności<sup>17</sup>. Efekty tych działań mogą się okazać niewspółmierne do stymulacyjnego wysiłku fiskalnego poniesionego przez rządy poszczególnych państw.

Werning (2011) analizuje politykę monetarną i fiskalną, w tym optymalną ścieżkę wydatków rządowych, przy założeniu pułapki płynności w sytuacji ZLB<sup>18</sup>. Badanie zostało przeprowadzone z wykorzystaniem ciągłego w czasie modelu nowokeynesowskiego. Na podstawie analiz zaobserwowano, że w pierwszym okresie trwania pułapki płynności optymalne wydatki rządowe znajdują się powyżej ich poziomu naturalnego, lecz w miarę upływu czasu ulegają zmniejszeniu i obniżają się poniżej tego poziomu. Autor zaproponował wydzielenie dwóch komponentów

17 Z kolei kwestię mnożnika fiskalnego, konsolidacji, pułapki płynności i przedłużania recesji porusza m.in. Bukowski (2015).

18 Podobne badanie, ale z wykorzystaniem modelu DSGE średniej skali, przeprowadzili np. Bilbiie, Monacelli i Perotti (2019).

wydatków: wydatki „oportunistyczne” (*opportunistic*), najczęściej będące optymalnym poziomem statycznych wydatków rządowych określanych przy danych rozmiarach prywatnych wydatków konsumpcyjnych, oraz wydatki „stymulujące” (albo „bodźcowe”) (*stimulus*), traktowane jako różnica pomiędzy wydatkami rzeczywistymi a oportunistycznymi. Przyjęte założenia modelu wskazują, że na początku trwania pułapki płynności komponent stymulacyjny wydatków zazwyczaj wynosi zero, co oznacza, że w takich warunkach wydatki rządowe są zwykle wydatkami oportunistycznymi (duży wpływ na wyniki mają przyjęte w badaniu parametry). Gdy polityka pieniężna i fiskalna są prowadzone w odmienny sposób, np. polityka monetarna jest dyskrejonalna, a polityka fiskalna nie, optymalna polityka zazwyczaj wymaga dodatnich i rosnących wydatków bodźcowych w trakcie trwania pułapki.

W literaturze dużo uwagi poświęca się analizie transmisji szoków fiskalnych i monetarnych w sytuacji, gdy pułapka płynności ma charakter globalny lub gdy dotyczy jednego kraju i rozprzestrzenia się na partnera handlowego (zob. np. Fujiwara, Nakajima, Sudo i Teranishi, 2013; Fujiwara i Ueda, 2013; Bodenstein, Erceg i Guerrieri, 2017; Cook i Devereux, 2011; 2013). Empiryczne ustalenie mnożników fiskalnych w pułapce płynności wydaje się trudne ze względu na ograniczone obserwacje okresów jej trwania. W konsekwencji analizy te najczęściej prowadzone są w modelach teoretycznych, przy uwzględnieniu stosownych założeń.

### 3.4. Efekty polityki fiskalnej a wahania koniunktury w modelach empirycznych

W analizach empirycznych często wykorzystywane są nieliniowe modele wektorowej autoregresji, które opierają się na ustalaniu mnożników w odrębnych stanach aktywności gospodarczej. O ile standardowe modele bazujące na technice VAR prowadziły do uzyskania średniego mnożnika w cyklu koniunkturalnym (zob. np. Parker, 2011), o tyle rozróżnienie stanów koniunktury pozwala na uzyskanie szerszego zakresu informacji o sile oddziaływania narzędzi fiskalnych. Wynika to z faktu, że modele nieliniowe umożliwiają uchwycenie różnic w reakcji zmiennych makroekonomicznych na identyczny w rozmiarach szok fiskalny zainicjowany w wyodrębnionych stanach koniunktury.

W literaturze przedmiotu najczęściej spotykanymi podejściami dla modelowania nieliniowego w obszarze modeli wektorowej autoregresji są: modele oparte na wykorzystaniu zmiennej progowej – progowy VAR (*threshold VAR* – TVAR) (zob. np. Fazzari, Morley i Panovska, 2013; Batini, Callegari i Melina, 2012; Baum i Koester, 2011), modele wektorowej autoregresji o przełączanym reżimie, gdzie

przejścia między reżimami są wygładzane (*smooth transition VAR* – STVAR; zob. Auerbach i Gorodnichenko, 2012a); modele wykorzystujące przełączenia konstruowane na podstawie łańcuchów Markova lub modele o parametrach zmieniających w czasie.

Progowe modele VAR (TVAR) stanowią dość intuicyjne narzędzie modelowania nieliniowości (Li i St-Amant, 2010). W uproszczeniu, zasada modelowania polega na endogenicznym podziale szeregów czasowych na odrębne reżimy, w zależności od poziomów określonej zmiennej. Modele TVAR zaliczane są do narzędzi szeroko wykorzystywanych w badaniach z zakresu odpowiedzi koniunktury na szoki fiskalne w odmiennych fazach aktywności gospodarczej.

Modele klasy TVAR najczęściej za zmienną progową przyjmują lukę popytową (np. Baum i Koester, 2011) albo tempo wzrostu realnego PKB (por. Batini, Callegari i Melina, 2012). Wśród zmiennych, które mogą być brane pod uwagę w roli zmiennych rozdzielających okresy aktywności gospodarczej, wymienia się także np. stopień wykorzystania zasobów w gospodarce (por. Fazzari, Morley i Panovska, 2013) albo miernik stabilności finansowej (*Financial Stress Index* – FSI) (zob. Afonso, Baxa i Slavik, 2018).

W ogólnym zapisie strukturalny model TVAR może zostać przedstawiony następująco (por. np. Batini, Callegari i Melina, 2012):

$$Y_t = I_{\{c_{t-d} < \gamma\}} [A^1 Y_t + \Psi^1(L) Y_{t-1}] + I_{\{c_{t-d} \geq \gamma\}} [A^2 Y_t + \Psi^2(L) Y_{t-1}] + \Xi_t \quad (38).$$

W powyższym systemie  $I(\cdot)$  określa funkcję indykatora zależną od zmiennej  $c_t$  pozwalającej na określenie stanu koniunktury w okresie  $t-d$ . Ocena stanu koniunktury następuje z opóźnieniem o  $d$  okresów, przy czym w modelach dla danych kwartalnych najczęściej spotyka się opóźnienie zmiennej progowej wynoszące jeden kwartał (por. Balke, 2000; Afonso, Baxa i Slavik, 2018; Batini, Callegari i Melina, 2012; Baum i Koester, 2011). Parametr  $\gamma$  wskazuje na wartość progę, w którym następuje przełączanie pomiędzy wyodrębnionymi okresami (reżimami). Dla uproszczenia analiz przyjmuje się, że w modelu z dwoma stanami koniunktury funkcja indykatora może zostać odzwierciedlona poprzez zmienną zero-jedynkową z wartością równą 1, gdy w danym szeregu czasowym zmienna  $c_{t-d}$  przekracza próg (wyznaczając reżim „górny”) oraz 0 w pozostałych przypadkach (wyznaczając reżim „dolny”). Z kolei  $\Psi^1(L)$  oraz  $\Psi^2(L)$  odnoszą się do macierzy wielomianu operatora opóźnień,  $\Xi_t$  odnosi się do zaburzeń strukturalnych,  $A^1 Y_t$  oraz  $A^2 Y_t$  odzwierciedlają powiązania o charakterze strukturalnym pomiędzy zmiennymi w poszczególnych stanach aktywności gospodarczej.

Batini, Callegari i Melina (2012) za pomocą modelu z endogenicznie wyznaczonymi stanami koniunktury ustalają skumulowane mnożniki dla Stanów Zjednoczonych, strefy euro, a także Włoch, Francji oraz Japonii. Na podstawie przeprowadzonych analiz stwierdzono, że w przypadku Japonii, USA i, w mniejszym stopniu, w strefie euro rozpoczęta w ekspansji konsolidacja fiskalna polegająca

na cięciach wydatków rządowych (rozumianych jako łączna konsumpcja rządowa i inwestycje rządowe) wpływa negatywnie na te gospodarki tylko w krótkim okresie, powodując efekty ekspansywne w długim okresie. Ten pobudzający gospodarkę wpływ cięć wydatków ujawniony w długim okresie uzasadniono zjawiskiem znanym jako „efekt zaufania” (*confidence effect*), który wywołuje oczekiwania w zakresie cięć obciążeń podatkowych na skutek obniżki wydatków rządowych. Podkreślono jednak, że zaprezentowane szacunki mogą służyć potwierdzeniu hipotezy ekspansywnego oddziaływania wynikającego z wystąpienia efektu zaufania wyłącznie w kontekście długiego okresu i tylko wtedy, gdy konsolidacje zostały zainicjowane w ekspansji.

W krajach analizowanych przez Batini, Callegarię i Melinę (2012) konsolidacja fiskalna wywołała silniejszy spadek produkcji wówczas, gdy podjęta została w recesji – mnożniki w recesji były z reguły wyższe (co do wartości bezwzględnej) od tych ustalonych dla ekspansji. Przykładowe oszacowania są następujące: skumulowany pierwszoroczny mnożnik cięć wydatków rządowych dla konsolidacji rozpoczętej w recesji wyniósł dla Stanów Zjednoczonych  $-2,18$ , a dla strefy euro  $-2,56$ , natomiast ten sam mnożnik dla konsolidacji rozpoczętej w ekspansji wyniósł w USA  $-0,33$ , a w strefie euro  $-0,43$ <sup>19</sup>. Należy podkreślić, że wszystkie mnożniki skumulowane były ustalane w następstwie szoków konsolidacyjnych o rozmiarach jednego odchylenia standardowego. W przypadku pozytywnego szoku podatkowego skumulowane mnożniki także różniły się w poszczególnych krajach. W przypadku Japonii skumulowany mnożnik po pierwszym kwartale oraz skumulowany mnożnik po pierwszym roku były dodatnie niezależnie od reżimu, w którym zainicjowano konsolidację, z kolei analogiczne mnożniki dla Włoch były ujemne w obu reżimach. Wyniki te wskazują na pewne specyficzne uwarunkowania determinujące zachowanie gospodarek w reakcji na szok. Ogólna ocena pozwala stwierdzić, że uzyskane w symulacji pierwszoroczne skumulowane mnożniki cięć wydatków rządowych mieściły się w przedziale od  $-2,56$  do  $-1,57$  dla konsolidacji rozpoczętych w recesji oraz od  $-1,55$  do  $-0,33$  dla konsolidacji rozpoczętych w ekspansji, podczas gdy dla konsolidacji opartych na wzroście podatków netto mnożniki mieściły się w przedziale od  $-0,35$  do  $0,21$  w recesji i od  $-0,15$  do  $0,30$  w ekspansji. Z badania wypływają trzy zasadnicze wnioski: (i) konsolidacja fiskalna wywołuje silniejszą kontrakcję, gdy rozpoczęta jest w recesji, niezależnie od narzędzi jej realizacji, (ii) redukcja wydatków z reguły wywiera silniejszy wpływ na obniżanie produkcji niż wzrost podatków, (iii) kraje powinny w sposób przemyślany konstruować strategie wyjścia z kryzysu i wycofywania z pakietów fiskalnych, tak aby nie przedłużać niekorzystnych zjawisk w obszarze wzrostu gospodarczego.

19 Dla porównania, w modelu bazowym – liniowy VAR – skumulowany mnożnik pierwszoroczny dla konsolidacji polegającej na cięciach wydatków wyniósł w Stanach Zjednoczonych  $-0,50$ , a w strefie euro  $-0,42$ .

Baum i Koster (2011) wykorzystali progowy SVAR do ustalenia mnożników fiskalnych dla gospodarki niemieckiej, analizując dane za lata 1976–2009. W liniowym SVAR (traktowanym jako punkt odniesienia) wzrost wydatków rządowych pozwolił na uzyskanie krótkookresowego mnożnika wynoszącego około 0,7, natomiast w przypadku wzrostu podatków i składek na ubezpieczenia społeczne mnożnik wyniósł około  $-0,66$ . Model liniowy wskazuje zatem na mnożnik o wartości bezwzględnej bliskiej 0,7 niezależnie od zastosowanego narzędzia polityki fiskalnej. Badanie rozszerzono poprzez uwzględnienie oddziaływania polityki fiskalnej w odmiennych stanach koniunktury. Za zmienną progową przyjęto lukę PKB, przy czym wartość progowa, w specyfikacji z jednym opóźnieniem modelu VAR i jednym opóźnieniem w zmiennej progowej, wyniosła  $-0,0015^{20}$ . Z przeprowadzonych analiz wynika, że w wyodrębnionym „dolnym reżimie” wpływ wydatków rządowych na PKB okazał się silniejszy i bardziej trwały, niż wynikało to z oszacowania modelu liniowego. O ile jednak natychmiastowy wpływ wydatków na PKB był niższy w porównaniu ze specyfikacją liniową, o tyle skumulowana odpowiedź była wyższa i bardziej trwała, np. zastosowany w „dolnym reżimie” dwuprocentowy pozytywny szok w wydatkach rządowych pozwolił ustalić mnożnik równy 1,04 po czterech kwartałach i 0,99 po upływie dziesięciu kwartałów. Porównanie wyników z oszacowaniami uzyskanymi w modelu liniowym wskazuje, że ten ostatni zaniżał w krótkim okresie wpływ wydatków rządowych na PKB w warunkach ujemnej luki popytowej. Analogiczny szok w wydatkach rządowych zastosowany w „górnym reżimie” spowodował, że natychmiastowa reakcja okazała się znacznie słabsza. Mnożnik fiskalny w „górnym reżimie” (0,36 po czterech kwartałach) był znacznie niższy zarówno od tego oszacowanego w modelu liniowym, jak i od tego ustalonego dla „reżimu dolnego”. Mnożnik ten wskazuje na silniejszą skalę procesów wypierania prywatnej konsumpcji i prywatnych inwestycji w ekspansji. Z kolei skumulowany krótkookresowy mnożnik dla pozytywnego szoku po stronie dochodów wynosił w „reżimie dolnym”  $-0,5$ , podczas gdy w modelu liniowym był, co do wartości bezwzględnej, nieznacznie wyższy i wyniósł  $-0,66$ . Wyniki wskazują, że cięcia podatkowe wydają się słabiej wpływać na podniesienie niemieckiej gospodarki z recesji, niż miało to miejsce w przypadku wzrostu wydatków. Na podstawie uzyskanych wyników sformułowano wniosek, że właściwym działaniem rządu powinno być prowadzenie polityki opartej na wydatkach w okresie ujemnej luki popytowej, z kolei polityka oparta na wykorzystaniu instrumentów dochodowych powinna być realizowana w okresie dodatniej luki popytowej.

Interesujące zastosowanie TSVAR proponują Fazzari, Morley i Panovska (2013), którzy za zmienną rozróżniającą stany koniunktury przyjęli wykorzystanie zasobów w gospodarce (*capacity utilization*). Badanie przeprowadzono dla gospodarki

20 Wartość progowa rozdzieliła próbę czasową na 45 obserwacji przypisanych do dolnego reżimu i 91 do górnego. W sumie wyodrębniono piętnaście przełączeń między reżimami. Po dokładniejszej ocenie faz uzyskano około sześciu pełnych cykli koniunkturalnych na przestrzeni 39 lat.

Stanów Zjednoczonych w okresie obejmującym I kw. 1967 r. – I kw. 2011 r. Podkreślono, że w przeciwieństwie do Auerbacha i Gorodnichenki (2012a), którzy nakładają progę *a priori*, Fazzari, Morley i Panovska (2013) dokonują estymacji progę. W modelu zastosowano dwa reżimy (stany aktywności gospodarczej), pomiędzy którymi przejście ma charakter dyskretny (nie jest ono wygładzone jak u Auerbacha i Gorodnichenki, 2012a), uwzględniono również wiele dodatkowych założeń. Szok w wydatkach znormalizowano do 1% PKB. Przedstawione analizy wpływu szoków, oparte na funkcjach reakcji na impuls, obejmują dwa warianty: (i) gdy gospodarka zachowuje przez cały okres analiz ten sam reżim (szok zainicjowany i trwający w „górnym” lub „dolnym” reżimie wykorzystania zasobów), (ii) gdy reżim może ulec zmianie, lecz inicjujący szok występuje albo w „dolnym”, albo w „górnym” reżimie.

Z dokonanej estymacji progę wynika, że gospodarka USA w przeważającym zakresie znajdowała się w warunkach niepełnego wykorzystania zdolności produkcyjnych. W przypadku analiz, w ramach których utrzymano stały reżim, wydatki rządowe silniej oddziaływały na produkcję, jeśli wzrastały w reżimie „dolnym”. Co więcej, w tym reżimie odpowiedź produkcji na impuls wydatkowy systematycznie wzrastała – maksymalny efekt (1,6) zrealizowany został w ostatnim, szesnastym kwartale analizowanego horyzontu, dla którego wygenerowano funkcje reakcji na impuls. W przypadku zachowania stałego reżimu „górnego”, po początkowej pozytywnej reakcji, odpowiedź produkcji maleje do zera, przy czym długookresowa odpowiedź staje się pozytywna (od około dwunastego kwartału reakcja produkcji na impuls stabilizuje się), a mnożnik jest prawie o połowę niższy niż ten ustalony dla reżimu „dolnego”. W przypadku zastosowania wariantu pełnej próby z możliwością zmiany reżimu reakcja systemu na szok fiskalny zależała m.in. od początkowego stanu gospodarki, w którym impuls został zainicjowany, przy czym silniejsze efekty (zobrazowane funkcjami reakcji na impuls) uzyskano, gdy gospodarka początkowo znajdowała się w okresie niskiego wykorzystania zasobów. W pracy zbadano również wpływ zaburzeń w wydatkach rządowych na inne zmienne analizowanego systemu.

Afonso, Baxa i Slavik (2018) wykorzystali *threshold VAR* z pięcioma zmiennymi: roczna stopa wzrostu PKB, inflacja, zmienna fiskalna (roczna zmiana wskaźnika relacji długu publicznego do PKB), krótkookresowa stopa procentowa oraz wskaźnik stabilności rynku finansowego<sup>21</sup>, za który przyjęto FSI<sup>22</sup> (zob. Cardarelli,

21 Analizy stabilności finansowej z wykorzystaniem nieliniowych strukturalnych modeli VAR prezentują m.in. Balke (2000); Li i St-Amant (2010). Natomiast efekty polityki fiskalnej w okresie napięć na rynkach finansowych badali m.in. Afonso, Grüner i Kolerus (2010); Baldacci, Gupta i Mulas-Granados (2009).

22 Wartość progowa dla wskaźnika FSI zależy od kraju poddanego analizie i wyniosła odpowiednio 2,3822 dla Stanów Zjednoczonych, 1,2369 dla Wielkiej Brytanii, 0,9167 dla Niemiec oraz 1,725 dla Włoch. Ustalona wartość progowa spowodowała, że w „górnym” reżimie znalazło się około 21% obserwacji kwartalnych w USA, 26% w Wielkiej Brytanii, 34% w Niemczech oraz 19% we Włoszech. Wykorzystano również alternatywne mierniki napięć



Elekdag i Lall, 2009) w konstruowanych dla Stanów Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Włoch oraz Niemiec modelach opartych na danych kwartalnych za okresy obejmujące IV kw. 1980 r. – IV kw. 2009 r. Uzyskana w tych modelach reakcja PKB zależy od rozmiarów szoku fiskalnego, jego charakteru (pozytywny/negatywny), kraju poddanego analizie oraz bieżącego stanu gospodarki (określonego poprzez wyróżnienie reżimów zależnych od sytuacji w sektorze finansowym). Różnice obrazują m.in. dwunastokwartalne odpowiedzi na impuls. Odpowiednia normalizacja umożliwia ustalenie mnożników skumulowanych, które dla pozytywnego szoku fiskalnego o rozmiarach jednego odchylenia standardowego zainicjowanego w reżimie o wysokim napięciu na rynku finansowym (reżim „high”) mieszczą się w przedziale od 0,242 dla Wielkiej Brytanii do 0,836 dla Włoch. Analogiczny szok o charakterze negatywnym wywołuje spadek PKB, a obliczone dwunastokwartalne skumulowane mnożniki mieszczą się w granicach od –0,871 we Włoszech do –0,218 w Niemczech. W przypadku zwiększenia rozmiaru szoku do dwóch odchyżeń standardowych wyniki różnią się nieznacznie w porównaniu z analizami prowadzonymi dla szoku o mniejszym rozmiarze. Z kolei w reżimie niskiego napięcia na rynku finansowym (reżim „low”) mnożniki skumulowane, z wyjątkiem tych dla Włoch i Niemiec, były wyższe.

Należy zaznaczyć, że najmniejsze zróżnicowanie reakcji PKB na szok fiskalny pomiędzy reżimami uzyskano dla Stanów Zjednoczonych. Z kolei najsilniejszy wpływ szoku, niezależnie od reżimu, zaobserwowano we Włoszech, przy czym w reżimie o wysokim napięciu uzyskany efekt był prawie dwukrotnie silniejszy niż w reżimie o bardziej ustabilizowanej sytuacji na rynku finansowym. W odrębnej analizie zbadano także wpływ początkowych warunków na siłę oddziaływania polityki fiskalnej na PKB, szacując mnożniki maksymalne dla wybranych podokresów. W przypadku Włoch najwyższe mnożniki maksymalne uzyskano w reżimie o wysokim napięciu na rynku finansowym, zwłaszcza w okresie I kw. 2000 r. – IV kw. 2009 r., obejmującym recesję z 2001 r. i kryzys z lat 2008–2009.

Afonso, Baxa i Slavik (2018) przeanalizowali także wpływ pozytywnego szoku w FSI (odpowiednio znormalizowanego) na PKB i zmianę wskaźnika relacji długu publicznego do PKB. Celem tej analizy było zbadanie oddziaływania rozwoju rynku finansowego na aktywność gospodarczą. Przykładowo, pozytywny szok w FSI w pierwszym roku po zaburzeniu negatywnie oddziaływał na produkcję we wszystkich krajach, przy czym efekt ten najczęściej był silniejszy w reżimie wysokiego napięcia na rynku finansowym (tj. w reżimie „high”).

---

na rynkach finansowych, opierające się m.in. na stopie zwrotu z aktywów notowanych na poszczególnych giełdach (z wyjątkiem giełdy włoskiej) oraz spread pomiędzy krótkookresową stopą procentową rynku międzybankowego a stopą oprocentowania bonów skarbowych (z wyjątkiem Niemiec).

Auerbach i Gorodnichenko (2012a; 2012b; 2013; 2017) zaproponowali wiele rozwiązań umożliwiających szacowanie mnożników zależnych od fazy koniunktury. Uzyskane wyniki podkreślają wyższe efekty polityki fiskalnej w recesji w porównaniu z ekspansją. Przyjęte podejście i jego modyfikacje stanowiły ważny wkład w badania nad efektami polityki fiskalnej w okresie recesji z początków XXI w. i ustalenie mnożników na podstawie dwóch stanów koniunktury (reżimów).

Auerbach i Gorodnichenko (2012a), bazując na podejściu Blancharda i Perottiego (2002), oszacowali mnożniki dla Stanów Zjednoczonych za okres I kw. 1947 r. – IV kw. 2008 r. Jak wskazują, ich podejście czerpie z modeli STAR (*Smooth Transition Autoregressive Models*) rozwiniętych przez Grangera i Terasvirtę (1993). Zaproponowane podejście określili jako model STVAR (*Smooth Transition VAR*).

W badaniu przyjęto, że podstawowa specyfikacja jest następująca:

$$X_t = [1 - F(z_{t-1})]\Pi_E(L)X_{t-1} + F(z_{t-1})\Pi_R(L)X_{t-1} + u_t \quad (39),$$

$$u_t \sim N(0, \Omega_t) \quad (40),$$

$$\Omega_t = \Omega_E(1 - F(z_{t-1})) + \Omega_R F(z_{t-1}) \quad (41),$$

$$F(z_t) = \frac{\exp(-\gamma z_t)}{1 + \exp(-\gamma z_t)}, \gamma > 0 \quad (42),$$

$$\text{var}(z_t) = 1, E(z_t) = 0 \quad (43).$$

Przy założeniu  $\gamma > 0$ ,  $\Omega_R$  oraz  $\Pi_R(L)$  opisują zachowanie systemu w warunkach (dostatecznie) głębokiej recesji (wówczas funkcja  $F(z_t) \approx 1$ ), natomiast  $\Omega_E$  oraz  $\Pi_E(L)$  w warunkach (dostatecznie) silnej ekspansji (wówczas  $1 - F(z_t) \approx 1$ ). Z kolei  $z$  jest indeksem cyklu koniunkturalnego (normalizacja do wariancji równej 1), przy czym  $z > 0$  wskazuje na ekspansję<sup>23</sup>.

Parametr przejścia między reżimami został skalibrowany na poziomie  $\gamma = 1,5$ . W ten sposób około 20% obserwacji kwartalnych uznano za recesję<sup>24</sup>. Ze względu na nieliniowość systemu równań, estymację i wnioskowanie oparto na metodzie Chernozhukova i Honga (2003) (algorytmy Monte Carlo wykorzystujące łańcuchy Markowa). Początkowo założono, że system nie ulega zmianie (uchylono możliwość zmiany reżimu). Analizy skupiają się przede wszystkim na ocenie reakcji gospodarki na szoki w wydatkach rządowych (obejmujących wydatki

23 Indeks datowany jest z jednym opóźnieniem, aby uniknąć jednoczesnych (*contemporaneous*) sprzężeń zwrotnych wynikających z działań decydentów politycznych, zależnie od tego, czy gospodarka znajduje się w recesji czy w ekspansji. Funkcja  $F(z_t)$  to funkcja przejścia (*transition function*), indeks ( $z$ ) ustalono na podstawie siedmiokwartalnej średniej ruchomej tempa wzrostu PKB.

24 Jak podkreślają autorzy, szacunki te są zbliżone do wyników analiz NBER (bardziej dokładne analizy NBER prowadzone od 1946 r. wskazują, że około 21% obserwacji w tym okresie można było uznać za recesję). W modelu  $Pr(F(z_t) > 0,8) = 0,2$  przyjęto więc, że gospodarka znajduje się w recesji, gdy  $F(z_t) > 0,8$ .

na inwestycje i na konsumpcję) i w wybranych komponentach wydatków rządowych. W opracowaniu poruszono także kwestie wpływu podatków na PKB oraz przeprowadzono analizę reakcji gospodarki na nieoczekiwane szoki w wydatkach rządowych. Przy założeniu niezmienności reżimu funkcje reakcji na impuls ukazują następujące zależności. W modelu liniowym (nierozróżniającym reżimów) natychmiastowa reakcja produkcji na szok w wydatkach jest pozytywna, a ustalony mnożnik (interpretowany jako wielkość, która wskazuje, o ile USD wzrośnie produkcja, lub inna zmienna reagująca na zaburzenie na skutek wzrostu wydatków rządowych o 1 USD) wyniósł około 0,8, efekt maksymalny uzyskano zaś z nieznacznym opóźnieniem (po około trzech kwartałach) i wyniósł on około 1. W nieliniowych analizach mnożnik w natychmiastowej reakcji wyniósł około 0,5 niezależnie od reżimu. W recesji odpowiedź produkcji na szok w wydatkach jest rosnąca i w ostatnim kwartale analizowanego horyzontu (dwudziesty kwartał) skalkulowany mnożnik wyniósł około 2,5 (mnożnik maksymalny). W ekspansji reakcja na impuls jest (raczej) malejąca, a ustalony mnożnik maksymalny (około 0,5) jest jednocześnie mnożnikiem w natychmiastowej reakcji. Autorzy zastosowali ponadto eksperyment umożliwiający zmianę reżimu w odpowiedzi na zaburzenie w wydatkach rządowych. Zastosowane podejście dla każdego okresu uwzględniało analizy oparte na szoku równym jednoprocetowemu wzrostowi wydatków rządowych, mnożniki ustalono zaś na podstawie relacji ujmującej wzrost produkcji (w USD) w przeliczeniu na każdy wzrost wydatków rządowych o 1 USD w okresie dwudziestu kwartałów (wykorzystano formułę  $\sum_{h=1}^{20} Y_h / \sum_{h=1}^{20} G_h$ ). W tym przypadku tak ustalone mnożniki zawierały się pomiędzy 0 a 0,5 w ekspansji i pomiędzy 1 a 1,5 w recesji. W artykule zbadano także wpływ wybranych składników wydatków rządowych na aktywność gospodarczą, przy czym najwyższy mnożnik maksymalny uzyskano dla wydatków militarnych zainicjowanych w recesji.

W kolejnym badaniu Auerbach i Gorodnichenko (2012b) przeanalizowali wpływ zaburzeń w wydatkach rządowych na główne zmienne makroekonomiczne w dwóch reżimach, znacząco modyfikując<sup>25</sup> podejście Auerbacha i Gorodnichenki (2012a) i wykorzystując m.in. podejście Jordy (2005) do ustalenia wielkości mnożników. Do analiz włączono zmienną  $FE_{it}^G$  będącą błędem prognozy w odniesieniu do projekcji stopy wzrostu wydatków rządowych opracowanych przez profesjonalne instytucje prognostyczne w okresie  $t - 1$  dla okresu  $t^{26}$ . Parametr

25 Modyfikacja uwzględniała m.in. wykorzystanie podejścia Jordy (2005) oraz Stocka i Watsona (2007), co umożliwiło wygenerowanie odpowiedzi na impuls bezpośrednio poprzez projekcję konkretnej zmiennej na podstawie jej opóźnienia i opóźnienia innych zmiennych. Podejście to oparte jest zatem na ustalaniu mnożników z wykorzystaniem bezpośrednich projekcji zamiast standardowego SVAR. Badanie dotyczyło panelowej próby krajów OECD.

26 Wprowadzenie tej zmiennej ma na celu wyeliminowanie właściwości, która wskazuje, że wiele „nieoczekiwanych” szoków fiskalnych w rzeczywistości jest znanych z wyprze-

przejścia między reżimami ustalono na podstawie kalibracji ( $\gamma = 1,5$ ). Uzyskane rezultaty prowadzą do podobnych wniosków, jakie w swojej pracy sformułowali Auerbach i Gorodnichenko (2012a) – ekspansja fiskalna przynosi wyższe efekty w okresie recesji. Wskazano, że pozytywny szok w wydatkach (tj. szok  $FE_{it}^G$ ) w ekspansji wywoływał w natychmiastowej reakcji presję inflacyjną, a w recesji presję deflacyjną. W ekspansji ujawnił się silny efekt wypierania konsumpcji prywatnej (ujemna reakcja w całym horyzoncie analiz), natomiast w recesji konsumpcja reagowała pozytywnie w całym okresie, dla którego ustalono funkcje reakcji na impuls. Podobny kierunek ujawniały reakcje inwestycji i zatrudnienia. Analiza zmiennych rynku pracy sugeruje, że pozytywny szok w wydatkach rządowych przekładał się w ekspansji na wyższe płace i wzrost stopy bezrobocia (pozytywna reakcja na szok w pięciookresowym horyzoncie), a w recesji na wzrost zatrudnienia.

Powyższy model, odpowiednio rozszerzony i zmodyfikowany, umożliwił Auerbachowi i Gorodnichenko (2013) ustalić mnożniki przy założeniu występowania efektu przenoszenia szoków fiskalnych między partnerami handlowymi. W ten sposób starano się wyjaśnić m.in. to, czy stymulacja (lub konsolidacja) fiskalna podejmowana w jednym kraju wpływa na stan gospodarki w kraju partnera handlowego przy uwzględnieniu wahań koniunktury<sup>27</sup>. W badaniu stwierdzono, że efekt ten różnił się zależnie od fazy koniunktury, w której znajdowali się partnerzy handlowi, a mnożniki były wyższe, jeśli zarówno kraj przyjmujący, jak i kraj pochodzenia znajdowały się w recesji. Specyfikacja szoku w wydatkach rządowych zakłada, że przepływ zaburzeń dokonuje się poprzez powiązania handlowe. Nie wszystkie mnożniki okazały się istotne statystycznie, niemniej wnioski z badania wskazują na możliwość uzyskania pozytywnych efektów z koordynacji działań fiskalnych w powiązanych (np. handlowo) krajach.

Należy zaznaczyć, że mnożniki zależne od fazy cyklu mogą się okazać mniej stabilne i wskazywać na ograniczoną skuteczność polityki fiskalnej w wyodrębnionych fazach koniunktury. Może to być spowodowane np. brakiem adekwatnego miernika cyklu koniunkturalnego, co z kolei może wynikać ze złożoności czynników oddziałujących na koniunkturę. Wskazują na to wnioski z podjętej przez Auerbacha i Gorodnichenkę (2017) próby ustalenia mnożników dla Japonii w okresie uwzględniającym kryzys z końca pierwszej dekady XXI w.<sup>28</sup>

dzeniem ze względu na proces decyzyjny i budżetowy (zob. Ramey, 2011). Należy zaznaczyć, że podejście, które oprócz standardowych zmiennych wprowadza do modelu zmienne prognozowane (EVAR) i częściowo zastosowane m.in. przez Ramey (2011), wykorzystywane było do analiz polityki fiskalnej m.in. przez Ellahie i Ricco (2017).

27 Badanie dotyczyło trzydziestu krajów OECD (próba bazowa), analizy od 1985 r., częstotliwość danych: półroczna.

28 Auerbach i Gorodnichenko (2017) jako miernik umożliwiający wyznaczenie prawdopodobieństwa znalezienia się gospodarki japońskiej w recesji (w badaniu miernik ten reprezentuje zmienna  $z_t$ ) wykorzystali następujące wielkości: (i) odchylenie realnego tempa wzrostu

Uproszczony model STVAR zastosował Benčík (2014) do ustalenia mnożników wydatków rządowych w krajach grupy Wyszehradzkiej (przyjęta próba czasowa obejmuje I kw. 1999 r. – IV kw. 2012 r.). W badaniu potwierdzono istnienie zależności mnożników od wyodrębnionego reżimu. W przypadku ekspansji zaprezentowane mnożniki nie przekraczały 1,0 (0,84 po sześciu kwartałach), a po osiągnięciu wielkości maksymalnej obniżały się do zera. W recesji mnożniki rosły szybciej niż w ekspansji, co więcej – kształtowały się powyżej tych ustalonych dla okresów ekspansji (np. 1,0 po czterech kwartałach, około 5,0 w piątym roku prowadzonych analiz).

W badaniu Ramey i Zubairy (2018) przeprowadzonym dla Stanów Zjednoczonych nie potwierdzono, aby mnożniki w warunkach zbliżonych do recesji były wyższe niż 1. Jak sugerują autorki, na uzyskane wyniki duży wpływ miały m.in. rodzaj zastosowanego narzędzia, identyfikacja zaburzeń czy przyjęta specyfikacja.

Höppner i Wesche (2000) zastosowali podejście TVTP<sup>29</sup> (*time-varying transition probabilities*) uwzględniające prawdopodobieństwa przełączania między reżimami w czasie dla zbadania nieliniowości oddziaływania polityki fiskalnej na konsumpcję prywatną na przykładzie gospodarki niemieckiej w kwartalnych próbach czasowych obejmujących lata 1970–1989 oraz 1970–1998. Zastosowanie podejścia opartego na procesie Markova (*Markov-switching approach*) pozwoliło na endogeniczne wyodrębnienie epizodów, w których konsumpcja reagowała niezgodnie z podejściem keynesowskim. Wprowadzenie do procesu Markova zmiennego w czasie prawdopodobieństwa przejścia między reżimami pozwoliło uzyskać wyniki, które zdaniem autorów mogły wskazywać na okresy, w których gospodarka niemiecka wykazywała keynesowskie i niekeynesowskie reakcje.

Bouthevillain i Dufrénot (2011) wykorzystali wariant modelu przełącznikowego Markova o prawdopodobieństwie zmiennym w czasie (*time-varying probability Markov-switching model* – TVPMS) w celu zbadania odmiennego oddziaływania polityki fiskalnej na gospodarkę francuską w latach 1970–2009 (dane kwartalne) w dwóch reżimach zidentyfikowanych endogenicznie: (i) „kryzys” – rozumiany jako głęboka recesja oraz (ii) „normalne czasy” – czyli ekspansja lub umiarkowana recesja. Zbadano oddziaływanie wydatków rządowych oraz podatków na cztery

---

PKB (na podstawie siedmiokwartalnej centrowanej średniej ruchomej – *centered MA*) od trendu (dla wyliczenia trendu zastosowano filtr HP), (ii) odchylenie poziomu produkcji od trendu (zastosowano filtr HP), (iii) odchylenie stopy wzrostu PKB (na podstawie siedmiokwartalnej centrowanej średniej ruchomej) od średniej stopy wzrostu z lat 1960–1990.

29 Należy wspomnieć, że prace Hamiltona (1989; 1990) stanowiły wkład dla wykorzystania podejścia opartego na modelach przełącznikowych Markova (*Markov-switching approach*) w analizach cykli koniunkturalnych. Podejście to rozbudował m.in. Filardo (1994) poprzez uwzględnienie prawdopodobieństwa przełączania między reżimami w czasie (TVTP). Podejście oparte na wykorzystaniu modeli przełącznikowych Markova i modeli VAR (*Markov-switching VAR approach*) do analiz polityki fiskalnej na przykładzie danych dla Japonii wykorzystują np. Ko i Morita (2018).

zmienne: realny PKB, realną konsumpcję, realne inwestycje oraz zatrudnienie w sektorze prywatnym. W obu reżimach ustalona zależność między zmianą wydatków a odpowiedzią PKB była istotna statystycznie, wyniki zaś niewiele się różniły: odpowiednio oszacowany na podstawie zastosowanego modelu współczynnik wpływu zmiany wydatków na realny PKB w „kryzysie” wyniósł około 0,370, a w „normalnych czasach” 0,248. Wpływ transferów na konsumpcję w obu reżimach był zbliżony (współczynnik około 0,149 w „kryzysie” i 0,142 w „normalnych czasach”), a oszacowany współczynnik mierzący wpływ zmian podatków dochodowych okazał się nieistotny. Konsumpcja prywatna podlegała jednak silnemu oddziaływaniu zmiany składek na ubezpieczenia społeczne – w obu reżimach wpływ ten był negatywny, lecz silniejszy w „normalnych czasach” (-0,113) niż w kryzysie (-0,02), przy czym w ostatnim przypadku zależność okazała się nieistotna statystycznie. Wpływ zmiany wydatków państwa na inwestycje okazał się istotny tylko w reżimie, który nie był powiązany z kryzysem, przy czym zaobserwowano w nim silny efekt wypierania. W prowadzonych analizach uzyskano istotny wpływ zmian jednostkowych kosztów pracy oraz inwestycji publicznych na kształtowanie zatrudnienia w sektorze prywatnym, ale związek ten był odmienny w obu reżimach: w przypadku „normalnych czasów” zatrudnienie reagoowało przeciwnie do zmiany jednostkowych kosztów pracy i inwestycji publicznych (ujemny współczynnik), a w okresie zdefiniowanym jako „kryzys” reakcja była jednokierunkowa (współczynnik dodatni). Tym samym na bazie uzyskanych wyników należy wskazać, że obniżka jednostkowych kosztów pracy w reżimie zdefiniowanym jako „normalne czasy” oddziaływała na wzrost zatrudnienia, w kryzysie zaś na spadek zatrudnienia. Takie wyniki sugerują niską skuteczność wpływu obniżek kosztów pracy na stymulowanie zatrudnienia w sektorze prywatnym w czasie kryzysu. Co więcej, wnioski z analiz sugerują również, że polityka oparta na redukcji kosztów pracy podejmowana w „kryzysie” może się okazać nieskuteczna. Wzrost inwestycji publicznych w „kryzysie” wywoływał istotny statystycznie i pozytywny wpływ na zatrudnienie w sektorze prywatnym, natomiast w przypadku reżimu obejmującego „normalne czasy” – na spadek zatrudnienia.

Modele wektorowej autoregresji z parametrami zmiennymi w czasie<sup>30</sup> (TVP-*VAR*, tj. *time-varying parameter VAR*, albo TVC-*VAR*, tj. *time-varying coefficient VAR*, albo TV-*VAR*, tj. *time-varying VAR*) są narzędziami o wielu zaletach, częściej jednak są wykorzystywane w analizach polityki pieniężnej<sup>31</sup> (zob. np. Nakajima,

30 Zob. np. Xing-Qi i Kitagawa, 1993; Neumann, 2003; Neusser, 2016 dla analiz właściwości tych modeli.

31 O wiele częściej zmienne w czasie efekty polityki pieniężnej analizuje się przy wykorzystaniu FAVAR (*factor-augmented VAR*), modeli rozwiniętych przez Bernankego, Boivina i Eliasza (2005) z dynamicznego modelu czynnikowego zaproponowanego przez Stocka i Watsona (2002). Modele FAVAR najczęściej wykorzystują schemat identyfikacji Choleskiego. Ich zaletą jest zwiększenie zawartości informacji w porównaniu z tradycyjnym modelem VAR (zob. Bernanke, Boivin i Eliaz, 2005; Boivin, Kiley i Mishkin, 2010 – jako najbardziej znane przykłady

2011; Cogley i Sargent, 2001; Michaelis i Watzka, 2017; Primiceri, 2005; Del Negro i Primiceri, 2014; Gambetti, Pappa i Canova, 2008; Canova i Gambetti 2009; D'Agostino, Dunne i Pieroni, 2013). Obecnie w identyfikacji szoków w modelach TVC-VAR wykorzystuje się głównie identyfikację opartą na restrykcyjności znaków, zainicjowaną w tej klasie modeli przez Gambettiego, Pappę i Canovę (2008) (zob. Canova i Pérez Forero, 2015). Niewiele opracowań dotyczy zastosowania tych modeli do analiz mnożników fiskalnych, niemniej w ostatnich latach nastąpiło zainteresowanie wykorzystaniem modeli ze zmiennymi parametrami w funkcji reakcji na impuls fiskalny (Kirchner, Cimadomo i Hauptmeier, 2010; Pereira i Lopes, 2010; Gerba i Hauzenberger, 2013).

Na przykład Kirchner, Cimadomo i Hauptmeier (2010) badają reakcję strefy euro na szoki fiskalne na podstawie danych za lata 1980–2008. Z przeprowadzonych analiz wynika, że skuteczność wydatków rządowych w stabilizowaniu realnego PKB oraz prywatnej konsumpcji ulegała zmianom w czasie. Oszacowany mnożnik (*impact multiplier*) wyniósł np. 0,72 w czwartym kwartale 1980 r. i 0,42 w czwartym kwartale 2008 r. Badanie wskazuje na odmienne efekty w podpróbach czasowych: w latach 1980–1985 mnożnik ten (*impact multiplier*) kształtował się nieznacznie poniżej 1, następnie w latach 1985–1990 wzrósł nieco powyżej 1, a w podokresie obejmującym lata 1990–2008 zmalał do około 0,5 na koniec 2008 r. Oznacza to, że krótkookresowa skuteczność wydatków państwa rosła do końca lat osiemdziesiątych, po czym stopniowo malała. Ponadto w przeprowadzonych analizach wskazano, że wyższy wskaźnik relacji długu publicznego do PKB negatywnie oddziaływał na mnożniki długookresowe. Stwierdzono, że czynnikiem determinującym skuteczność wydatków rządowych w krótkim okresie był dostęp do rynku kredytowego (głównie ze względu na zmniejszenie roli równoważności ricardiańskiej). Wykazano także słabą reakcję płac realnych na zaburzenia ze strony wydatków rządowych – w konsekwencji bieżące dochody reagowały słabiej na szoki, a tym samym konsumpcja podmiotów ograniczonych dostępem do rynku kredytowego niewiele wrosła w następstwie zaburzenia fiskalnego.

Próbę zastosowania podejścia narracyjnego w analizie mnożników fiskalnych (dane militarne) zależnych od wyodrębnionych stanów aktywności gospodarczej podjęli Owyang, Ramey i Zubairy (2013) dla Stanów Zjednoczonych (próba czasowa obejmuje I kw. 1890 r. – IV kw. 2010 r.) oraz Kanady (próba czasowa zawarta pomiędzy I kw. 1921 r. – IV kw. 2011 r.). W roli miernika rozgraniczającego stany aktywności gospodarczej przyjęto stopę bezrobocia (w przypadku USA była ona

---

zastosowań modelu). Ponadto modele czynnikowe (w tym *structural factor model* lub *time varying factor model*, lub FAVAR) analizowane i/lub wykorzystywane były również m.in. w: Stock i Watson (2005; 2009), Boivin, Giannoni i Mojon (2008); Del Negro i Otrok (2007); Belke i Rees (2014); Boivin, Giannoni i Stevanović (2013); Potjagailo (2016). W przypadku analiz dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej model FAVAR został wykorzystany w pracy Benkovskis, Bessonovs, Feldkircher i Wörz (2011) do oceny wpływu kontrakcji monetarnej w strefie euro na gospodarkę Polski, Czech i Węgier.

równa 6,5%, co spowodowało, że około 1/3 obserwacji znalazła się powyżej progu, a w przypadku Kanady próg dla stopy bezrobocia wyniósł 7%, co oznaczało, że około 50% obserwacji znalazło się powyżej progu). Badanie, oparte na modelu Auerbacha i Gorodnichenki (2012b), wsparte zostało podejściem Jordy (2005) oraz narracyjną identyfikacją rozszerzającą jedną z tych zaproponowanych przez Ramey (2011) (tj. tę prowadzoną na podstawie zmiennej wyrażającej zmiany w oczekiwanej bieżącej wartości wydatków rządowych wywołanych przez zdarzenia militarne). W badaniu estymowano następujący zbiór regresji dla każdego horyzontu czasowego  $h$ :

$$z_{t+h} = I_{t-1} \left[ \alpha_{Ah} + \psi_{Ah}(L)y_{t-1} + \Omega_{Ah}(L)g_{t-1} + \beta_{Ah} \frac{news_t}{Y_{t-1}} \right] + \\ + (1 - I_{t-1}) \left[ \alpha_{Bh} + \psi_{Bh}(L)y_{t-1} + \Omega_{Bh}(L)g_{t-1} + \beta_{Bh} \frac{news_t}{Y_{t-1}} \right] + QT + \varepsilon_t \quad (44),$$

gdzie:  $QT$  – trend kwadratowy,  $z$  – funkcja albo realnego PKB *per capita* ( $Y$ ), albo wydatków rządowych ( $G$ ),  $y$ ,  $g$  – logarytmy tych zmiennych,  $h$  – horyzont czasowy,  $I$  – zmienna sztuczna przyjmująca wartość 1, gdy stopa bezrobocia znajduje się powyżej progu,  $news$  – zmiana w oczekiwanej bieżącej wartości wydatków rządowych wywołana przez zdarzenia militarne,  $L$  – operator opóźnień. Ponadto dopuszczono zmienność współczynników (z wyjątkiem trendu) zależnie od tego, czy stopa bezrobocia znajduje się powyżej ( $A$ ), czy poniżej ( $B$ ) ustalonego progu.

W szczególności zmienne  $z$  określono jako:

$$\frac{Y_{t+h} - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} \approx \ln(Y_{t+h}) - \ln(Y_{t-1}) \quad (45)$$

oraz

$$\frac{G_{t+h} - G_{t-1}}{Y_{t-1}} = \frac{G_{t+h} - G_{t-1}}{G_{t-1}} \cdot \frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} \approx [\ln(G_{t+h}) - \ln(G_{t-1})] \frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} \quad (46).$$

Wykorzystano podejście Jordy (2005), gdyż – jak zauważono – w danym systemie trudno ustalić mnożniki, opierając się na standardowym VAR.

W badaniu, na podstawie przyjętych założeń, dokonano wariantowych ustaleń wielkości mnożników. Przykładowo, uzyskane dla Stanów Zjednoczonych mnożniki maksymalne były niższe niż 1 niezależnie od reżimu (0,83 w okresie wysokiego bezrobocia, 0,93 w okresie niskiego bezrobocia, 0,88 w modelu liniowym). W przypadku mnożników maksymalnych szacowanych dla Kanady wyraźniej zaznaczały się rozbieżności w obu reżimach. W liniowej specyfikacji mnożnik maksymalny wyniósł 0,57, z kolei dla okresów ze stopą bezrobocia powyżej ustalonego progu (pogorszenie koniunktury) wyniósł 0,65, a dla okresów poniżej ustalonego progu („normalne” czasy) wyniósł 0,49. Na podstawie analizy mnożników



maksymalnych oraz przedstawionego zestawu pozostałych oszacowań mnożników stwierdzono, że zastosowane podejście nie dostarczyło jednoznacznych dowodów empirycznych wskazujących na zróżnicowanie mnożników w zależności od stanów aktywności gospodarczej w USA, natomiast zróżnicowanie to uzyskano w przypadku Kanady (dodatkowo zaprezentowane oszacowania wybranych mnożników w okresach z podwyższoną stopą bezrobocia były w Kanadzie nawet trzykrotnie wyższe od tych ustalanych w analogiczny sposób dla okresów, w których stopa bezrobocia kształtowała się poniżej wyznaczonego progu).

### 3.5. Wybrane podejścia alternatywne

W przypadku krajów, dla których pojawiają się problemy z ustaleniem mnożników fiskalnych w sposób bezpośredni (np. ze względu na zbyt krótkie szeregi czasowe), można zastosować podejście opierające się na technice zaproponowanej przez Batini i współautorów (2014a; 2014b) – *bucket approach*. Podejście to zmierza do wyznaczenia mnożników w sposób pośredni, poprzez wykorzystanie oszacowań mnożników dostępnych dla innych krajów. Metoda ta szczególnie polecana jest dla ustalenia mnożników dla krajów o niskim dochodzie oraz gospodarek wschodzących, przy czym w zaproponowanym podejściu przyjmuje się, że na wielkość mnożników w tych krajach mają wpływ czynniki podobne do tych, które kształtują mnożniki w gospodarkach zaawansowanych. Podejście Batini i współautorów (2014a; 2014b) opiera się na trzech krokach, w których następuje ustalenie mnożnika pierwszorocznego. W kroku pierwszym dokonuje się przypisania każdemu z analizowanych krajów liczby punktów zależnie od strukturalnych charakterystyk, jakie występują w ocenianym kraju, przy czym w zaproponowanym podejściu analizie podlega sześć charakterystyk determinujących wysokie mnożniki, spełnienie zaś progów ustalonych dla tych charakterystyk skutkuje przypisaniem wartości 1, a 0 w przeciwnym wypadku, tj. gdy realizacja danej charakterystyki nie mieści się w wyznaczonych progach. Pod uwagę wzięto m.in.: (i) niski poziom otwartości gospodarki, (ii) silne sztywności rynku pracy, (iii) niski zakres działania automatycznych stabilizatorów, (iv) sztywny lub usztywniony (*quasi-fixed*) kurs walutowy, (v) niski (bezpieczny) poziom długu publicznego w relacji do PKB (w tym przypadku definicja tego poziomu różniła się dla grupy krajów ocenianych (40% PKB) i tych, które stanowiły podstawę oceny (100% PKB), przy czym wskazano na pewne zastrzeżenia), (vi) efektywne zarządzanie wydatkami publicznymi oraz administrowanie dochodami. Z wyjątkiem bezpiecznego poziomu długu publicznego, definicje tych uwarunkowań oraz zakres progów przyjmuje się za identyczne dla wszystkich krajów. W kroku drugim następuje zsumowanie punktów (przy

założeniu, że każdej strukturalnej charakterystyce przypisano identyczną wagę) w celu ustalenia potencjalnego poziomu pierwszorocznego mnożnika w „normalnych czasach”, przy czym dokonano podziału na kraje, dla których oszacowania mnożnika były niskie (0,1–0,3), średnie (0,4–0,6) i wysokie (0,7–1,0). Przedstawiony zakres mnożników w podziale na trzy grupy został w dużej mierze oparty na wnioskowaniu przeprowadzonym na podstawie literatury przedmiotu. W zaproponowanym przez autorów podejściu dla krajów o punktach mieszczących się w zakresie od 0 do 3 przyjęto założenie o niskim mnożniku, dla sumy punktów w granicach 3–4 – o średnim mnożniku, tj. mnożniku z przedziału 0,4–0,6, a dla sumy punktów z przedziału 4–6 – o wysokim mnożniku, tj. mieszczącym się w granicach 0,7–1,0. Ze względu na to, że suma punktów wynosząca 3 i 4 jest niekonkluzywna, zasugerowano, że przypisania do przedziałów mnożnika należy dokonać na podstawie dodatkowej analizy czynników specyficznych dla ocenianego kraju. Krok trzeci dotyczy korekty zakresu mnożników zależnie od czynników, które wytrącają indywidualną gospodarkę z „normalnych” czasów<sup>32</sup>.

Podkreślono, że podejście to nie powinno być wykorzystywane w sposób mechaniczny, gdyż jedynie dostarcza wskazówek dla ustalenia mnożników, zwłaszcza że mnożniki dla „normalnych czasów” zostały skalibrowane na podstawie gospodarek zaawansowanych, a zakres ich korekty jest oparty na ogólnych wytycznych. Dlatego też korekta ta powinna być uzupełniona o dostępną literaturę, teorię ekonomiczną, a zwłaszcza analizę specyficznych uwarunkowań gospodarek, dla których ustalane są mnożniki.

W literaturze można spotkać także opracowania, w których prezentowane są mnożniki fiskalne ustalane na podstawie podejścia opartego na metaanalizie (*meta analysis*) i metaregresji. Na przykład Gechert i Will (2012)<sup>33</sup> wykorzystali

32 Przykładowo, (i) dostosowanie do wahań koniunkturalnych przebiegało w ten sposób, że w okresach wyraźnych recesji (najniższe ujemne oszacowania luki produkcyjnej) obie granice przedziału powiększono o 60%, a w przypadku ekspansji (najwyższe oszacowania dodatniej luki popytowej) obniżano o 40%, w przypadku różnic znaczących (lecz nie maksymalnych) następowało odpowiednie dostosowanie pomiędzy 0 a wskazanymi wielkościami granicznymi, (ii) dostosowanie do pozycji polityki monetarnej – np. w przypadku całkowicie ograniczonej polityki pieniężnej ze względu na występowanie nominalnej stopy procentowej w *zero lower bound* obie granice przedziału zwiększono o 30%, a gdy ograniczenie polityki monetarnej następowało z powodu oddziaływania innych czynników – dokonano zwiększenia obu granic o 0–30%. W konsekwencji zakres przedziałów mnożników dostosowany do wyżej wymienionych czynników można było opisać następująco:  $M = M_n \times (1+cycle) \times (1+mon)$ , gdzie  $M$  – mnożnik po korekcie,  $M_n$  – mnożnik dla „normalnych” czasów ustalony w kroku drugim,  $cycle$  – czynnik cykliczny (od -0,4 do 0,6),  $mon$  – czynnik odniesiony do pozycji polityki monetarnej (od 0 do 0,3).

33 Podejście czerpie z prac następujących autorów: Stanley i Jarrell (2005), Stanley (2008) oraz Stanley i Doucouliagos (2012), a w przypadku prac niepowiązanych z polityką fiskalną np. Bijmolt i Pieters (2001) – z zakresu analiz w marketingu, Card, Kluge i Weber (2010) – na potrzeby ewaluacji polityki rynku pracy, De Grauwe i Costa Storti (2004) – w obszarze polityki monetarnej. Model jest następujący:  $k_j = \kappa + Z_j\alpha + \delta_i + \varepsilon_j$ ,  $j = 1, \dots, N$ ;  $i = 1, \dots, M$ ;

jedno z tych podejść (*meta regression analysis*) dla zbioru 89 badań nad efektami mnożnikowymi (obejmującym lata 1992–2012) w celu dokonania systematycznego przeglądu dotychczasowych oszacowań<sup>34</sup>. Badanie oraz jego późniejsze rozszerzenia (zob. Gechert, 2015; Gechert i Rannenberg, 2014) wskazują na rozbieżności w rozmiarach mnożników fiskalnych, zależnie od klasy modelu (jak podkreślono, najniższe mnożniki uzyskiwane są w modelach RBC), metody estymacji czy innych najczęściej uwzględnianych w tego typu badaniach czynników (np. akomodacja monetarna, rodzaj impulsu fiskalnego, schemat identyfikacji). Uzyskane wyniki wskazują, że mnożniki wydatków rządowych są z reguły wyższe o ponad 0,3 od mnożników podatków (Gechert, 2015; Gechert i Rannenberg, 2014). Z kolei podjęta przez Gecherta i Rannenberga (2014) próba ustalenia mnożników zależnych od stanów koniunktury, oparta na analizie 98 badań empirycznych<sup>35</sup>, pozwoliła zaobserwować, że w okresach recesji mnożniki wydatków rządowych, zależnie od zastosowanego modelu, były wyższe o około 0,6–0,8 w porównaniu z mnożnikami ustalonymi jako średnie w cyklu, tj. przy braku rozróżnienia faz koniunktury. Co więcej, jak ustalono, poza okresami recesji mnożniki uzyskiwane w różnych typach modeli z reguły wskazywały na mniejsze rozbieżności.

## Podsumowanie

W rozdziale przedstawiono wybrane podejścia, które mają zastosowanie w analizach efektów polityki fiskalnej zależnych od stanów aktywności gospodarczej. W tej części pracy zaprezentowano m.in. wybrane wyniki badań opartych

---

$k_j$  – mnożnik  $j$ -tej obserwacji,  $Z_j$  – wektor specyficznych charakterystyk związanych z  $j$ -tą obserwacją,  $\alpha$  – wektor systematycznych efektów  $Z_j$  na  $k_j$ ,  $M$  – liczba analizowanych badań,  $\delta_i$  – wektor specyficznych dla każdego badania zmiennych sztucznych,  $\kappa$  – stała, która oznacza „właściwy” lub „referencyjny” mnożnik. Schemat postępowania w ramach podejścia oraz sposoby rozwiązywania powstałych problemów zostały szczegółowo opisane w każdym artykule.

34 Gechert i Will (2012) dokonali przeglądu 89 prac, co pozwoliło na wyodrębnienie 749 obserwacji, z czego 278 pochodziło z nowokeynesowskich modeli DSGE, 260 z modeli VAR, 94 ze strukturalnych modeli makroekonomicznych, 62 z modeli jednorównaniowych, 55 z modeli RBC. Do ostatecznych analiz wykorzystano jednak 743 obserwacje – z obniżoną liczbą obserwacji dla modeli RBC (po korekcie 54 obserwacje) oraz VAR (po korekcie 255 obserwacji).

35 Gechert i Rannenberg (2014), bazując na 98 badaniach empirycznych, uzyskali 1882 obserwacje, z czego 1609 dotyczyło modeli VAR, a 273 modeli jednorównaniowych. Ponadto 1078 obserwacji obejmowało analizy średnie dla cyklu (tj. bez rozróżniania faz aktywności gospodarczej), 355 – reżimu wzrostowego o dobrej koniunkturze, 449 – reżimu o pogarszającej się koniunkturze oraz okresów kryzysu.

na modelach nowokeynesowskich oraz na zmodyfikowanych modelach klasy VAR, przy czym wspólną cechą obu wspomnianych rodzajów modeli jest to, że umożliwiają wyznaczanie efektów polityki fiskalnej w odmiennych fazach koniunktury.

Przedstawione wyniki wskazują na zróżnicowanie oddziaływania polityki fiskalnej na PKB – w przypadku recesji mnożniki są z reguły wyższe w porównaniu z tymi uzyskiwanymi dla okresów ekspansji (np. Auerbach i Gorodnichenko, 2012a; 2012b; Baum, Poplawski-Ribeiro i Weber, 2012; Fazzari, Morley i Panovska 2013; Coenen, Erceg, Freedman i in., 2012). Mnożniki zależą również od komponentu, jaki został przyjęty do oceny efektów polityki fiskalnej – jak wskazuje przegląd literatury, mnożniki fiskalne ustalone na podstawie wydatków inwestycyjnych lub wydatków militarnych są wyższe np. od tych ustalanych dla wydatków konsumpcyjnych.

Analizę odmiennego oddziaływania polityki fiskalnej w recesji i ekspansji w przypadku modeli klasy VAR najczęściej przeprowadza się na podstawie rozróżnienia pomiędzy reżimami (np. w modelach TVAR), natomiast w przypadku modeli DSGE poprzez wprowadzenie „złych czasów”, co związane jest z przyjęciem specyficznych założeń, np. w postaci pułapki płynności czy zera jako dolnej granicy nominalnej krótkookresowej stopy procentowej. W kontekście uwarunkowań makroekonomicznych symulacje prowadzone w modelach teoretycznych zyskały na znaczeniu – wynika to z ograniczeń ustalania mnożników w recesji i w pułapce płynności ze względu na dotychczas nieliczne lub krótkotrwałe obserwacje tych okresów. Rozróżnienie efektów polityki fiskalnej w „dobrych” i „złych” czasach podyktowane było m.in. skalą błędów prognoz w zakresie potencjalnych skutków konsolidacji fiskalnych podejmowanych w „złych” czasach (zob. Parker, 2011; Blanchard i Leigh, 2013), które zweryfikowane zostały w pierwszych latach po wybuchu globalnego kryzysu finansowo-gospodarczego z 2008 r. W literaturze podkreśla się, że zastosowanie nieliniowego podejścia umożliwia uzyskanie dla „złych czasów” mnożników, które mogą być wyższe niż 1. Jak jednak zauważają m.in. Ramey i Zubairy (2018) na podstawie badania wykorzystującego różne specyfikacje modeli opartych na rozróżnianiu stanów koniunktury dla Stanów Zjednoczonych, mnożniki wydatków rządowych uzyskiwane w tego typu modelach dla okresów zbliżonych do recesji (tj. „złych” czasów) z reguły nie przekraczały 1, lecz na wyniki oddziaływały m.in. specyfikacja, rodzaj modelu lub zastosowana identyfikacja zaburzeń.

W przypadku krajów rozwijających się, ze względu na dostępność zbyt krótkich szeregów czasowych, ujawniają się ograniczenia w ustalaniu mnożników zależnych od stanów koniunktury. Jednym ze sposobów przezwyciężenia tych problemów jest zastosowanie podejścia, które odpowiednio koryguje mnożniki dostępne dla krajów o wyższym poziomie rozwoju. W tym podejściu zakres poprawy mnożników zależy od strukturalnych uwarunkowań krajów rozwijających się i gospodarek wschodzących (zob. np. Batini i in., 2014a; 2014b).

Przytoczone przykłady wskazują, że w „złych” czasach mnożniki wydatków rządowych (czterokwartalne) kształtują się powyżej 1 (średnio 1–1,5, w pojedynczych przypadkach dużo wyżej), choć i na tym tle pojawiają się wątpliwości (zob. np. Ramey i Zubairy, 2018), natomiast w „dobrych” czasach mnożniki wydatków rządowych raczej nie przekraczają 1 (w modelach teoretycznych wyniki wskazują na 0,5–1, a nieco wyższe mnożniki, w tym wyższe niż 1, można uzyskać w modelach klasy VAR). Gromadzone na podstawie dostępnej literatury informacje o mnożnikach umożliwiły np. w badaniach Gecherta (2015) oraz Gecherta i Rannenberga (2014), opartych na technikach metaanalizy, sformułować wnioski w zakresie istnienia zależności oszacowań mnożników od zastosowanego narzędzia analitycznego, co może stanowić dodatkowy wkład do debaty dotyczącej znaczenia mnożników fiskalnych w analizie efektów polityki fiskalnej oraz roli stabilizacyjnej polityki fiskalnej.

## Rozdział 4

# Badanie empiryczne dla Polski

## Wprowadzenie

Oddziaływanie polityki fiskalnej na PKB ujmowane jest dość szeroko w literaturze przedmiotu, co starano się podkreślić w poprzednich rozdziałach. Zdecydowana większość prezentowanych badań dotyczy mnożników fiskalnych ustalanych dla gospodarek zaawansowanych, w tym Stanów Zjednoczonych oraz rozwiniętych krajów Europy Zachodniej. Należy jednak wskazać, że w ostatnich latach coraz więcej tego typu analiz prowadzonych jest również dla krajów mniej rozwiniętych, w tym krajów Europy Środkowo-Wschodniej.

W niniejszym rozdziale podjęto próbę ustalenia siły oddziaływania instrumentów polityki fiskalnej na PKB w Polsce. Przyjęty przedział czasowy opiera się na danych kwartalnych i ze względu na dostępność danych obejmuje okres zawarty pomiędzy pierwszym kwartałem 1999 r. i drugim kwartałem 2018 r. Należy podkreślić, że przyjęty przedział uwzględnia szczególny okres w gospodarce światowej, związany z konsekwencjami, jakie wywołał globalny kryzys finansowo-gospodarczy z początków XXI w. Tym samym dostępność danych umożliwia rozdzielenie szeregów czasowych na dwie próby, w których szacowane będą efekty, jakie polityka fiskalna wywoływała przed kryzysem oraz w okresie ogólnoswiatowego kryzysu gospodarczego i w latach po nim następujących, w których utrzymywały się konsekwencje załamania, doświadczane w licznych gospodarkach w różnym zakresie.

W kontekście oceny danych makroekonomicznych za lata przypadające na okres Wielkiej Recesji, w Polsce kryzys (rozumiany jako ujemne tempo wzrostu realnego PKB utrzymujące się w okresie co najmniej dwóch kolejnych kwartałów) nie miał miejsca<sup>1</sup>. Gospodarka Polski, jako gospodarka otwarta, była jednak

---

1 W komunikacie National Bureau of Economic Research z 20 września 2010 r. (NBER, 2010) ogłoszono, że instytucja ta nie definiuje recesji w kategoriach dwóch kolejnych kwartałów spadku realnego PKB, lecz rozpoznaje ją, gdy następuje znaczny spadek aktywności gospodarczej

narazona na negatywne konsekwencje światowych zaburzeń koniunkturalnych, czego wyrazem było obniżenie tempa wzrostu gospodarczego kraju. Ponadto Polska, jako członek Unii Europejskiej, podlegała w czasie światowego kryzysu i w okresie pokryzysowym wytycznym i obostrzeniom w zakresie prowadzenia polityki fiskalnej formułowanym na szczeblu unijnym, co również oddziaływało na prowadzenie polityki fiskalnej w kraju. Tym samym wdrożono wiele dostosowań w obszarze finansów publicznych, na co składało się m.in. wprowadzenie do procesu budżetowego stabilizującej reguły wydatkowej<sup>2</sup> czy wypełnianie zaleceń związanych z nałożoną na Polskę drugą procedurą nadmiernego deficytu (obejmującą lata 2009–2015).

W zaprezentowanym badaniu wykorzystano strukturalny model VAR (SVAR) z dekompozycją szoków opartą na schemacie zaproponowanym przez Blancharda i Perottiego (2002). W podstawowym badaniu empirycznym, ze względu na długość szeregów czasowych, wykorzystano model SVAR z trzema zmiennymi: PKB, wydatki rządowe (ujmujące łączne wydatki rządowe na konsumpcję i inwestycje) oraz podatki netto (tj. dochody podatkowe pomniejszone o transfery). Uzyskane wyniki stanowią podstawę do sformułowania konkluzji i podsumowania realizacji celu pracy.

## 4.1. Model SVAR z trzema zmiennymi endogenicznymi – badanie na pełnej próbie czasowej

### 4.1.1. Model podstawowy

Analizę wpływu szoków fiskalnych na gospodarkę Polski oparto na strukturalnym modelu VAR z trzema zmiennymi, którego ogólna postać jest następująca:

---

rozpowszechniony w całej gospodarce, trwający dłużej niż kilka miesięcy, odzwierciedlony spadkiem realnego PKB, realnych dochodów, zatrudnienia, produkcji przemysłowej, sprzedaży hurtowej itp.

2 Jej wdrożenie traktowane jest jako przejaw implementacji dyrektywy Rady 2011/85/UE z dnia 8 listopada 2011 r. w sprawie wymogów dla ram budżetowych państw członkowskich, wprowadzonej w życie z dniem 28 grudnia 2013 r. i pomocniczo wykorzystanej po raz pierwszy przy opracowywaniu budżetu na rok 2014, a wiążąco od projektu ustawy budżetowej na rok 2015. Wejście w życie tej reguły zawiesiło czasowe działanie tzw. wydatkowej reguły dyscyplinującej, wdrożonej w 2011 r.

$$\mathbf{A}\mathbf{x}_t = \sum_{j=1}^p \Psi_j \mathbf{x}_{t-j} + \Pi \mathbf{v}_t + \mathbf{B}\mathbf{e}_t \quad (47),$$

gdzie:

$\mathbf{x}_t$  – wektor zmiennych endogenicznych, przy czym  $\mathbf{x}_t = [G_t \ Y_t \ R_t]'$ ,  $G_t$  – odsezonowany logarytm urealnionych wydatków rządowych,  $Y_t$  – odsezonowany logarytm urealnionego PKB,  $R_t$  – odsezonowany logarytm urealnionych podatków netto,

$\Psi_j$  – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych endogenicznych,

$p$  – rząd opóźnień,

$\Pi$  – macierz parametrów dla zmiennych deterministycznych,

$\mathbf{v}_t$  – wektor zmiennych deterministycznych,

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

Szacowania parametrów dokonano na podstawie postaci zredukowanej modelu, której reprezentacja została zapisana formułą (48):

$$\mathbf{x}_t = \sum_{j=1}^p \Gamma_j \mathbf{x}_{t-j} + \Phi \mathbf{v}_t + \mathbf{u}_t \quad (48).$$

Zapis (48) wynika z poniższych zależności:

$$\Gamma_j = \mathbf{A}^{-1} \Psi_j \quad (49),$$

$$\Phi = \mathbf{A}^{-1} \Pi \quad (50),$$

$$\mathbf{u}_t = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B}\mathbf{e}_t \quad (51),$$

gdzie równanie (51) wiąże reszty postaci<sup>3</sup> zredukowanej modelu z właściwymi szokami strukturalnymi. Oznacza to, że zależność pomiędzy resztami postaci zredukowanej oraz szokami strukturalnymi, wynikającą z równania (51), można przedstawić następująco:

$$\mathbf{A}\mathbf{u}_t = \mathbf{B}\mathbf{e}_t \quad (52).$$

Powyższa zależność stanowi reprezentację modelu  $\mathbf{AB}$  (*AB-model*, zob. np. Lütkepohl, 2005) z restrykcjami nakładanymi zarówno na elementy macierzy  $\mathbf{A}$ , jak i  $\mathbf{B}$ . Postać macierzy wariancji-kowariancji reszt formy zredukowanej  $\Sigma_u$ , oparta na zależnościach (51) i (52), jest określona następująco:

$$\Sigma_u = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \Sigma_e \mathbf{B}' \mathbf{A}' = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \mathbf{B}' \mathbf{A}' \quad (53),$$

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).

3 W dalszej części pracy reszty postaci zredukowanej modelu są zamiennie określane resztami lub resztami modelu.



Podstawę identyfikacji stanowi połączenie strukturalnego VAR z podejściem naracyjnym, opartym na wykorzystaniu instytucjonalnych informacji z zakresu systemu podatkowego i transferów, w tym na uwzględnieniu opóźnień w realizacji polityki fiskalnej. Zastosowane podejście związane jest z nakładaniem restrykcji na równoczesne zależności w modelu, gdyż bez ich uwzględnienia zaburzenie (szok) w jednej zmiennej w tym samym okresie oddziałuje na pozostałe zmienne systemu. W związku z powyższym, ze względu na występowanie opóźnień w polityce fiskalnej oraz istnienie automatycznych stabilizatorów, konieczne jest przyjęcie stosownej systematyki szoków. W schemacie Blancharda i Perottiego (2002) reszty postaci zredukowanej modelu stanowią liniowe kombinacje strukturalnych szoków, co reprezentuje równanie (51). 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

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

(52) można zapisać następująco:

$$\begin{bmatrix} -a_1 & -a_2 & 0 \\ -a_3 & -a_4 & -a_5 \\ 0 & -a_6 & -a_7 \end{bmatrix} \mathbf{u}_t = \begin{bmatrix} b_1 & 0 & b_4 \\ 0 & b_2 & 0 \\ b_5 & 0 & b_3 \end{bmatrix} \mathbf{e}_t, \quad (54),$$

gdzie wektor  $\mathbf{u}_t$  reprezentuje wektor reszt postaci zredukowanej, natomiast  $\mathbf{e}_t$  to wektor zaburzeń strukturalnych.

Elastyczność dochodów (rozumianych również jako podatki netto<sup>4</sup>) reprezentowana jest w powyższym zapisie elementem  $a_6$ . Elastyczności te ustalono egzogenicznie na podstawie oszacowań Price'a, Dang i Botev (2015). Kolejne dwa elementy macierzy  $\mathbf{A}$ , tj.  $a_3$  oraz  $a_5$ , określają odpowiednio wrażliwość PKB na zmiany wydatków oraz dochodów i są one szacowane. Element  $a_2$  informuje o wrażliwości wydatków względem PKB i przyjęto, że jest on równy 0, co wynika z definicji wydatków (suma rządowych wydatków na konsumpcję i na inwestycje), w związku z czym założono, że nie reagują one na zmiany PKB w ramach kwartału. Elementy znajdujące się na przekątnej macierzy  $\mathbf{A}$  przyjęto za równe 1. W badaniu zastosowano wariant, dla którego  $b_4 = 0$ , natomiast element  $b_5$  jest estymowany. Uwzględnienie przedstawionych powyżej restrykcji powoduje, że model jest w pełni identyfikowalny (zob. np. Lütkepohl, 2005), a elementy macierzy  $\mathbf{A}$  i  $\mathbf{B}$  przyjmują postać:

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

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -a_3 & 1 & -a_5 \\ 0 & -a_6 & 1 \end{bmatrix} \text{ oraz } \mathbf{B} = \begin{bmatrix} b_1 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & 0 \\ b_5 & 0 & b_3 \end{bmatrix}, \text{ co w ogólnym zapisie pozwala}$$

przedstawić równanie (54) w postaci:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -a_3 & 1 & -a_5 \\ 0 & -a_6 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^G \\ u_t^Y \\ u_t^R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & 0 \\ b_5 & 0 & b_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^G \\ e_t^Y \\ e_t^R \end{bmatrix} \quad (55).$$

Na podstawie przyjętej identyfikacji szoków zapis (55) można wyrazić jako system równań (56)–(58):

$$u_t^G = b_1 e_t^G \quad (56),$$

$$u_t^Y = a_3 u_t^G + a_5 u_t^R + b_2 e_t^Y \quad (57),$$

$$u_t^R = a_6 u_t^Y + b_3 e_t^R + b_5 e_t^G \quad (58),$$

gdzie  $a_6$  to element macierzy  $\mathbf{A}$  ustalony egzogenicznie, natomiast elementy  $a_3$ ,  $a_5$ ,  $b_1$ ,  $b_2$ ,  $b_3$ ,  $b_5$  podlegają szacowaniu.

#### 4.1.2. Dane w modelu podstawowym

Dane dotyczące PKB oraz dane fiskalne pozyskano z Eurostatu. Zgodnie z podejściem Blancharda i Perottiego (2002) wykorzystano dane o częstotliwości kwartalnej. Ze względu na odmienną rozpiętość dostępnych danych kwartalnych dotyczących PKB (I kw. 1995 r. – III kw. 2018 r.) oraz danych fiskalnych (I kw. 1999 r. – II kw. 2018 r.) badanie oparto na danych obejmujących okres pomiędzy pierwszym kwartałem 1999 r. a drugim kwartałem 2018 r. Dane fiskalne dotyczą sektora instytucji rządowych i samorządowych. Dane bezpośrednio pozyskane z Eurostatu są nieodsezonowane, wyrażone w walucie krajowej i zaprezentowane zgodnie z systemem rachunków ESA 2010.

Zmienne wykorzystane w modelu to odsezonowany logarytm urealnionego PKB ( $Y_t$ ), odsezonowany logarytm urealnionych dochodów ( $R_t$ ) rozumianych zamiennie jako podatki netto, oraz odsezonowany logarytm urealnionych wydatków rządowych ( $G_t$ ).

Na potrzeby niniejszego badania wydatki i podatki netto oparto na następujących definicjach. Wydatki rządowe to suma trzech składników: zużycia pośredniego, kosztów związanych z zatrudnieniem oraz składnika wyrażonego jako akumulacja brutto i nabycie pomniejszone o rozdysponowanie niefinansowych aktywów nieprodukowanych. Z kolei pod pojęciem podatków netto należy rozumieć sumę dochodów budżetowych (do których zaliczono podatki (pośrednie, dochodowe), szeroko rozumiane składki na ubezpieczenia społeczne, transfery

kapitałowe oraz pozostałe transfery bieżące) pomniejszoną o łączne transfery (na które składają się transfery kapitałowe, dotacje, pozostałe transfery bieżące oraz szeroko rozumiane transfery socjalne, inne niż transfery socjalne w naturze oraz transfery socjalne w naturze – nabyta produkcja rynkowa). Należy podkreślić, że skonstruowane zmienne są wynikiem odpowiedniego dostosowania danych i zostały urealnione kwartalnym wskaźnikiem CPI (2010 = 100).

Wymienione powyżej urealnione dane zostały zlogarytmowane oraz odsezonowane (pozyskane dane cechuje sezonowość, którą wyeliminowano poprzez zastosowanie metody wyrównywania sezonowego). W tym badaniu odsezonowania zmiennych fiskalnych oraz PKB dokonano na podstawie metody TRAMO/SEATS.

Szeregi czasowe zmiennych  $G_t$ ,  $Y_t$ ,  $R_t$  zaprezentowano na rysunku 1 w załączniku 1.

Parametr  $a_6$  w modelu podstawowym określa elastyczność podatków netto. Jak już wspomniano, wartość parametru została skalkulowana egzogenicznie z wykorzystaniem informacji o elastycznościach wybranych kategorii wydatków i dochodów budżetowych względem produkcji, zaprezentowanych w opracowaniu Price'a, Dang i Botev (2015). Elastyczność podatków netto obliczono jako średnią ważoną, przy czym dokonując kalkulacji, zastosowano dwa podejścia. W podejściu pierwszym wagi stanowią odrębne udziały poszczególnych kategorii dochodów w ogólnej sumie dochodów budżetowych (składających się na definicję podatków netto wyrażonych zmienną  $R_t$ ) oraz odrębne udziały transferów w ogólnej sumie transferów (również składających się na definicję podatków netto wyrażonych zmienną  $R_t$ ). W drugim podejściu (wariant 2) wagi stanowią udział poszczególnych kategorii dochodów lub wydatków w podatkach netto ogółem<sup>5</sup>.

Należy podkreślić, że prezentowane w Eurostacie (z wykorzystaniem systemu rachunków narodowych ESA 2010) kategorie kwartalnych wpływów podatkowych charakteryzuje wysoki stopień agregacji – są one prezentowane w podziale na podatki pośrednie (podatki związane z produkcją i importem) i podatki bezpośrednie (podatki bieżące od dochodów, majątku itp.), natomiast m.in. badania

5 Wartość parametru  $a_6$  została określona poprzez wykorzystanie elastyczności poszczególnych podatków względem ich baz:

$$a_6 = \sum_i \eta_{(T_i, B_i)} \eta_{(B_i, Y)} \frac{T_i}{T}$$

gdzie:  $\eta_{(T_i, B_i)}$  – elastyczność  $i$ -tego podatku względem jego bazy podatkowej,  $\eta_{(B_i, Y)}$  – elastyczność  $i$ -tej bazy podatkowej względem produkcji. Różnica między wariantami polega na podejściu do kwestii wag, tj. elementu  $T_i/T$ . W wariantcie 1 są one traktowane odrębnie dla dochodów i wydatków, z kolei w wariantcie 2 wielkość  $T$  wyraża całkowite dochody (podatki netto), zaś  $T_i$  przyjmuje wartości dodatnie dla dochodów i ujemne dla wydatków. Wariant 1 wynika z adaptacji np. metody opisanej przez Mourre'a, Astaritę i Princen (2014), stosowanej dla wyznaczenia semi-elastyczności salda budżetowego. Zbliżone do tego podejście przyjmuje m.in. Grdović Gnip (2014), szacując elastyczność podatków netto w badaniu prowadzonym dla Chorwacji.

Price'a i współautorów (2014; 2015) prezentują szacunkowe informacje o elastycznościach mniej zagregowanych kategorii podatków względem luki PKB, ujmując je w podziale na podatki pośrednie, podatki od dochodów lub zysków przedsiębiorstw oraz podatki od dochodów osobistych. W związku z powyższym na potrzeby niniejszego badania przy ustalaniu elastyczności posłużono się danymi rocznymi, które dostarczają informacji o mniej zagregowanych kategoriach dochodów podatkowych. Informacje o rocznych dochodach podatkowych oparto na danych prezentowanych przez Eurostat. W celu kontynuacji przyjętego postępowania dane te urealniono wskaźnikiem CPI (2010 = 100). Ze względu na okres analiz podejmowanych w badaniu (pełna próba obejmuje dane kwartalne z okresu pomiędzy pierwszym kwartałem 1999 r. a drugim kwartałem 2018 r.) oraz dostępność danych rocznych dla wybranych kategorii dochodów podatkowych (1995–2016) elastyczności wyliczono na podstawie danych rocznych za lata 1999–2016.

Zastosowanie obu wariantów wyliczania elastyczności prowadzi do rozbieżności w uzyskanych wynikach. Zaadaptowanie wariantu 1 prowadzi do wyniku  $a_6 = 1,0896$ , natomiast przy zastosowaniu podejścia 2 uzyskany wynik jest ponad dwukrotnie wyższy i wynosi  $a_6 = 2,4998$ .

Ustalone we wspomniany sposób elastyczności są wyższe niż w badaniu Hauga, Jędrzejowicza i Sznajderskiej (2013) dla Polski, w którym parametr elastyczności podatków przyjęto na poziomie 0,95. Z kolei w badaniu Crespo Cuaresmy, Ellera i Mehrotry (2011) prowadzonym dla Polski oraz czterech innych krajów Europy Środkowo-Wschodniej (tj. Słowenii, Czech, Słowacji i Węgier) elastyczność podatków netto w gospodarce otwartej ustalono na identycznym dla każdego kraju poziomie wynoszącym 0,8. Należy wspomnieć, że wynik  $a_6 = 2,4998$  jest zbliżony do wyniku, który Blanchard i Perotti (2002) uzyskali w swoim badaniu dla Stanów Zjednoczonych (przyjęta w ich badaniu średnia wartość parametru wyniosła 2,08).

### 4.1.3. Wyniki badania empirycznego

W modelu podstawowym uwzględniono trzy zmienne:  $G_t$ ,  $Y_t$ ,  $R_t$ , zdefiniowane w części opisującej dane.

Zmienne te poddano testowaniu na istnienie pierwiastka jednostkowego. W tym celu przeprowadzono test stacjonarności zmiennych, wykorzystując test ADF oraz test Phillipsa–Perrona (1988). W przypadku testu ADF długość opóźnień została ustalona przy wykorzystaniu kryterium Schwarzera, a w przypadku testu Phillipsa–Perrona szerokość pasma wybrano, opierając się na procedurze Neweya–Westa (1994). Wyniki obu testów wskazują, że zmienne fiskalne i PKB są niestacjonarne na poziomach i zintegrowane w stopniu pierwszym. Wyniki testów dla zmiennych z modelu bazowego zobrazowano w tabeli 1 w załączniku 1.

Pomimo wyników wspomnianych testów uznano, że szacowanie modeli zostanie przeprowadzone z uwzględnieniem poziomów zmiennych, co ma znaczenie dla parametrów modelu wektorowej autoregresji i funkcji reakcji na impuls (zob. np. Tenhofen, Wolff i Heppke-Falk, 2010). Jak argumentowali już m.in. Sims (1980) oraz Sims, Stock i Watson (1990), model VAR służy ustaleniu zależności między zmiennymi, nie jest zaś jego celem ustalenie oszacowań parametrów. Przykładem tego podejścia jest m.in. model VAR z badania Mountforda i Uhliga (2009). Podobnie Canova (2007) wskazuje, że szacowanie modeli VAR na poziomach jest możliwe w sytuacji, gdy zastosowane testy sugerują niestacjonarność zmiennych. Takie podejście (model VAR na poziomach) w badaniach z zakresu ustalania mnożników fiskalnych stosują m.in. Haug, Jędrzejowicz i Sznajderska (2013), Grdović Gnip (2014), Baranowski i in. (2016) czy Krajewski (2017).

Uwzględniając literaturę przedmiotu, szacowano model, który oprócz zmiennych  $Y_t$ ,  $G_t$  oraz  $R_t$  zawiera m.in. wyraz wolny, zmienną zero-jedynkową przyjmującą wartość 1 w drugim kwartale 2004 r. (wejście Polski do Unii Europejskiej). W modelu uwzględniono również zmienną zero-jedynkową, która przyjmuje wartość równą 1, począwszy od czwartego kwartału 2008 r. (zmienna  $z_t$ )<sup>6</sup>. Wybór czwartego kwartału 2008 r. oparto na umownej dacie wybuchu światowego kryzysu finansowo-gospodarczego – 15 września 2008 r.<sup>7</sup> Ze względu na to, że data ta przypada na koniec trzeciego kwartału 2008 r., a następstwa w sferze finansowej i realnej w wielu krajach wystąpiły z opóźnieniem, za początek negatywnego oddziaływania kryzysu na gospodarkę Polski przyjęto czwarty kwartał 2008 r. Zmienna  $z_t$  związana jest tym samym z oddziaływaniem gospodarki światowej na gospodarkę Polski w okresie kryzysu i w okresie pokryzysowym. W szczególności wprowadzenie tej zmiennej zostało podyktowane analizami dotyczącymi kształtowania się ujemnej luki popytowej w strefie euro (zob. Szörfi i Tóth, 2018). Ponadto, częściowo adaptując wnioski m.in. z podejścia Blancharda i Perottiego (2002), model oszacowano z uwzględnieniem liniowego trendu deterministycznego oraz bez tej zmiennej.

Następnie, po ustaleniu specyfikacji, zbadano długość opóźnień modelu. Do podjęcia decyzji o długości opóźnień modelu wykorzystano wnioski z kryterium informacyjnego AIC (Akaike), kryterium informacyjnego SC (Schwarz) oraz kryterium informacyjnego HQ (Hannana–Quinna). Testowano długość opóźnień przy założeniu maksymalnej liczby wynoszącej cztery opóźnienia. Wyniki uzyskane przy zastosowaniu kryteriów dla modelu z trendem liniowym i bez tej zmiennej zaprezentowano w tabeli 1 w załączniku 2.

6 Wprowadzone zmienne sztuczne oraz trend okazały się (łącznie) istotne statystycznie. Do weryfikacji hipotezy zastosowano test ilorazu wiarygodności, którego statystyka ma rozkład  $\chi^2$ .

7 Ogłoszenie upadłości przez amerykański bank inwestycyjny Lehman Brothers.

W badaniu postanowiono skonstruować modele z opóźnieniami wskazanymi przez kryteria informacyjne, a następnie przetestować właściwości reszt – przede wszystkim badano je pod kątem autokorelacji. Ze względu na krótkie szeregi czasowe do wnioskowania postanowiono przyjąć modele, które są stabilne i których reszty nie wykazują autokorelacji. Przyjęto, że jeśli model z najniższą liczbą opóźnień nie będzie spełniał założeń w zakresie braku autokorelacji reszt, zostanie rozszerzony o większą liczbę opóźnień w granicach zakreślonych wnioskami wynikającymi z zastosowania kryteriów informacyjnych. Wyniki badania autokorelacji reszt dla każdego modelu z liczbą opóźnień wskazaną przez kryteria informacyjne pokazano w tabelach 2a oraz 2b w załączniku 2. Należy zaznaczyć, że w każdym przypadku testowano rząd autokorelacji analogiczny do liczby opóźnień wskazanej kryteriami informacyjnymi.

W przypadku modelu bez trendu kryteria informacyjne wskazują na opóźnienie w liczbie od 1 do 2. Początkowo zbudowano model z jednym opóźnieniem, wskazywał on jednak, przy danej specyfikacji modelu i z przyjętymi definicjami zmiennych, na odrzucenie hipotezy zerowej o braku autokorelacji pierwszego rzędu. W konsekwencji model rozszerzono do dwóch opóźnień, przeprowadzony test wskazał zaś na stwierdzenie braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej<sup>8</sup>. Wyniki testów na autokorelację zamieszczono w tabeli 2a (w przypadku testowania autokorelacji pierwszego rzędu) oraz 2b (dla łącznego testu dotyczącego autokorelacji wyższych rzędów) w załączniku 2. Model ten nie spełniał jednak założenia stabilności (zob. tabela 3 w załączniku 2). W konsekwencji zrezygnowano z generowania funkcji odpowiedzi impulsowych i nie wykorzystano modelu do dalszych analiz.

W przypadku modelu z identycznym zestawem zmiennych, lecz rozszerzonego o liniowy trend deterministyczny kryteria informacyjne wskazują na uwzględnienie jednego opóźnienia lub czterech opóźnień. Uwzględnienie jednego opóźnienia (w przypadku przyjętej definicji zmiennych oraz specyfikacji modelu) nie likwiduje problemu autokorelacji (zob. tabela 2a w załączniku 2). Natomiast przyjęcie czterech opóźnień pozwala na stwierdzenie braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej dla łącznego testu autokorelacji wyższych rzędów<sup>9</sup>. Z powodu odrzucenia modelu z jednym opóźnieniem postanowiono, zgodnie z zaprezentowanym wcześniej podejściem do analiz, skonstruować model z dwoma opóźnieniami, w przypadku którego możliwe było stwierdzenie braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej dla łącznego testu autokorelacji wyższych rzędów<sup>10</sup>, a ponadto spełnione zostało założenie o stabilności modelu.

8 Dla p-value >  $\alpha = 0,05$ .

9 Dla p-value >  $\alpha = 0,05$ .

10 Dla p-value >  $\alpha = 0,05$  w przypadku rzędu autokorelacji równego 1, ale dla p-value >  $\alpha = 0,01$  w przypadku rzędu autokorelacji równego 2.

Należy wskazać, że uwzględnienie trendu poprawia stabilność modelu niezależnie od liczby uwzględnianych opóźnień modelu, tj. dwóch i czterech (zob. tabela 3 w załączniku 2).

Oszacowania macierzy **A** i **B** dla modeli z dwoma oraz z czterema opóźnieniami przedstawiono w tabeli 4 w załączniku 2. Dodatkowo zawarto w niej oszacowania zależne od wartości parametru  $a_6$ . W każdym modelu (niezależnie od przyjętej wartości parametru  $a_6$ ) uzyskano takie samo oszacowanie parametru  $b_1$  (odchylenie standardowe szoku wydatków rządowych), co wynika z przyjętych założeń w schemacie identyfikacji.

Funkcje reakcji na impuls dla modelu z dwoma opóźnieniami oraz modelu z czterema opóźnieniami dla obu wartości parametru  $a_6$  przedstawiono na rysunku 1a oraz na rysunku 1b w załączniku 2. W konstrukcji odpowiedzi impulsowych uwzględniono szesnastokwartalny horyzont.

Analiza odpowiedzi impulsowych wskazuje pozytywną i zgodną z tzw. stylizowanymi faktami dla modeli VAR reakcję zmiennej  $Y_t$  na szok w wydatkach rządowych (niezależnie od wartości parametru  $a_6$  funkcje reakcji na strukturalne zaburzenie są identyczne). Najsilniejsza reakcja  $Y_t$  na strukturalne zaburzenie w podatkach netto jest jednak znacznie opóźniona – w zależności od liczby opóźnień w modelu odpowiedź ta kształtuje się w dwunastym (model z dwoma opóźnieniami) lub w siódmym (model z czterema opóźnieniami) kwartale po wystąpieniu zaburzenia. Uzyskano również pozytywną odpowiedź podatków netto na dodatni szok wydatkowy. Zależność ta ma znaczenie z punktu widzenia zapewniania równowagi budżetowej. Generalnie (z wyjątkiem kilku pierwszych kwartałów) funkcje reakcji  $Y_t$  na strukturalne zaburzenie w podatkach netto wskazują na ujemną odpowiedź tej zmiennej, niezależnie jednak od przyjętej wartości parametru  $a_6$  i liczby opóźnień modelu reakcja ta jest nieistotna z punktu widzenia wygenerowanych przedziałów błędów. Najsilniejsza reakcja  $Y_t$  na strukturalne zaburzenie w podatkach netto wystąpiła pod koniec szesnastokwartalnego horyzontu.

Dodatkowe uwagi, przeprowadzone jako uzupełnienie analizy funkcji reakcji na impuls, obejmują wnioski z dekompozycji wariancji. Jak zaprezentowano na rysunku 2a oraz na rysunku 2b w załączniku 2, przyjęte definicje zmiennych  $G_t$ ,  $R_t$  oraz specyfikacja modelu wskazują, że w rozpatrywanych modelach w miarę wydłużania horyzontu analiz rośnie wkład szoku wydatkowego w wyjaśnienie zmienności  $Y_t$ . Podobnie wzrasta znaczenie szoku w podatkach netto, przy czym w modelach z wyższą wartością parametru  $a_6$  większy jest wkład tego szoku. Maleje natomiast znaczenie strukturalnego zaburzenia ze strony PKB, co również odzwierciedlają funkcje reakcji na impuls.

Na podstawie funkcji reakcji zmiennej  $Y_t$  na strukturalne zaburzenia oraz na podstawie oszacowań macierzy **A** i **B** ustalono mnożniki wydatków rządowych oraz mnożniki podatków netto. W tabelach 3 i 4 przedstawiono odpowiednio mnożniki interpretowane jako elastyczności oraz mnożniki interpretowane w jednostkach pieniężnych dla wybranych okresów.

**Tabela 3.** Mnożniki wydatków rządowych interpretowane jako elastyczności

	Max	Pierwszy kwartał	Czwarty kwartał
Model z dwoma opóźnieniami	0,2328* (12)	0,0680*	0,1443*
Model z czterema opóźnieniami	0,2695* (7)	0,0676*	0,2132*

\* istotność oszacowań określona na podstawie wygenerowanych przedziałów

W tabeli zaprezentowano mnożniki maksymalne oraz mnożniki dla pierwszego i czwartego kwartału po zaburzeniu. Liczba podana w nawiasie w kolumnie dotyczącej mnożnika maksymalnego oznacza kwartał, w którym reakcja maksymalna wystąpiła.

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 4.** Mnożniki wydatków rządowych interpretowane w jednostkach pieniężnych

	Max	Pierwszy kwartał	Czwarty kwartał
Model z dwoma opóźnieniami	1,1205* (12)	0,3273*	0,6942*
Model z czterema opóźnieniami	1,2971* (7)	0,3255*	1,0262*

\* istotność oszacowań określona na podstawie wygenerowanych przedziałów

W tabeli zaprezentowano mnożniki maksymalne oraz mnożniki dla pierwszego i czwartego kwartału po zaburzeniu. Liczba podana w nawiasie w kolumnie dotyczącej mnożnika maksymalnego oznacza kwartał, w którym reakcja maksymalna wystąpiła.

**Źródło:** opracowanie własne.

Jak już wspomniano, wartość parametru  $a_6$  nie wpływa na wielkość mnożników wydatków rządowych, dlatego też mnożniki te zaprezentowano dla modelu z dwoma opóźnieniami oraz dla modelu z czterema opóźnieniami bez rozróżniania oddziaływania parametru  $a_6$  na wyniki. W ujęciu elastyczności mnożniki należy interpretować w kategorii zmian procentowych. Jak wynika z mnożników zaprezentowanych w tabeli 3, procentowa reakcja PKB na wzrost wydatków rządowych jest z reguły większa w modelach z większą liczbą opóźnień. W przypadku modelu z dwoma opóźnieniami maksymalna reakcja wystąpiła w dwunastym kwartale po zaburzeniu i wskazuje ona, że wzrost wydatków rządowych o 1%, przy innych czynnikach niezmiennych, powoduje w dwunastym kwartale po zaburzeniu wzrost PKB o około 0,23%, z kolei w przypadku modelu z czterema opóźnieniami najsilniejsza reakcja (uzyskana w siódmym kwartale) oznacza, że zainicjowany jednoprocenowy wzrost wydatków rządowych, przy innych czynnikach niezmiennych, zwiększa PKB w siódmym kwartale po zaburzeniu o 0,27%. Co więcej, uzyskane mnożniki, niezależnie od liczby opóźnień w modelu, w pierwszym kwartale po zaburzeniu są zbliżone, natomiast w czwartym kwartale mnożnik wydatków rządowych dla modelu z czterema opóźnieniami jest



niemal 1,5-krotnie wyższy od tego ustalonego dla modelu z dwoma opóźnieniami. W przypadku modelu z dwoma opóźnieniami zaburzenie jest bardziej trwałe, co wynika z faktu, że maksymalna reakcja zmiennej  $Y_t$  na strukturalne zaburzenie w wydatkach rządowych została uzyskana dopiero w dwunastym kwartale.

Odpowiednie przekształcenie wielkości z tabeli 3 (z wykorzystaniem wskaźników udziału wydatków rządowych w PKB) prowadzi do uzyskania mnożników interpretowanych w jednostkach pieniężnych, które zaprezentowano w tabeli 4. W przypadku modelu z dwoma opóźnieniami mnożnik maksymalny wynosi około 1,12, co oznacza, że wzrost wydatków rządowych o 1 zł przyczynia się do wzrostu PKB, w danej specyfikacji modelu, o około 1,12 zł w dwunastym kwartale po zaburzeniu, a w modelu z czterema opóźnieniami o około 1,30 zł (w siódmym kwartale po zaburzeniu).

Uzyskane mnożniki wydatków rządowych są zbliżone do wyników badania, jakie przeprowadzili Łaski, Osiatyński i Zięba (2010) dla Polski w okresie pomiędzy pierwszym kwartałem 2006 r. a drugim kwartałem 2009 r., implementując keynesistowskie podejście do gospodarki uwarunkowanej popytowo. Oszacowane w tym badaniu mnożniki kwartalne mieściły się w granicach 1,59–1,70, przy czym wskazano na zależność mnożnika wydatków rządowych od importochłonności gospodarki Polski.

Ponadto mnożniki zaprezentowane w tabelach 3 i 4 są zbieżne z prezentowanymi w literaturze przedmiotu – mnożniki wydatków rządowych ustalone na bazie modeli nierozróżniających stanów aktywności gospodarczej są najczęściej niższe niż 1 w modelach teoretycznych (np. DSGE), natomiast w przypadku modeli VAR możliwe jest uzyskanie wyższych mnożników (zob. np. IMF, 2012; Mineshima, Poplawski-Ribeiro i Weber, 2014).

Takie samo postępowanie jak przy ustalaniu mnożników wydatków rządowych zastosowano w celu uzyskania mnożników podatków netto. Wyniki zaprezentowano w tabelach 5 i 6.

**Tabela 5.** Mnożniki podatków netto interpretowane jako elastyczności

		Min.	Pierwszy kwartał	Czwarty kwartał
Model z dwoma opóźnieniami	$\alpha_6 = 1,0896$	-0,0511 (14)	0,0043	-0,0031
	$\alpha_6 = 2,4998$	-0,0593 (13)	-0,0095	-0,0225
Model z czterema opóźnieniami	$\alpha_6 = 1,0896$	-0,0779 (11)	0,0022	-0,0093
	$\alpha_6 = 2,4998$	-0,0834 (11)	-0,0065	-0,0224

W tabeli zaprezentowano mnożniki minimalne oraz mnożniki dla pierwszego i czwartego kwartału po zaburzeniu. Liczba podana w nawiasie w kolumnie dotyczącej mnożnika minimalnego oznacza kwartał, w którym reakcja minimalna wystąpiła.

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 6.** Mnożniki podatków netto interpretowane w jednostkach pieniężnych

		Min.	Pierwszy kwartał	Czwarty kwartał
Model z dwoma opóźnieniami	$\alpha_6 = 1,0896$	-0,3293 (14)	0,0282	-0,0203
	$\alpha_6 = 2,4998$	-0,3817 (13)	-0,0613	-0,1451
Model z czterema opóźnieniami	$\alpha_6 = 1,0896$	-0,5020 (11)	0,0140	-0,0599
	$\alpha_6 = 2,4998$	-0,5372 (11)	-0,0420	-0,1444

W tabeli zaprezentowano mnożniki minimalne oraz mnożniki dla pierwszego i czwartego kwartału po zaburzeniu. Liczba podana w nawiasie w kolumnie dotyczącej mnożnika minimalnego oznacza kwartał, w którym reakcja minimalna wystąpiła.

**Źródło:** opracowanie własne.

Ze względu na wpływ wartości parametru  $\alpha_6$  na wyniki, w tabelach 5 i 6 zaprezentowano mnożniki podatków netto z uwzględnieniem obu wyliczonych wartości parametru. Najsilniejsza negatywna reakcja PKB na pozytywny szok podatków netto występuje pod koniec przyjętego horyzontu, dla którego generowano funkcje reakcji na impuls. Tym samym, w danej specyfikacji modelu, funkcje reakcji na impuls wskazują na bardziej trwałe utrzymywanie się efektów strukturalnych zaburzeń w podatkach netto w porównaniu ze strukturalnymi zaburzeniami w wydatkach rządowych (np. w modelu z czterema opóźnieniami maksymalna reakcja zmiennej  $Y_t$  na szok w wydatkach wystąpiła z mniejszym opóźnieniem – w siódmym kwartale po zaburzeniu). Co więcej, zgodnie z oczekiwaniami, wyższa wartość parametru elastyczności powoduje silniejszą negatywną reakcję PKB na zainicjowany szok strukturalny<sup>11</sup>. Uzyskane mnożniki najsilniejszej ujemnej reakcji dla parametru  $\alpha_6 = 2,4998$  wskazują, że wzrost podatków netto o 1 zł powoduje w przypadku modelu z dwoma opóźnieniami spadek PKB o około 0,38 zł (trzynasty kwartał po zaburzeniu), a w przypadku modelu z czterema opóźnieniami o około 0,54 zł (jedenasty kwartał po zaburzeniu).

Uzyskane w badaniu empirycznym mnożniki wydatków rządowych (co do wartości bezwzględnej) są wyższe w porównaniu z mnożnikami podatków netto. Zależności te są zgodne z wnioskami z metaanalizy Gecherta (2015) czy Gecherta i Rannenberga (2014). Co więcej, wyniki wskazują na silniejsze oddziaływanie instrumentów o charakterze wydatkowym na koniunkturę w Polsce.

11 Należy wskazać, że przyjęte elastyczności są wyłącznie wynikiem szacunków, co nie odzwierciedla rzeczywistej reakcji podatków netto względem zmian koniunktury. Uzyskany w analizie wynik jest zgodny z intuicją, gdyż wyższe oszacowanie elastyczności wykazuje silniejsze powiązania z komponentami cyklicznymi. Tym samym pozytywny wpływ szoku w podatkach netto na PKB może wynikać z niedoszacowania elastyczności, która została ustalona egzogenicznie. Z analiz wyłania się zatem dalszy kierunek badań dotyczący ustalenia elastyczności podatków netto na podstawie danych kwartalnych dla Polski.

Należy podkreślić, że uzyskane w pełnej próbie mnożniki są w dużej mierze zgodne także z wynikami metaanalizy zaprezentowanej przez Čapka i Crespo Cuaresemę (2018) – wykorzystanie w specyfikacji modelu mniejszej liczby opóźnień niż cztery najczęściej wpływa na uzyskiwanie niższych mnożników krótkookresowych.

## 4.2. Efekty polityki fiskalnej w podpróbach rozdzielonych wybuchem światowego kryzysu finansowo-gospodarczego z 2008 r.

W zaprezentowanym poniżej badaniu podjęto próbę ustalenia efektów polityki fiskalnej w Polsce w dwóch podpróbach czasowych rozdzielonych wybuchem ogólnoswiatowego kryzysu z końca pierwszej dekady XXI w. Badanie oparto na modelu SVAR z trzema zmiennymi endogenicznymi.

Zaproponowany wariant analiz opiera się na rozdzieleniu całej próby czasowej na dwie podpróby, zgodnie z uwzględnioną w poprzednim badaniu w specyfikacji modelu SVAR zmienną zero-jedynkową  $z_t$ , która przyjmuje wartość 1, począwszy od czwartego kwartału 2008 r. W następstwie dokonanego podziału zostały wyodrębnione dwie podpróby czasowe, przy czym podpróba I obejmuje okres zawarty pomiędzy pierwszym kwartałem 1999 r. a trzecim kwartałem 2008 r., natomiast podpróba II pomiędzy czwartym kwartałem 2008 r. a końcem próby (tj. drugim kwartałem 2018 r.). Celem tego badania jest porównanie mnożników uzyskanych w obu podpróbach i sprawdzenie, czy w okresie poprzedzającym światowe załamanie gospodarcze efekty polityki fiskalnej w Polsce były odmienne w porównaniu z uzyskanymi po wybuchu kryzysu.

Specyfikacja modeli w obu podpróbach jest niemal identyczna jak w modelu bazowym szacowanym dla całej próby, lecz wykorzystane w tym wariancie modele nie uwzględniają zmiennej zero-jedynkowej  $z_t$ , co stanowi jedyną różnicę względem specyfikacji przyjętej dla modelu bazowego. Zastosowane kryteria informacyjne (tabela 1 w załączniku 3) wskazują na uwzględnienie jednego lub czterech opóźnień. Ze względu na krótki zakres szeregów czasowych w obu podpróbach modele szacowano z uwzględnieniem jednego opóźnienia, tym bardziej że wykorzystanie jednego opóźnienia zapewnia stabilność modelu (zob. tabela 3 w załączniku).

Wygenerowane funkcje reakcji na impuls zaprezentowano na rysunku 1a oraz na rysunku 1b w załączniku 3. Wskazują one, niezależnie od podpróby, na pozytywną reakcję zmiennej  $Y_t$  na strukturalne zaburzenie w wydatkach rządowych.

W danej specyfikacji modelu oraz przy zastosowanych definicjach zmiennych reakcja zmiennej  $Y_t$  na strukturalne zaburzenie w podatkach netto jest ujemna tylko w podpróbie obejmującej okres pomiędzy czwartym kwartałem 2008 r. a drugim kwartałem 2018 r. (tj. w okresie obejmującym kryzys i lata kolejne, za-kręślonym granicami II podpróby czasowej). Natomiast w podpróbie obejmującej okres zawarty między pierwszym kwartałem 1999 r. a trzecim kwartałem 2008 r. (podpróba I) uzyskano pozytywną reakcję  $Y_t$  na strukturalne zaburzenie w podatkach netto, lecz nieistotną na tle wygenerowanych przedziałów błędów (zob. rysunek 1a w załączniku 3). Wnioski z tej analizy sugerują, że pomimo zaimplementowania w modelu zacieśnienia fiskalnego nie następowało ograniczenie wzrostu PKB. Zależność ta, o czym już wspomniano, jest jednak nieistotna na tle wygenerowanego przedziału błędu.

Należy zaznaczyć, że na okres I podpróby (I kw. 1999 r. – III kw. 2008 r.) przy- padło wiele ważnych zmian w obszarze finansów publicznych oraz wydarzeń o znaczeniu gospodarczym, m.in. wejście Polski do Unii Europejskiej, nałożenie pierwszej procedury nadmiernego deficytu i związany z nią zakres działań podejmowanych na rzecz równoważenia finansów publicznych. Co więcej, okres ten charakteryzował się relatywnie wysokim przeciętnym poziomem stopy bezrobocia. Tym samym uwarunkowania makroekonomiczne i zmiany w finansach publicznych mogły wpływać na efekty wywoływane zmianami podatków netto przy danych parametrach i specyfikacji modelu liniowego. Z ważniejszych zmian w obszarze podatków netto, które przypadały na okres I podpróby, należy wymienić m.in. obniżenie stawek w zakresie składek na ubezpieczenie rentowe: z 13% podstawy wymiaru obowiązującej w styczniu 1999 r. do 6% podstawy wymiaru we wrześniu 2008 r. Zmiany dotyczyły również stawek podatkowych. O ile w przypadku PIT i VAT obowiązywały w tym okresie niezmiennione stawki podatku (w przypadku PIT były to odpowiednio stawki 19%, 30% i 40% przypisane właściwym dla poszczególnych lat skalom podatkowym, stawka podstawowa VAT wynosiła zaś 22%), o tyle znaczące zmiany zaszły w odniesieniu do wysokości nominalnej podstawowej stawki CIT, która uległa obniżeniu z 34% podstawy opodatkowania w 1999 r. do 19% w 2008 r.<sup>12</sup>

12 W zakresie zmian podatkowych w I podpróbie miała miejsce znacząca redukcja podstawowej nominalnej stawki CIT, natomiast w okresie II podpróby była ona stała (19%). Obniżki stawek CIT w I podpróbie w zasadzie następowały corocznie (w 1999 r. stawka wynosiła 34%, w 2000 r. 30%, w 2001 i 2002 r. 28%, w 2003 r. 27%, od 2004 r. 19%). W przypadku PIT od 2009 r. do końca przyjętej próby czasowej obowiązywały dwie stawki podatku: 18% i 32% (od stycznia 1999 r. do grudnia 2008 r. obowiązywały trzy skale podatkowe i stawki wynoszące 19%, 30%, 40%). W zakresie VAT stawka podstawowa uległa zmianie w II podpróbie – do końca 2010 r. stawka ta wynosiła 22%, a od stycznia 2011 r. wzrosła do 23%. Zmiany objęły również stawki obniżone. O ile stawka podstawowa VAT od momentu wdrożenia podatku w 1993 r. do końca 2010 r. była stała i wynosiła 22%, o tyle wysokości stawek obniżonych ulegały w tym czasie zmianom. We wrześniu 2000 r. do obowiązującej dotychczas jednej stawki obniżonej 7% dodano stawkę 3%. W styczniu 2011 r., poza podniesieniem

Co więcej, taka reakcja na szok w podatkach netto może wynikać z zastosowanej w badaniu definicji podatków netto, a także z przyjętej elastyczności podatków netto, która nie jest ustalona odrębnie w podokresach.

Warto w tym miejscu wspomnieć, że pozytywną reakcję PKB na szok w podatkach netto (różnie definiowanych, gdyż w literaturze w ramach podatków netto często ujmuje się różne kategorie dochodów oraz transferów) dla Polski w modelu z sześcioma zmiennymi endogenicznymi i z jednym opóźnieniem uzyskują m.in. Haug, Jędrzejowicz i Sznajderska (2013). Ponadto w badaniu Giordano, Momigliana, Neri i Perottiego (2007), przeprowadzonym na danych kwartalnych zawartych pomiędzy pierwszym kwartałem 1982 r. a czwartym kwartałem 2004 r. dla Włoch na podstawie modelu uwzględniającego siedem zmiennych endogenicznych, pozytywny szok w dochodach budżetowych wywołuje pozytywną reakcję PKB (z PKB wyłączono publiczną konsumpcję). Badanie Grdović Gnip (2014) dla gospodarki chorwackiej, oparte na liniowym modelu SVAR z trzema zmiennymi endogenicznymi i jednym opóźnieniem oraz z dekompozycją Blancharda i Perottiego (2002), wprawdzie przewiduje negatywną reakcję PKB na szok w podatkach netto, lecz po trzecim kwartale reakcja PKB na szok staje się w tym badaniu pozytywna oraz statystycznie istotna w wygenerowanych przedziałach. Uzyskany przez Grdović Gnip (2014) mnożnik maksymalny dla wydatków rządowych był równy 0,33 (w natychmiastowej reakcji na zaburzenie), a maksymalny mnożnik podatków netto ustalono w ósmym kwartale po wystąpieniu strukturalnego zaburzenia i wyniósł on 0,04. Z kolei mnożnik podatków netto w natychmiastowej reakcji na zaburzenie wyniósł  $-0,03$ . Pozytywną i istotną w wygenerowanych przedziałach reakcję PKB na szok w dochodach budżetowych (pomniejszonych o transfery) prezentują również Shevchuk i Kopych (2018) w ramach modelu VECM dla Ukrainy za okres obejmujący lata 2001–2016.

Uzyskane w I podpróbie oddziaływanie podatków netto na PKB może wskazywać na tzw. niekeynesowskie efekty, lecz ich potwierdzenie wymaga dodatkowych analiz. Warto zauważyć, że niekeynesowskie efekty polityki fiskalnej

---

stawki podstawowej (z 22% na 23%), zmieniono też wysokość stawek obniżonych 3% i 7%, wprowadzając odpowiednio stawki 5% i 8%. W obszarze składek na ubezpieczenia społeczne większość zmian także przypadała na I podpróbę czasową – w przypadku stawki na ubezpieczenie zdrowotne do grudnia 2006 r. obowiązywała stawka 8,75% podstawy wymiaru, którą z początkiem 2007 r. zastąpiono stawką 9%. Zmiany dotknęły ponadto wysokości składek na ubezpieczenie rentowe, przy czym obniżki przypadały na I podpróbę, a wzrost miał miejsce w II podpróbie. Stawka ubezpieczenia rentowego do końca czerwca 2007 r. wynosiła 13% podstawy wymiaru, od lipca do końca grudnia 2007 r. 10%, od stycznia 2008 r. do stycznia 2012 r. 6%, od lutego 2012 r. 8%. Zmiany te oddziaływały na wpływy podatkowe, należy jednak wskazać, że CIT w strukturze wpływów z podatków nie odgrywa znaczącej roli. Ponadto trzeba podkreślić, że w okresie pokryzysowym następowała systematyczna redukcja deficytu budżetowego (zwłaszcza po 2013 r.) i ograniczanie nierównowagi finansów publicznych.

w krajach będących nowymi członkami Unii Europejskiej stanowiły przedmiot badań prowadzonych m.in. przez Ciżkowicza i Rzońcę (2005), Borysa, Ciżkowicza i Rzońcę (2014), jak jednak zauważają autorzy, uzyskane wyniki mogły zostać zdeterminowane np. ograniczeniami związanymi z dostępnością danych. Na gruncie teoretycznym rozważania w zakresie niekeynesowskiego oddziaływania polityki fiskalnej prowadzi np. Rzońca (np. 2004a; 2004b; 2005a; 2005b; 2007a; 2007b), który m.in. wymienia przesłanki pozwalające na uzyskanie w modelach teoretycznych niekeynesowskich efektów w okresie zacieśnienia. Badania z zakresu niekeynesowskich efektów były prowadzone m.in. przez Giavazziego i Pagana (1990; 1996).

Na podstawie powyższych rozważań można stwierdzić, że uzyskany w badaniu empirycznym w I podpróbie wpływ strukturalnych zaburzeń w podatkach netto na PKB jest nieco odmienny niż zazwyczaj uzyskiwane w zbliżonych badaniach dla krajów rozwiniętych, ale podobny do wyników niektórych badań prowadzonych głównie dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Należy zaznaczyć, że wynik ten może być uwarunkowany np. przyjętą liczbą opóźnień modelu, ustalonymi egzogenicznie elastycznościami i wrażliwością systemu na te wielkości albo definicją podatków netto, które w I podpróbie ulegały licznym zmianom (zwłaszcza w zakresie składek na ubezpieczenia społeczne i stawki CIT). Tym samym, aby potwierdzić uzyskane zależności, konieczne jest przeprowadzenie dodatkowych analiz, w tym wykraczających poza liniowy SVAR. Należy podkreślić, że uzyskany wynik nie jest istotny w przedziałach błędu. Niemniej odmiennosc reakcji w I oraz II podpróbie może w pewnym stopniu sugerować, że wpływ zaburzeń w podatkach netto był silniejszy (oddziałując na spadek PKB) w II podpróbie.

Warto także wskazać wnioski, które prezentuje IMF (2012) na podstawie przeglądu<sup>13</sup> 34 badań z lat 2002–2012. Zaprezentowane wyniki pozwalają stwierdzić, że mnożniki o charakterze dochodowym ustalone przy wykorzystaniu podejścia liniowego w ramach modeli VAR wahają się od około -1,5 do 1,4, podczas gdy w modelach DSGE od 0 do 1, co więcej – przeciętny mnożnik pierwszoroczny dla instrumentów dochodowych był najczęściej wyższy w modelach VAR niż w modelach DSGE.

Ze względu na wyniki związane z oddziaływaniem podatków netto w I podpróbie czasowej (I kw. 1999 r. – III kw. 2008 r.) w tabeli 7 zaprezentowano mnożniki wydatków rządowych ustalone w obu podpróbach, natomiast mnożniki podatków netto wyłącznie dla podpróby II obejmującej okres pomiędzy czwartym kwartałem 2008 r. a drugim kwartałem 2018 r.

13 Jak zauważono, duże wielkości odstające zostały przez IMF wykluczone z zestawienia. Ponadto w opracowaniu IMF (2012) nie sprecyzowano dokładnie, jaki rodzaj szoku w instrumentach dochodowych został zainicjowany.

**Tabela 7.** Mnożniki fiskalne w dwóch podpróbach

	Podpróba I		Podpróba II		
	Mnożnik wydatków		Mnożnik wydatków	Mnożnik podatków netto	
				$a_6 = 1,0896$	$a_6 = 2,4998$
<b>Mnożniki interpretowane jako elastyczności</b>					
Max	0,0674 (2)		0,1292* (4)	x	x
Min.	x		x	-0,0227 (5)	-0,0308 (4)
Pierwszy kwartał	0,0591		0,0978*	-0,0165	-0,0262
Czwarty kwartał	0,0617		0,1292*	-0,0225	-0,0308
<b>Mnożniki interpretowane w jednostkach pieniężnych</b>					
Max	0,3224 (2)		0,6240* (4)	x	x
Min.	x		x	-0,1438 (5)	-0,1950 (4)
Pierwszy kwartał	0,2828		0,4722*	-0,1041	-0,1658
Czwarty kwartał	0,2952		0,6240*	-0,1423	-0,1950

\* istotność oszacowań określona na podstawie wygenerowanych przedziałów

Nie ustalono mnożników podatków netto w podpróbie I (ze względu na uzyskaną pozytywną reakcję  $Y_t$  na strukturalne zaburzenie w podatkach netto).

x – nie ustalono minimalnego mnożnika wydatków rządowych lub maksymalnego mnożnika podatków netto.

W tabeli zaprezentowano mnożniki maksymalne, mnożniki minimalne oraz mnożniki dla pierwszego i czwartego kwartału po zaburzeniu. Liczba podana w nawiasie w wierszu dotyczącym, odpowiednio, mnożnika maksymalnego lub mnożnika minimalnego oznacza kwartał, w którym reakcja maksymalna lub minimalna wystąpiła.

**Źródło:** opracowanie własne.

Przedstawione w tabeli 7 wielkości wskazują, że maksymalny mnożnik wydatków rządowych był około dwukrotnie wyższy w okresie zapoczątkowanym w czwartym kwartale 2008 r. niż ten ustalony dla I podpróby. Wyniki te oznaczają, że strukturalne zaburzenie o tych samych rozmiarach przyniosło wyższe efekty w okresie ogólnoswiatowego załamania gospodarczego i w okresie pokryzysowym. Wskazane mnożniki są jednak niższe od tych, które uzyskano w ramach całej próby na bazie modeli z dwoma lub czterema opóźnieniami.

W przypadku podatków netto uzyskano wyższe mnożniki przy uwzględnieniu wyższej wartości parametru  $a_6$ . Co więcej, ustalone mnożniki podatków netto w II podpróbie są niższe (co do wartości bezwzględnej) od mnożników wydatków rządowych, co jest zbieżne z koncepcją opartą na teorii keynesowskiej (należy więc zaznaczyć, że zmiany podatków w mniejszym stopniu mogą oddziaływać na stymulowanie gospodarki w porównaniu z analogicznymi w rozmiarach zmianami wydatków, gdyż zmiany podatków kształtują decyzje gospodarstw domowych w zakresie rozdysponowania dochodu po opodatkowaniu).

### 4.3. Model SVAR rozszerzony o zmienne z zakresu polityki monetarnej

Model rozszerzony bazuje na właściwościach opisanych równaniami (47) i (48), przy czym wektor zmiennych endogenicznych został uzupełniony o dodatkowe zmienne z zakresu polityki monetarnej, podobnie do zestawu zmiennych zaproponowanych w badaniu Hauga, Jędrzejowicza i Sznajderskiej (2013), tj. o inflację, stopę procentową, a także o realny efektywny kurs walutowy. W konsekwencji wektor zmiennych endogenicznych przedstawia się następująco:  $\mathbf{x}_t = [G_t \ Y_t \ R_t \ \pi_t \ i_t \ REER_t]'$ , gdzie trzy pierwsze zmienne są identyczne jak w modelu podstawowym, tj.  $G_t$  – odsezonowany logarytm urealnionych wydatków rządowych,  $Y_t$  – odsezonowany logarytm urealnionego PKB,  $R_t$  – odsezonowany logarytm urealnionych podatków netto, natomiast  $\pi_t$  – inflacja,  $i_t$  – stopa procentowa,  $REER_t$  – logarytm realnego efektywnego kursu walutowego.

Rozszerzenie wektora zmiennych endogenicznych powoduje, że dotychczas stosowany model VAR uwzględnia interakcje polityki fiskalnej z polityką monetarną. Ze względu na rozszerzoną postać modelu równanie  $\mathbf{A}\mathbf{u}_t = \mathbf{B}\mathbf{e}_t$  (52) można zapisać w następującej postaci:

$$\begin{bmatrix} -a_1 & -a_2 & 0 & -a_8 & -a_9 & -a_{10} \\ -a_3 & -a_4 & -a_5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -a_6 & -a_7 & -a_{11} & -a_{12} & -a_{13} \\ -a_{14} & -a_{15} & -a_{16} & -a_{17} & 0 & 0 \\ -a_{18} & -a_{19} & -a_{20} & -a_{21} & -a_{22} & 0 \\ -a_{23} & -a_{24} & -a_{25} & -a_{26} & -a_{27} & -a_{28} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^G \\ u_t^Y \\ u_t^R \\ u_t^\pi \\ u_t^i \\ u_t^{REER} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 & 0 & b_4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_5 & 0 & b_3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_7 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^G \\ e_t^Y \\ e_t^R \\ e_t^\pi \\ e_t^i \\ e_t^{REER} \end{bmatrix} \quad (59).$$

W zapisie tym, podobnie jak w modelu bazowym, założono, że  $a_2 = 0$ ,  $b_4 = 0$ , natomiast elementy leżące na przekątnej macierzy  $\mathbf{A}$  przyrównano do 1. Przyjęto również, że względu na tę samą definicję zmiennej  $R_t$ , dotychczasowe wartości parametru  $a_6$ . Ponadto kierując się literaturą przedmiotu, założono, że  $a_{10} = a_{13} = a_9 = a_{12} = 0$ . Element  $a_8$  wyraża elastyczność wydatków względem zmian cen (tj. względem inflacji) i podlega ustaleniu, podobnie jak element  $a_{11}$ , wyrażający elastyczność podatków netto względem zmian cen (tj. względem inflacji). Obie wielkości zostały określone w sposób egzogeniczny. Pozostałe czternaście elementów macierzy  $\mathbf{A}$  oraz siedem elementów macierzy  $\mathbf{B}$  podlega szacowaniu.

Jak wspomniano, dane pozafiskalne w modelu rozszerzonym obejmują stopę procentową, indeks realnego efektywnego kursu walutowego oraz inflację. Inflacja  $\pi_t$ , oparta na kwartalnym wskaźniku CPI (2010 = 100), została przedstawiona jako różnica logarytmów CPI. Indeks kwartalnego realnego efektywnego kursu



walutowego (2010 = 100), zdeflowany wskaźnikiem CPI, pochodzi z bazy IMF. Na potrzeby badania został on zlogarytmowany i wprowadzony do modelu jako zmienna  $REER_t$ . Krótkoterminowe rynkowe stopy procentowe przybliżono za pomocą stóp procentowych WIBOR3M oraz WIBOR1M odpowiednio przeliczonych na dane kwartalne. Wprowadzone zostały one do analiz jako zmienne  $WIBOR3M_t$  oraz  $WIBOR1M_t$ . Wymienione powyżej zmienne pozafiskalne zostały zaprezentowane na rysunkach 2 i 3 w załączniku 1.

Ze względu na to, że opracowanie Price'a, Dang i Botev (2015) nie zawiera informacji o elastycznościach poszczególnych składników dochodów i wydatków względem inflacji, zdecydowano, że elastyczności te zostaną określone na podstawie literatury uwzględniającej badania prowadzone dla Polski. Opracowanie Hauga, Jędrzejowicza i Szajderskiej (2013) przyjmuje je odpowiednio za równe 0,9 (tj.  $a_8$  z równania 59) oraz  $-0,5$  (tj.  $a_{11}$  z równania 59). Z kolei Crespo Cuaresma, Eller i Mehrotra (2011) w modelu bazowym wielkości te przyjmują jako równe 0,5 (tj.  $a_8$ ) oraz  $-0,5$  (tj.  $a_{11}$ )<sup>14</sup>. Kierując się właściwościami modelu, postanowiono uwzględnić następujące wielkości w równaniu (59):  $a_{11} = -0,5$  oraz  $a_8 = 0,5$ . Ponadto oszacowania parametru  $a_6$  pozostawiono bez zmian.

Model z sześcioma zmiennymi wyspecyfikowano podobnie do modelu bazowego szacowanego dla pełnej próby, tj. z uwzględnieniem wyrazu wolnego, zmiennej trend, zmiennej zero-jedynkowej  $z_t$  oraz zmiennej zero-jedynkowej przyjmującej wartość 1 w drugim kwartale 2004 r. W specyfikacji bazowej rynkową stopę procentową przybliżono zmienną  $WIBOR3M_t$ . Wybór ten uzasadniono m.in. zbieżnością zmiennych  $WIBOR3M_t$  oraz  $WIBOR1M_t$  (por. rysunek 3 w załączniku 1), ale także praktyką modelowania, gdyż stopa procentowa WIBOR3M jest często stosowaną zmienną wchodzącą w skład podstawowej specyfikacji standardowych modeli SVAR wykorzystywanych w analizie mechanizmu transmisji polityki pieniężnej (zob. Chmielewski i in., 2018, s. 24).

Kryteria informacyjne wskazują na wybór jednego opóźnienia. Zastosowanie w danej specyfikacji jednego opóźnienia pozwala stwierdzić brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej dla braku autokorelacji pierwszego rzędu, a ponadto wskazuje na pożądaną stabilność modelu (zob. wyniki zamieszczone w tabelach 2 i 3 w załączniku 4).

Następnie wygenerowano funkcje reakcji na impuls, które zostały zaprezentowane na rysunku 1 (dla  $a_6 = 1,0896$ ) oraz rysunku 3 (dla  $a_6 = 2,4998$ ) w załączniku 4.

Funkcje reakcji na impuls wskazują na pozytywną i zgodną z tzw. stylizowanymi faktami dla modeli VAR odpowiedź zmiennej  $Y_t$  na strukturalne zaburzenie w wydatkach rządowych. Jednak reakcja zmiennej  $Y_t$  na strukturalne zaburzenie w podatkach netto jest początkowo pozytywna (w przypadku parametru  $a_6 = 2,4998$  reakcja ta w pierwszym kwartale po zaburzeniu jest wprawdzie ujemna, lecz nieistotna z punktu widzenia wygenerowanych przedziałów). W przypadku

14 Z dalszą kalibracją parametru w przedziale od  $-1$  do  $-0,5$ .

modelu z przyjętym parametrem  $a_6 = 1,0896$  pozytywna reakcja zmiennej  $Y_t$  na strukturalny szok w podatkach netto trwa do dziewiątego kwartału, a w przypadku modelu z parametrem  $a_6 = 2,4998$  do ósmego kwartału.

Ponadto obserwuje się pozytywną reakcję zmiennej  $G_t$  na szok w podatkach netto. Takie kształtowanie się tych dwóch zmiennych fiskalnych w systemie może podlegać interpretacji w kontekście działań zmierzających do ograniczania nierównowagi budżetowej – wzrost podatków netto wpłynął na wzrost wydatków.

Włączenie zmiennych monetarnych pozwala zaobserwować spadek PKB w reakcji na szok w stopie procentowej. Również reakcja PKB na szok inflacyjny jest nieznacznie ujemna, przez kilka pierwszych kwartałów utrzymuje się na poziomie 0, jednak w ocenie przedziałów błędów jest ona nieistotna w całym szesnastokwartalnym horyzoncie. W danej specyfikacji modelu występuje w początkowych kwartałach tzw. zagadka cenowa (*price puzzle*)<sup>15</sup>, typowa dla monetarnych modeli klasy VAR z identyfikacją Choleskiego, lecz od około trzeciego kwartału obserwuje się ujemną reakcję inflacji na pozytywny szok w stopie procentowej. Ponadto strukturalne zaburzenie w rynkowej stopie procentowej prowadzi do przejściowej aprecjacji kursu walutowego.

Należy zaznaczyć, że zastąpienie  $WIBOR3M_t$  zmienną  $WIBOR1M_t$  nie wpłynęło znacząco na odpowiedzi  $Y_t$  na strukturalne zaburzenia w podatkach netto i wydatkach rządowych, podobnie jak przyjęcie rocznej stopy zmian cen (jednakże w przypadku rocznej stopy inflacji bardziej wyraźna była negatywna reakcja PKB na zaburzenie). Ze względu na mało istotne znaczenie tych zmian dla funkcji reakcji  $Y_t$  na strukturalne innowacje w  $G_t$  oraz  $R_t$  nie zamieszczono tych rysunków w załączniku 4. Z ważniejszych wniosków prowadzonych w ramach analizy odporności wyników trzeba wskazać, że przyjęcie większej liczby opóźnień modelu pozwala na uzyskanie ujemnej reakcji PKB na strukturalne innowacje ze strony rynkowej stopy procentowej już w początkowych kwartałach po zaburzeniu, ponadto osłabione, a nawet wyeliminowane zostaje pozytywne oddziaływanie szoku w podatkach netto na  $Y_t$  (reakcja staje się ujemna), większa liczba opóźnień nie jest jednak rekomendowana przez kryteria informacyjne.

Ponadto na rysunku 2 w załączniku 4 przedstawiono dekompozycję wariacji zmiennej  $Y_t$  dla  $a_6 = 1,0896$  (nieco silniejszy wpływ szoku w podatkach netto jest obserwowany w przypadku wyższego parametru, lecz w tym wariacie występują nieznaczne różnice wywoływane pozostałymi innowacjami – por. rysunki 2 i 4 w załączniku 4). Ze względu na bliski zera wpływ zmian cen na zmienną  $Y_t$  inflacja w znikomym zakresie wyjaśnia zmienność  $Y_t$ . W miarę wydłużania horyzontu analiz wzrasta znaczenie strukturalnych innowacji realnego efektywnego kursu walutowego oraz rynkowej stopy procentowej w wyjaśnianiu zmienności  $Y_t$ .

Uwzględniając dotychczasowe postępowanie, wyznaczono mnożniki fiskalne, które zaprezentowano w tabeli 8.

15 Wskazują na ten fakt np. Kokoszcyński, Łyziak, Pawłowska, Przystupa i Wróbel (2002).

**Tabela 8.** Mnożniki fiskalne w modelu rozszerzonym

	Mnożnik wydatków	Mnożnik podatków netto	
		$\alpha_6 = 1,0896$	$\alpha_6 = 2,4998$
<b>Mnożniki interpretowane jako elastyczności</b>			
Max	0,1656* (11)	x	x
Min.	x	-0,0611 (16)	-0,0576 (16)
Pierwszy kwartał	0,0885*	0,0100	-0,0010
Czwarty kwartał	0,1072*	0,0402	0,0308
Dwunasty kwartał	0,1646*	-0,0379	-0,0358
Szesnasty kwartał	0,1388	-0,0611	-0,0576
<b>Mnożniki interpretowane w jednostkach pieniężnych</b>			
Max	0,7970* (11)	x	x
Min.	x	-0,3933 (16)	-0,3713 (16)
Pierwszy kwartał	0,4260*	0,0647	-0,0066
Czwarty kwartał	0,5159*	0,2586	0,1981
Dwunasty kwartał	0,7921*	-0,2442	-0,2306
Szesnasty kwartał	0,6678	-0,3933	-0,3713

\* istotność oszacowań określona na podstawie wygenerowanych przedziałów

W tabeli zaprezentowano mnożniki maksymalne, mnożniki minimalne oraz mnożniki dla pierwszego, czwartego, dwunastego i szesnastego kwartału po zaburzeniu.

W przypadku mnożników wydatków rządowych ustalono mnożnik o najsilniejszym pozytywnym wpływie (max), natomiast nie ustalono mnożnika o wpływie najniższym (min.), w przypadku zaś mnożników podatków netto ustalono wyłącznie mnożniki o najsilniejszym negatywnym wpływie (min.). Liczba podana w nawiasie w wierszu dotyczącym, odpowiednio, mnożnika maksymalnego lub mnożnika minimalnego oznacza kwartał, w którym reakcja maksymalna lub minimalna wystąpiła.

**Źródło:** opracowanie własne.

Zaprezentowane w tabeli 8 mnożniki wskazują, że uwzględnienie dodatkowych zmiennych prowadzi do niższych mnożników wydatków rządowych w porównaniu z mnożnikami uzyskanymi w modelu z trzema zmiennymi endogenicznymi. Należy jednak wskazać, że zaprezentowane w tabelach 3 i 4 mnożniki fiskalne zostały ustalone na podstawie modelu uwzględniającego większą liczbę opóźnień (tj. w modelu z dwoma opóźnieniami oraz modelu z czterema opóźnieniami), co znacząco determinuje wyniki. Uzyskany w niniejszym badaniu maksymalny mnożnik wydatków rządowych jest wyższy niż zaprezentowany w badaniu Hauge, Jędrzejowicza i Sznajderskiej (2013), przy czym autorzy ci również wykorzystali model z jednym opóźnieniem, natomiast maksymalna reakcja  $Y_t$  wystąpiła w cytowanym badaniu dopiero w ostatnim (tj. dwunastym) kwartale horyzontu,

dla którego generowano funkcje reakcji na impuls. Zaprezentowane w tabeli 8 mnożniki podatków netto są nieznacznie wyższe dla niższej wartości parametru  $a_6$ . W badaniu Hauga, Jędrzejowicza i Sznajderskiej (2013) oszacowany maksymalny mnożnik wydatków wyniósł 0,48.

## Podsumowanie

W rozdziale zaprezentowano wyniki badania empirycznego, którego celem było rozpoznanie efektów polityki fiskalnej w Polsce. Jako podstawowe narzędzie analiz wykorzystano liniowy strukturalny model wektorowej autoregresji. Przeprowadzone badanie pozwala sformułować następujące wnioski.

Po pierwsze, w pełnej próbie czasowej maksymalny mnożnik wydatków rządowych, obliczony przy wykorzystaniu modelu z trzema zmiennymi endogenicznymi, jest nieznacznie wyższy niż 1. Ponadto mnożniki są z reguły tym wyższe, im większa jest liczba opóźnień modelu. Oznacza to, że trudno porównywać mnożniki, jeśli ich ustalenie opierało się na modelach o różnej liczbie opóźnień. Co więcej, efekt oddziaływania podatków netto na PKB zależy od wartości parametru opisującego elastyczność podatków netto.

Po drugie, w wyniku rozdzielania próby na dwie części, z początkiem II podpróby w czwartym kwartale 2008 r. uzyskano w ramach modelu z jednym opóźnieniem wyższe mnożniki wydatków rządowych w okresie bezpośrednio powiązanim z ogólnosiwiatowym kryzysem i spowolnieniem gospodarczym oraz w latach kolejnych, w których to utrzymywały się negatywne konsekwencje kryzysu. W przypadku podjętej próby ustalenia oddziaływania strukturalnych zaburzeń w podatkach netto na PKB zastosowane narzędzie nie pozwoliło na uzyskanie jednoznacznych wyników – rozbieżne wyniki mogą być kształtowane np. długością próby czasowej, uwzględnioną liczbą opóźnień, specyfikacją modelu lub definicją podatków netto. Co więcej, analiza funkcji reakcji zmiennej  $Y_t$  na strukturalne zaburzenie w podatkach netto wskazuje na jej wrażliwość na zmianę wartości parametru elastyczności podatków netto (przyjęcie ponad dwukrotnie wyższej wartości parametru wpłynęło na negatywną reakcję w pierwszych kwartałach po zaburzeniu).

Po trzecie, w modelu z sześcioma zmiennymi endogenicznymi uzyskano niższe mnożniki wydatków rządowych w porównaniu z tymi z modelu bazowego z trzema zmiennymi endogenicznymi. Należy jednak zaznaczyć, że w modelu bazowym zastosowano większą liczbę opóźnień w celu zapewnienia pożądanych właściwości.

Uzyskane wyniki opierają się na kilku założeniach przyjętych w zastosowanym narzędziu analitycznym oraz w sposobie analizy mnożników fiskalnych. Należy

do nich zaliczyć m.in. uwzględnienie zmiennych deterministycznych, ustalone w sposób egzogeniczny elastyczności podatków netto, których identyczne wartości wprowadzono do modelu szacowanego na całej próbie oraz dwóch odrębnych podpróbach czasowych. Ponadto mnożniki interpretowane w jednostkach pieniężnych zostały ustalone na podstawie przeciętnego udziału zmiennych fiskalnych w PKB, stosownie do zakresu analiz i wariantu badania. W każdym wariantcie badania wykorzystano liniowy model SVAR. Co więcej, liczba opóźnień modelu oddziałuje na mnożniki i utrudnia ich porównywanie. Należy ponadto podkreślić stosowanie w publikacjach różnych definicji podatków netto, co również oddziałuje na wyniki i utrudnia ich porównywanie w kontekście literatury przedmiotu.

# Zakończenie

Stabilizacyjna polityka fiskalna, szeroko dyskutowana na gruncie licznych nurtów teorii ekonomii, w ostatnich latach stała się przedmiotem wielu badań. Szczególne zainteresowanie efektami polityki fiskalnej odnosiło się do okresów recesji z końca pierwszej dekady XXI w., co wynikało m.in. z osłabionej skuteczności konwencjonalnych narzędzi stabilizacyjnej polityki pieniężnej. Ponadto towarzyszący ogólnoswiatowej recesji kryzys zadłużeniowy, który w sposób szczególny dotknął część krajów strefy euro, stanowił dodatkowy przyczynek do dyskusji dotyczącej potrzeb adekwatnego szacowania skutków nie tylko stymulacji, ale i konsolidacji fiskalnych (które również często wdrażane były w tym okresie). Liczne uwarunkowania prowadzenia krajowej polityki fiskalnej, a także obserwowana zależność siły oddziaływania instrumentów fiskalnych od stanów aktywności gospodarczej wpłynęły na zmianę podejścia w badaniach nad rozpoznaniem efektów polityki fiskalnej.

Jednym z narzędzi pomiaru efektów polityki fiskalnej jest mnożnik fiskalny. Przedstawiony w niniejszej pracy przegląd literatury dość szeroko ukazuje determinanty mnożnika fiskalnego. Jak wskazano, jednym z ważnych czynników wpływających na ocenę siły oddziaływania mnożnika jest rodzaj zastosowanego narzędzia analitycznego, za pomocą którego badany jest wpływ polityki fiskalnej na koniunkturę, oraz przyjęte w jego obrębie założenia. Ważnymi determinantami są także uwarunkowania fiskalne, w tym rodzaj bodźca fiskalnego, czasowość jego trwania, zakres działania automatycznych stabilizatorów koniunktury czy poziom zadłużenia. Istotną rolę odgrywają również uwarunkowania monetarne, uwarunkowania na rynkach finansowych, uwarunkowania instytucjonalne, a także inne strukturalne charakterystyki analizowanego kraju. W ostatnich latach, za sprawą przedłużającej się recesji oraz ze względu na jej skalę, zaistniała potrzeba rozpoznania efektów polityki fiskalnej zależnych od stanu koniunktury, co początkowo wynikało m.in. z dość znacznych błędów prognoz w zakresie ustalania skutków polityki fiskalnej (zwłaszcza działań konsolidacyjnych) w okresie ogólnoswiatowego załamania gospodarczego. Powiązane to było m.in. z faktem, że w warunkach stworzonych przez Wielką Recesję początkowo wykorzystywano

narzędzia stosowane w okresie przedkryzysowym, na podstawie których najczęściej uzyskiwano mnożniki wydatków nieprzekraczające 1. Opieranie wyliczeń na przedkryzysowych mnożnikach spowodowało, że oczekiwane skutki konsolidacji fiskalnych realizowanych w okresach osłabionej koniunktury niejednokrotnie okazały się niedoszacowane. Nowe uwarunkowania makroekonomiczne spowodowały zmianę podejścia do analiz efektów polityki fiskalnej. Następtwem tych zmian było m.in. wykorzystanie w badaniach modeli nowokeynesowskich z restrykcjami, których celem miało być przybliżenie warunków typowych dla recesji gospodarczej (np. poprzez ograniczenia nakładane na gospodarstwa domowe czy przyjmowanie stóp procentowych bliskich zera, uwzględnianie założeń o występowaniu pułapki płynności) lub stosowanie modeli klasy VAR uwzględniających odmienne stany koniunktury. Jak jednak wynika z przeglądu literatury, także te narzędzia analityczne mogą prowadzić do rozbieżnych wyników (np. ze względu na założenia tych modeli, sposoby identyfikowania zaburzeń, problemy ujawnione w podejściu narracyjnym, długość dostępnych szeregów czasowych itp.).

Niniejsza praca osadzona jest w nurcie badań z zakresu współzależności polityki fiskalnej i koniunktury. Jej celem była analiza efektów polityki fiskalnej w Polsce w okresie zarysowanym granicami zawartymi pomiędzy pierwszym kwartałem 1999 r. a drugim kwartałem 2018 r. Realizację celu oparto na zastosowaniu strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR) z trzema zmiennymi endogenicznymi (PKB, wydatki rządowe i podatki netto). Przyjęte definicje zmiennych ujmują wydatki jako sumę rządowych wydatków na konsumpcję i inwestycje, a podatki netto jako szeroko rozumiane dochody podatkowe, w tym składki na ubezpieczenia społeczne, pomniejszone o transfery o charakterze socjalnym.

W badaniu pierwszym podjęto próbę ustalenia mnożników fiskalnych, opierając się na pełnym zakresie czasowym. Wnioski z przeprowadzonej analizy wskazują, że mnożniki wydatków rządowych (przedstawione w dwóch wariantach, które umożliwiają ich interpretację w kategoriach elastyczności oraz w jednostkach pieniężnych) są wyższe (co do wartości bezwzględnej) w porównaniu z mnożnikami podatków netto. Badanie drugie stanowi pogłębienie analiz przeprowadzonych na pełnej próbie czasowej. W tym wariancie badania empirycznego wprawdzie uzyskano, że mnożniki wydatków rządowych są wyższe w podpróbie II (zawartej pomiędzy czwartym kwartałem 2008 r. a drugim kwartałem 2018 r.), ale nie udało się jednoznacznie potwierdzić tej zależności w odniesieniu do podatków netto. W badaniu uzyskano bowiem negatywną odpowiedź PKB na strukturalny szok w podatkach netto tylko w podpróbie II. Jak zauważono, literatura przedmiotu dostarcza wyników badań prowadzonych dla innych krajów, w których także uzyskano reakcję PKB na szok podatków netto podobną do tej z podpróby I prezentowanego badania, lecz jednoznaczne potwierdzenie zaobserwowanych efektów dla Polski wymaga przeprowadzenia dodatkowych analiz, wykraczających poza zastosowane w tym badaniu podejście. Wpływ strukturalnych zaburzeń w podatkach netto uzyskany w I podpróbie (obejmującej okres po-

między pierwszym kwartałem 1999 r. a trzecim kwartałem 2008 r.) może wynikać np. z przyjętej specyfikacji modelu, a także z wielu odmiennych uwarunkowań w obu podokresach, zwłaszcza tych związanych ze zmianami w obszarze finansów publicznych. Uzyskane odpowiedzi na zaburzenie w I oraz II podpróbie sygnalizują jednak odmiennność oddziaływania podatków netto w podpróbie II obejmującej okres kryzysu finansowo-gospodarczego oraz lata kolejne.

Uzyskane mnożniki podatków netto zależą od przyjętej elastyczności podatków netto reprezentowanej w niniejszym badaniu parametrem  $a_6$  – im wyższa wartość parametru, tym z reguły silniejsze oddziaływanie strukturalnego zaburzenia zainicjowanego w podatkach netto. Wskazuje to, że dobór sposobu ustalania elastyczności podatków netto oddziałuje na wyniki. Należy również wspomnieć, że ze względu na różne specyfikacje modelu, zwłaszcza gdy analizy opierają się na porównaniu modeli z różną liczbą opóźnień, trudno porównywać wyniki uzyskane w odrębnych badaniach, gdyż liczba opóźnień modelu wpływa na wielkość mnożników, przy czym większa liczba opóźnień przyjętych w modelu z reguły pozwalała na uzyskanie wyższych mnożników.

W podsumowaniu należy zasygnalizować kilka ograniczeń, które oddziałują na wyniki podjętych analiz: np. uwzględnione w przeprowadzonym badaniu elastyczności (reprezentowane parametrem  $a_6$ ) zostały ustalone egzogenicznie; także w sposób egzogeniczny, na podstawie dostępnej literatury, zostały ustalone wybrane elementy macierzy identyfikacji modelu z sześcioma zmiennymi endogenicznymi; ponadto wykorzystane w badaniu dane dotyczą wysokiego stopnia agregacji danych fiskalnych pozyskanych z Eurostatu; co więcej, w zaprezentowanym badaniu zastosowano liniowy model SVAR.

W świetle uzyskanych wyników można zaproponować przykładowe kierunki dalszych badań, w tym możliwość przeprowadzenia analizy efektów polityki fiskalnej za pomocą bardziej rozbudowanych narzędzi, a także ustalenie w sposób endogeniczny poszczególnych rodzajów elastyczności, co jednak wymaga dostępności szczegółowych danych, zwłaszcza o częstotliwości kwartalnej. Interesujące w kontekście pracy wydaje się też dokonanie rozbudowanej analizy oddziaływania mniej zagregowanych instrumentów polityki fiskalnej na koniunkturę.

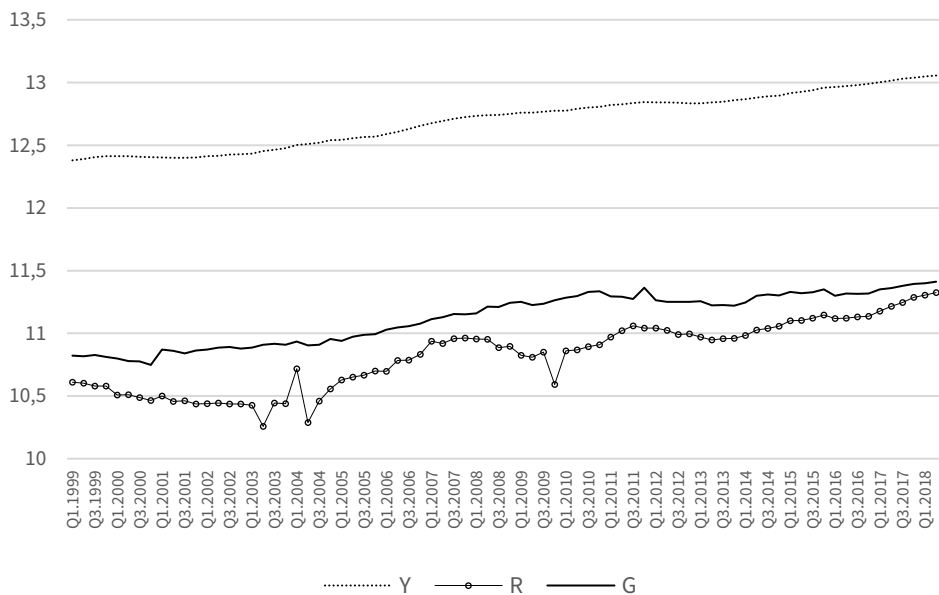
Przeprowadzone badanie umożliwia porównanie efektów wywoływanych wydatkami rządowymi oraz podatkami netto w Polsce. Jak wynika z ustalonych mnożników, efekty te okazały się silniejsze w przypadku zastosowania instrumentów wydatkowych.





# Załączniki do Rozdziału 4\*

## Załącznik 1. Zmienne



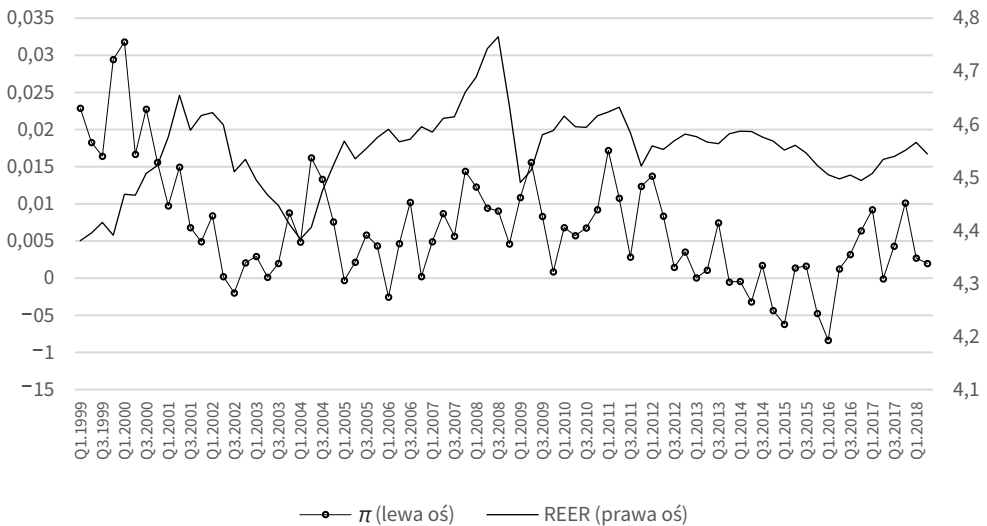
Rysunek 1. Zmienne w modelu bazowym.

\* Wszystkie rysunki i tabele zamieszczone w załącznikach 1-4 stanowią opracowania własne.

**Tabela 1.** Test pierwiastka jednostkowego zmiennych  $Y_t$ ,  $G_t$ ,  $R_t$ 

		Test ADF		Test Phillipsa–Perrona	
		Wyraz wolny	Wyraz wolny, trend	Wyraz wolny	Wyraz wolny, trend
Poziom zmiennych	$Y_t$	-0,1437 (0,9399)	-1,8518 (0,6691)	0,2392 (0,9734)	-1,9333 (0,6275)
	$G_t$	-0,6840 (0,8440)	-1,9958 (0,5942)	-0,6840 (0,8440)	-1,8380 (0,6765)
	$R_t$	-1,0752 (0,7215)	-1,9217 (0,6331)	-1,0575 (0,7283)	-1,7242 (0,7305)
Pierwsze różnice	$\Delta Y_t$	-4,1069 (0,0017)	-4,0357 (0,0116)	-5,5822 (0,0000)	-5,6125 (0,0001)
	$\Delta G_t$	-10,9571 (0,0001)	-10,8872 (0,0000)	-10,9776 (0,0001)	-10,9076 (0,0000)
	$\Delta R_t$	-14,3626 (0,0001)	-14,4216 (0,0001)	-14,7190 (0,0001)	-14,7369 (0,0001)

W nawiasach podano p-value

**Rysunek 2.** Kształtowanie się zmiennych  $\pi_t$  (na lewej osi) oraz  $REER_t$  (na prawej osi).

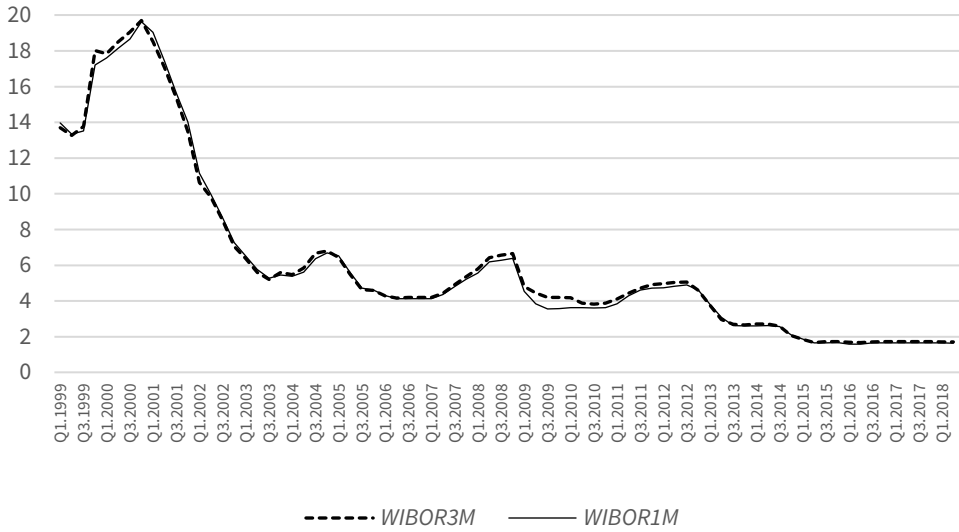
Rysunek 3. Zmienne  $WIBOR1M_t$  oraz  $WIBOR3M_t$ .

Tabela 2. Wybrane statystyki opisowe zmiennych

	$Y_t$	$G_t$	$R_t$	$WIBOR3M_t$	$WIBOR1M_t$	$\pi_t$	$REER_t$
Średnia	12,6999	11,1230	10,8205	6,1757	6,0923	0,0068	4,5506
Mediana	12,7461	11,2166	10,8900	4,6109	4,6124	0,0053	4,5647
Max	13,0568	11,4123	11,3260	19,7038	19,631	0,0348	4,7646
Min.	12,3788	10,7487	10,2579	1,6750	1,5876	-0,0093	4,3802
Odchylenie standardowe	0,2123	0,2023	0,2735	4,8964	4,9310	0,0087	0,0743
Liczba obserwacji	78	78	78	78	78	78	78

**Tabela 3.** Testy pierwiastka jednostkowego pozostałych zmiennych modelu

		ADF		Test Phillipsa–Perrona	
		Wyraz wolny	Wyraz wolny, trend	Wyraz wolny	Wyraz wolny, trend
Poziom zmiennych	$REER_t$	-3,5141 (0,0101)	-3,4078 (0,0579)	-3,1634 (0,0261)	-3,0275 (0,1316)
	$\pi_t$	-3,6799 (0,0064)	-3,3765 (0,0626)	-5,5253 (0,0000)	-6,2184 (0,0000)
	$WIBOR1M_t$	-1,5336 (0,5113)	-2,1623 (0,5031)	-1,5196 (0,5185)	-1,8925 (0,6488)
	$WIBOR3M_t$	-1,4815 (0,5376)	-2,0120 (0,5853)	-1,4915 (0,5327)	-1,9283 (0,6302)
Pierwsze różnice	$\Delta REER_t$	-6,1093 (0,0000)	-6,1356 (0,0000)	-6,8586 (0,0000)	-6,8682 (0,0000)
	$\Delta \pi_t$	-5,4989 (0,0000)	-5,7070 (0,0001)	-22,3712 (0,0001)	-22,6610 (0,0001)
	$\Delta WIBOR1M_t$	-4,6640 (0,0003)	-4,6499 (0,0018)	-4,7476 (0,0002)	-4,6637 (0,0017)
	$\Delta WIBOR3M_t$	-5,2456 (0,0000)	-5,2303 (0,0003)	-5,3465 (0,0000)	-5,3212 (0,0002)

W nawiasach podano p-value

## Załącznik 2. Model SVAR z trzema zmiennymi endogenicznymi – pełna próba

**Tabela 1.** Liczba opóźnień

$p$	Model bez trendu deterministycznego			$p$	Model z trendem deterministycznym		
	AIC	SC	HQ		AIC	SC	HQ
0	-7,5297	-7,2495	-7,4179	0	-10,2486	-9,8749	-10,0995
1	-14,2188	-13,6583*	-13,9952*	1	-14,3233	-13,6695*	-14,0625*
2	-14,3292*	-13,4885	-13,9938	2	-14,3902	-13,4562	-14,0176
3	-14,2159	-13,0950	-13,7687	3	-14,3517	-13,1374	-13,8673
4	-14,2667	-12,8656	-13,7078	4	-14,5231*	-13,0286	-13,9269

$p$  – liczba testowanych opóźnień

AIC – kryterium informacyjne Akaike

SC – kryterium informacyjne Schwarza

HQ – kryterium informacyjne Hannana–Quinna

\* liczba opóźnień wskazana przez kryterium

**Tabela 2a.** Statystyki testu Breuscha–Godfrey’a na autokorelację reszt modelu. Model z jednym opóźnieniem

	Model bez trendu	Model z uwzględnieniem trendu
Rząd autokorelacji	statystyka (p-value)	statystyka (p-value)
1	2,8473 (0,0039)	2,6961 (0,0060)

**Tabela 2b.** Statystyki testu Breuscha–Godfrey’a na autokorelację reszt modelu. Model z większą liczbą opóźnień wskazanych przez kryterium Akaike (test łączny)

Model bez trendu	
Rząd autokorelacji	Model z dwoma opóźnieniami
	statystyka (p-value)
1	1,4162 (0,1857)
2	1,5161 (0,0896)

**Tabela 2b** (cd.)

Model z trendem		
Rząd autokorelacji	Model z dwoma opóźnieniami	Model z czterema opóźnieniami
	statystyka (p-value)	statystyka(p-value)
1	1,8488 (0,0641)	1,7778 (0,0784)
2	1,9908 (0,0128)	1,3105 (0,1897)
3		1,2963 (0,1684)
4		1,4789 (0,0586)

**Tabela 3.** Wyniki testów stabilności – pierwiastki jednostkowe (moduł)

Model z dwoma opóźnieniami, bez trendu	Model z dwoma opóźnieniami, z uwzględnieniem trendu	Model z czterema opóźnieniami, z uwzględnieniem trendu
1,0205	0,9902	0,9490
0,8805	0,6898	0,9197
0,6015	0,6898	0,9197
0,6015	0,5545	0,7492
0,2787	0,2853	0,7492
0,2787	0,2154	0,7385
		0,7385
		0,5904
		0,5904
		0,3108
		0,2956
		0,2956

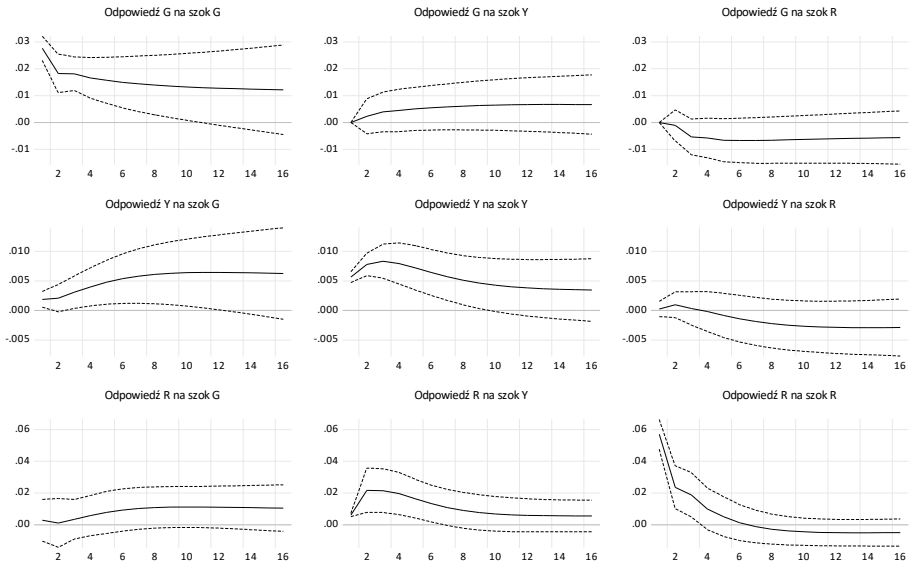
**Tabela 4.** Oszacowania elementów macierzy **A** i **B** modelu z trendem deterministycznym

	Model z dwoma opóźnieniami		Model z czterema opóźnieniami	
	$a_6 = 1,0896$	$a_6 = 2,4998$	$a_6 = 1,0896$	$a_6 = 2,4998$
$b_1$	0,0276***	0,0276***	0,0276***	0,0276***
$a_3$	0,0676***	0,0690***	0,0676***	0,0679***
$a_5$	0,0044	-0,0097	0,0022	-0,0066
$b_2$	0,0056***	0,0058***	0,0046***	0,0047***
$b_5$	0,0008	-0,0018	-0,0011	-0,0037
$b_3$	0,0567***	0,0570***	0,0587***	0,0589***

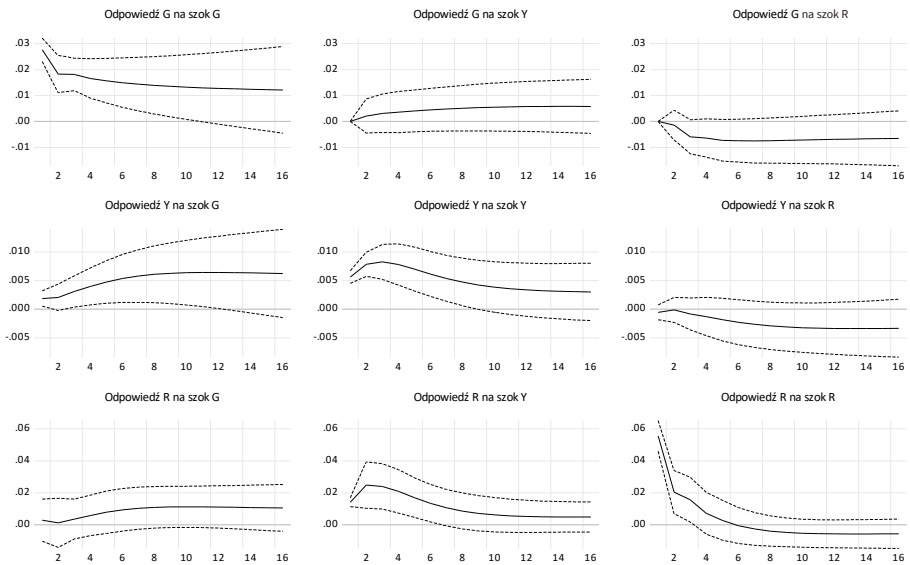
\*\*\*, \*\*, \* istotność oszacowań odpowiednio na poziomie 0,01, 0,05, 0,1



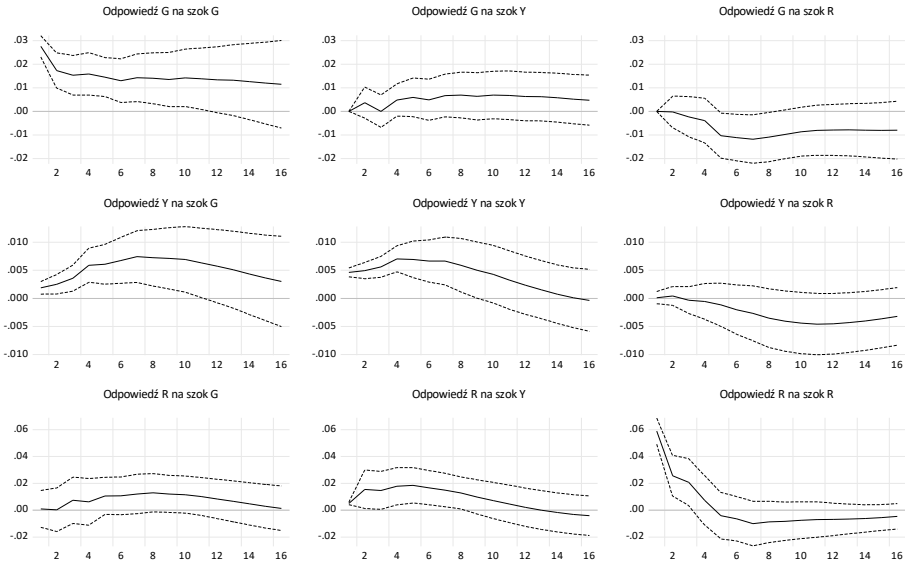
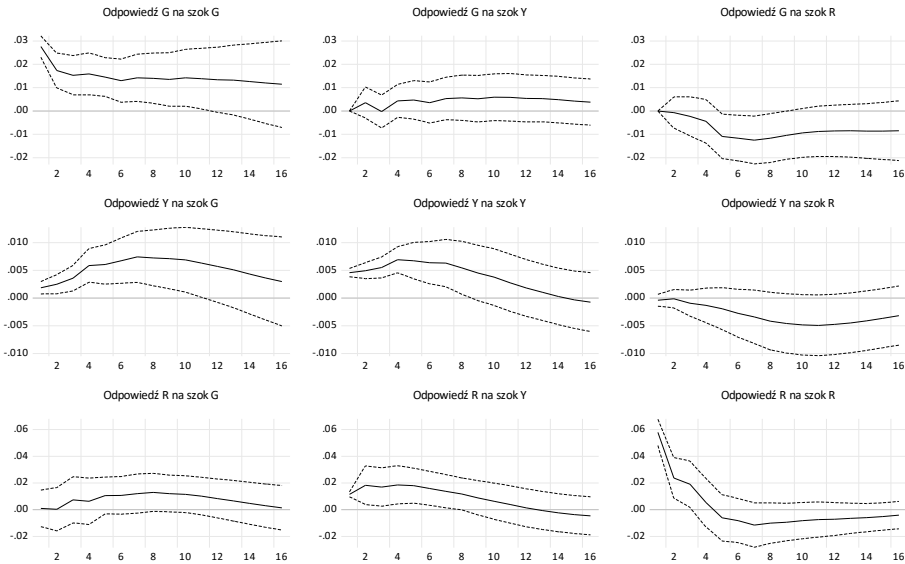
Model z dwoma opóźnieniami,  $a_6 = 1,0896$



Model z dwoma opóźnieniami,  $a_6 = 2,4998$

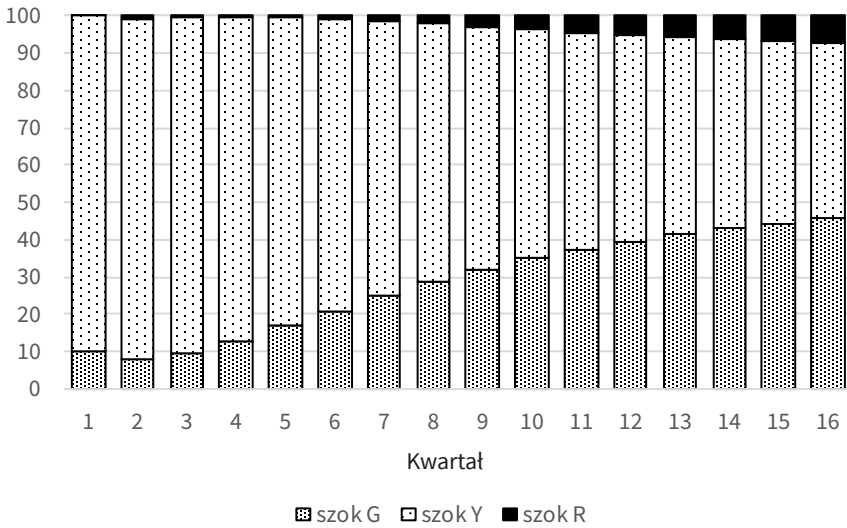


**Rysunek 1a.** Funkcje reakcji na szok o rozmiarach 1 odch. st.  $\pm 2$  bł. stand. Model z liniowym trendem deterministycznym.

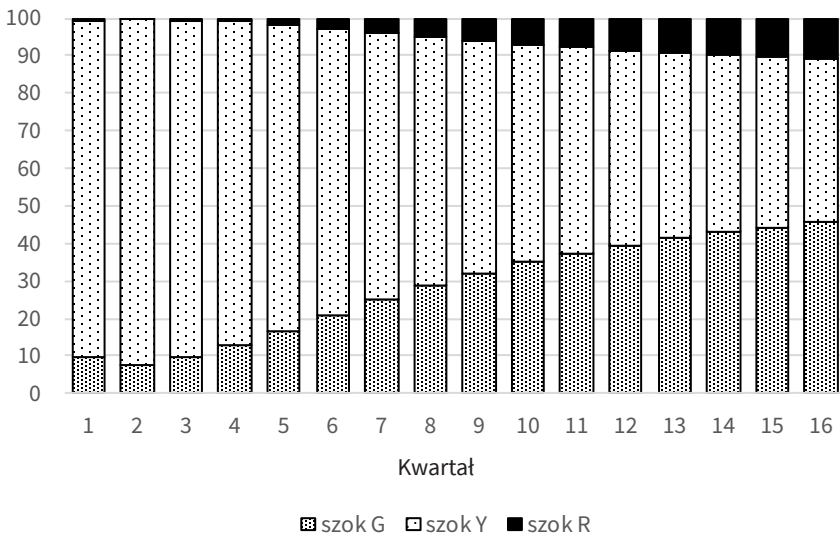
Model z czterema opóźnieniami,  $a_6 = 1,0896$ Model z czterema opóźnieniami,  $a_6 = 2,4998$ 

**Rysunek 1b.** Funkcje reakcji na szok o rozmiarach 1 odch. st.  $\pm 2$  bł. stand. Model z liniowym trendem deterministycznym.

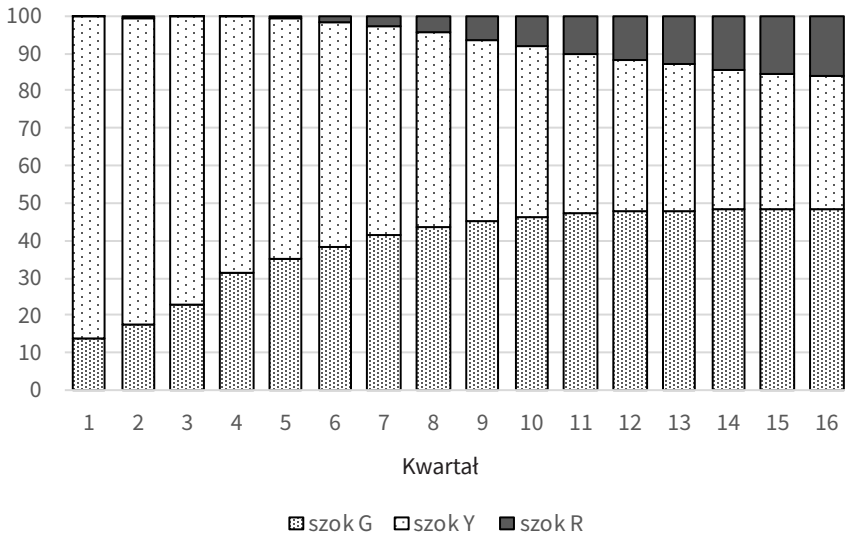
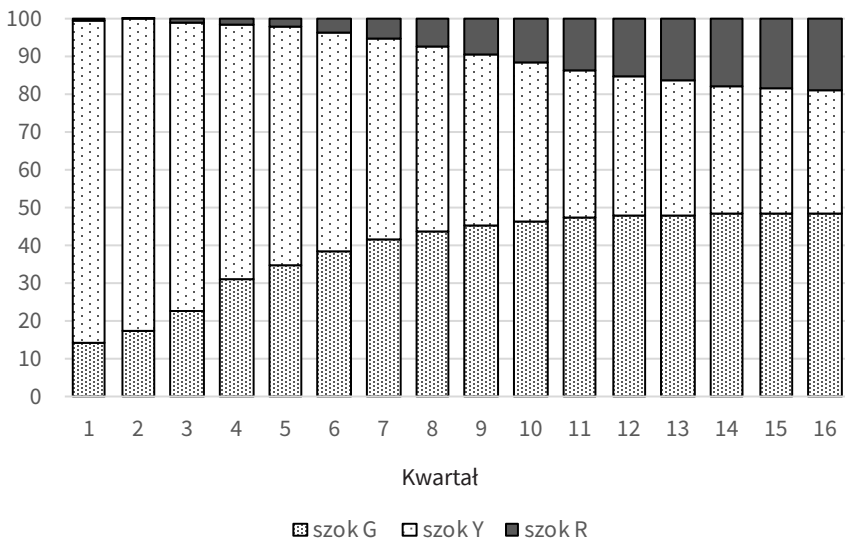
Model z dwoma opóźnieniami,  $a_6 = 1,0896$



Model z dwoma opóźnieniami,  $a_6 = 2,4998$



**Rysunek 2a.** Dekompozycja wariancji  $Y_t$  dla modelu z liniowym trendem deterministycznym.

Model z czterema opóźnieniami,  $\sigma_6 = 1,0896$ Model z czterema opóźnieniami,  $\sigma_6 = 2,4998$ **Rysunek 2b.** Dekompozycja wariancji  $Y_t$  dla modelu z liniowym trendem deterministycznym.



## Załącznik 3. Model SVAR – wyniki w podpróbach

**Tabela 1.** Liczba opóźnień

$\rho$	Model dla podpróby I			$\rho$	Model dla podpróby II		
	AIC	SC	HQ		AIC	SC	HQ
0	-10,9231	-10,5232	-10,7851	0	-12,1190	-11,8630	-12,0271
1	-14,1485	-13,3486*	-13,8724*	1	-14,7473	-14,1075*	-14,5178*
2	-14,0185	-12,8186	-13,6043	2	-14,8466	-13,8229	-14,4793
3	-14,1037	-12,5039	-13,5515	3	-14,7426	-13,3350	-14,2376
4	-14,1819*	-12,1822	-13,4916	4	-15,0681*	-13,2765	-14,4253

$\rho$  – liczba testowanych opóźnień

AIC – kryterium informacyjne Akaike

SC – kryterium informacyjne Schwarza

HQ – kryterium informacyjne Hannana–Quinna

\* liczba opóźnień wskazana przez kryterium

**Tabela 2.** Statystyki testu Breuscha–Godfrey na autokorelację reszt modelu.  
Model z jednym opóźnieniem

	Podpróba I	Podpróba II
Rząd autokorelacji	statystyka (p-value)	statystyka (p-value)
1	2,1960 (0,0332)	1,6173 (0,1269)

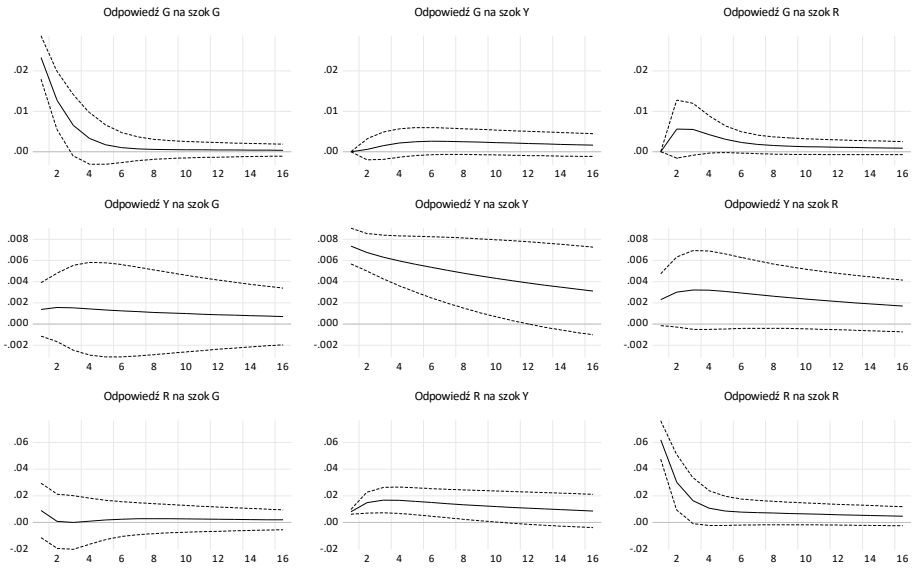
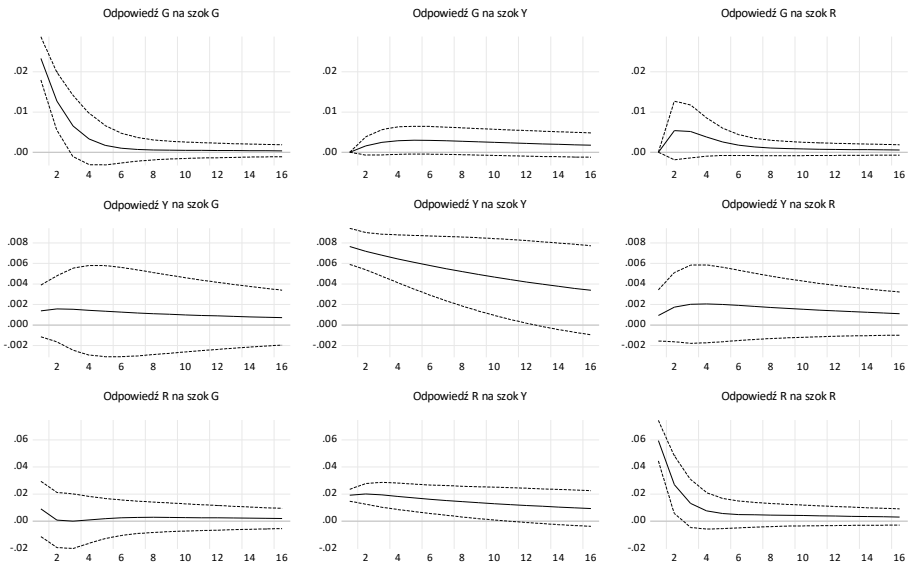
**Tabela 3.** Wyniki testów stabilności – pierwiastki jednostkowe (moduł).  
Model z jednym opóźnieniem

Podpróba I	Podpróba II
0,9476	0,9784
0,4656	0,4286
0,4656	0,4286

**Tabela 4.** Oszacowania elementów macierzy **A** i **B**

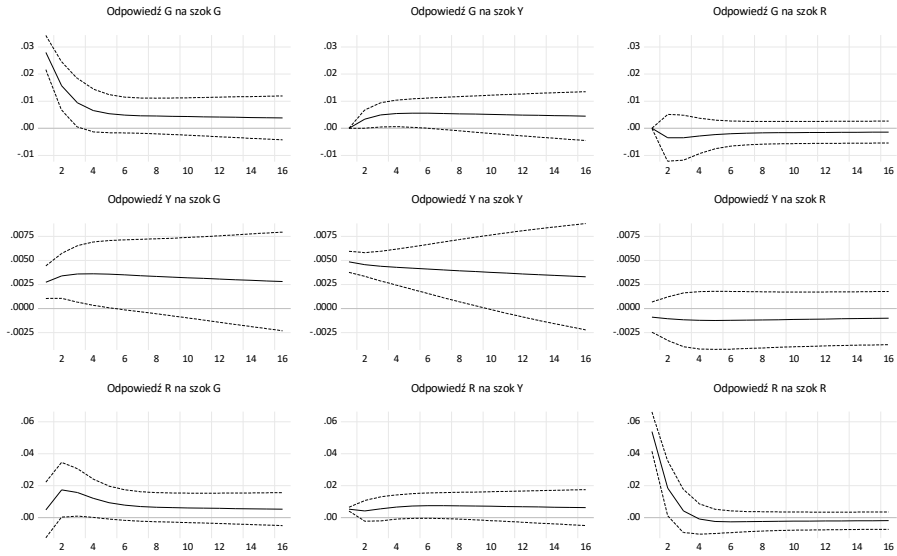
	Podpróba I		Podpróba II	
	Model z jednym opóźnieniem		Model z jednym opóźnieniem	
	$a_6 = 1,0896$	$a_6 = 2,4998$	$a_6 = 1,0896$	$a_6 = 2,4998$
$b_1$	0,0233***	0,0233***	0,0279***	0,0279***
$a_3$	0,0446	0,0530	0,1006***	0,1026***
$a_5$	0,0372**	0,0157	-0,0168	-0,0280*
$b_2$	0,0070***	0,0073***	0,0049***	0,0050***
$b_5$	0,0075	0,0056	0,0018	-0,0020
$b_3$	0,0594***	0,0571***	0,0549***	0,0565***

\*\*\*, \*\*, \* istotność oszacowań odpowiednio na poziomie 0,01, 0,05, 0,1

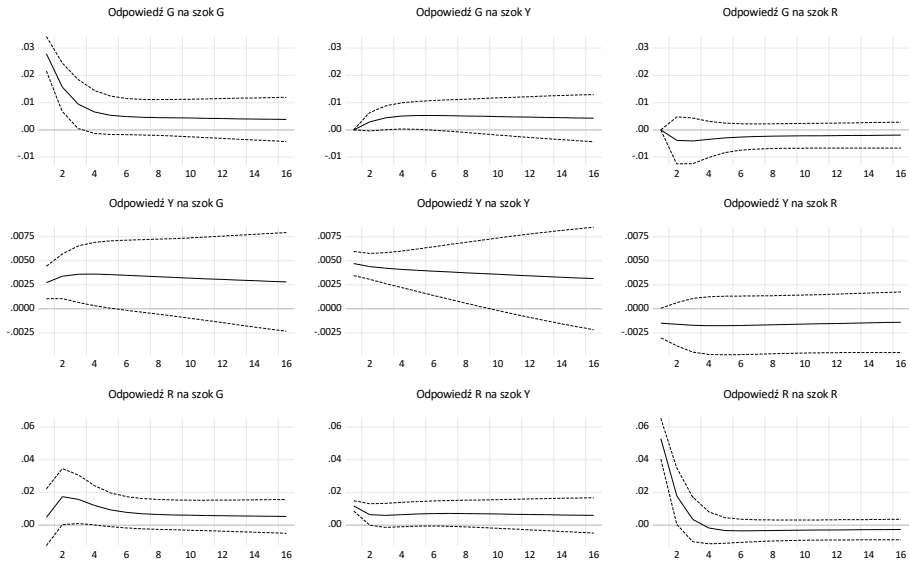
Model z jednym opóźnieniem,  $a_6 = 1,0896$ , próba IModel z jednym opóźnieniem,  $a_6 = 2,4998$ , próba IRysunek 1a. Funkcje reakcji na szok o rozmiarach 1 odch. st.  $\pm 2$  bł. stand.



Model z jednym opóźnieniem,  $\sigma_6 = 1,0896$ , próba II



Model z jednym opóźnieniem,  $\sigma_6 = 2,4998$ , próba II



Rysunek 1b. Funkcje reakcji na szok o rozmiarach 1 odch. st.  $\pm 2$  bł. stand.

## Załącznik 4. Rozszerzony model SVAR

**Tabela 1.** Liczba opóźnień

$p$	AIC	SC	HQ
0	-16,6048	-15,8517	-16,3047
1	-24,7429*	-22,8603*	-23,9927*
2	-24,6184	-21,6063	-23,4181
3	-24,3424	-20,2008	-22,6919
4	-24,7287	-19,4575	-22,6281

$p$  – liczba testowanych opóźnień

AIC – kryterium informacyjne Akaike

SC – kryterium informacyjne Schwarza

HQ – kryterium informacyjne Hannana–Quinna

\* liczba opóźnień wskazana przez kryterium

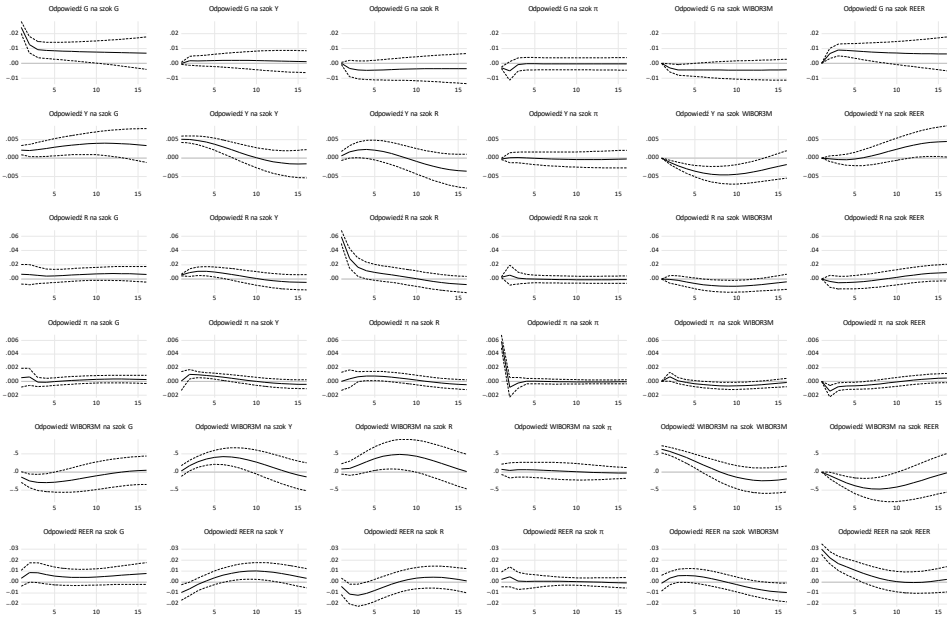
**Tabela 2.** Statystyki testu Breuscha–Godfrey’a na autokorelację reszt modelu.  
Model z jednym opóźnieniem

Rząd autokorelacji	Statystyka (p-value)
1	1,2016 (0,2105)

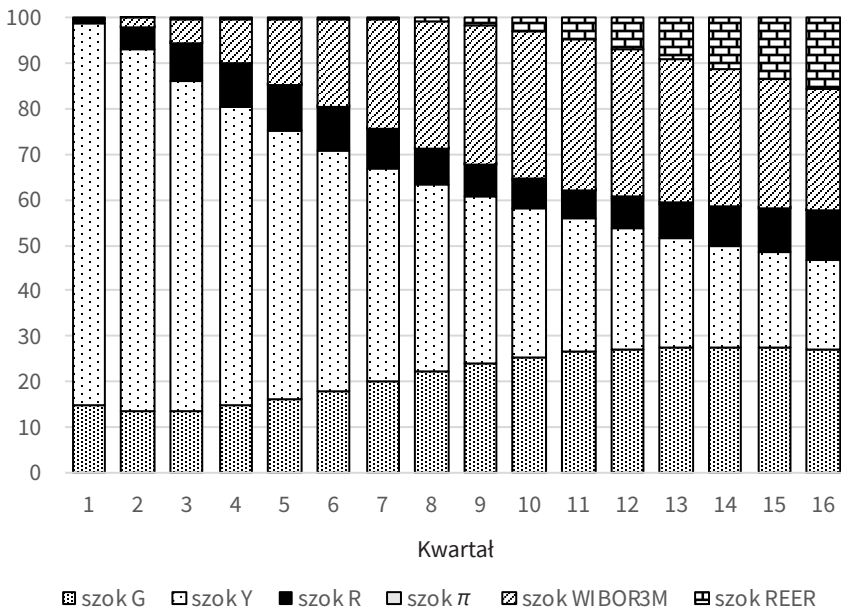
**Tabela 3.** Wyniki testów stabilności – pierwiastki jednostkowe (moduł)

Model z jednym opóźnieniem
0,9756
0,9466
0,9466
0,4080
0,1711
0,1711

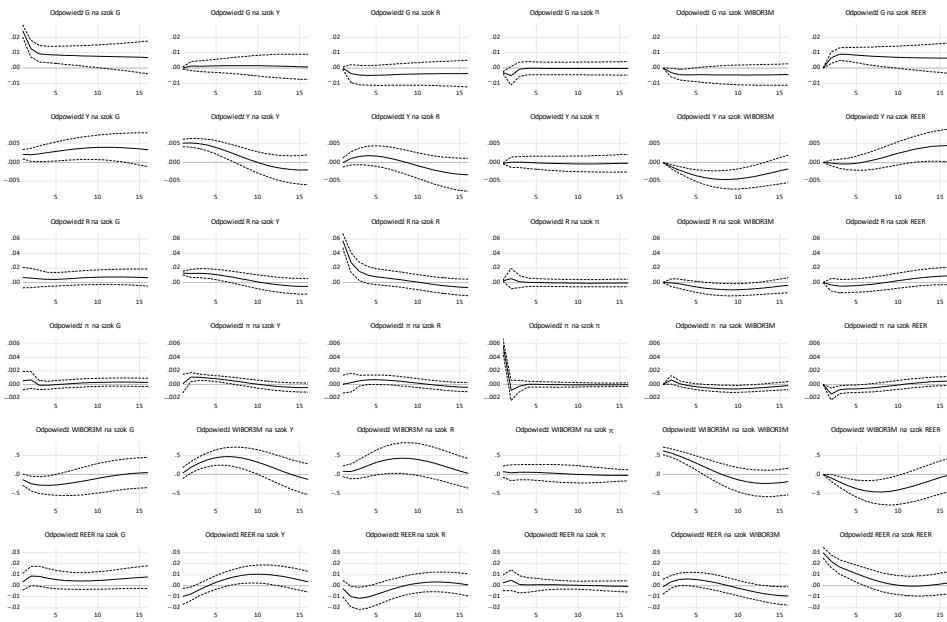




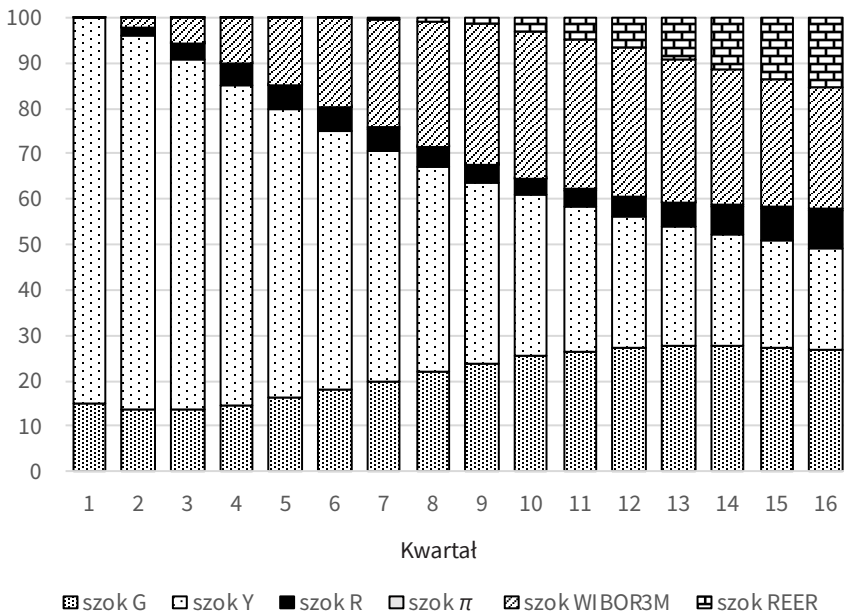
Rysunek 1. Funkcje reakcji na szok o rozmiarach 1 odch. st.  $\pm 2$  bł. stand.,  $a_g = 1,0896$ .



Rysunek 2. Dekompozycja wariancji  $Y_t$ ,  $a_g = 1,0896$ .



**Rysunek 3.** Funkcje reakcji na szok o rozmiarach 1 odch. st.  $\pm 2$  bł. stand.,  $a_g = 2,4998$ .



**Rysunek 4.** Dekompozycja wariancji  $Y_t$ ,  $a_g = 2,4998$ .

# Bibliografia

- Abel, A. (1990), *Asset Prices Under Habit Formation and Catching up with the Joneses*, „American Economic Review”, 80(2): 38–42.
- Abiad, A., Furceri, D., Topalova, P. (2015), *The Macroeconomic Effect of Public Investment: Evidence from Advanced Economies*, IMF Working Paper no. 15/95.
- Acocella, N. (2002), *Zasady polityki gospodarczej*, tłum. A. Wojtyna, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Adam, K., Billi, R. M. (2006), *Optimal Monetary Policy Under Commitment with a Zero Bound on Nominal Interest Rates*, „Journal of Money, Credit and Banking”, 38(7): 1877–1905.
- Adam, K., Billi, R. M. (2007), *Discretionary Monetary Policy and the Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates*, „Journal of Monetary Economics”, 54(3): 728–752.
- Adam, K., Billi, R. M. (2008), *Monetary Conservatism and Fiscal Policy*, „Journal of Monetary Economics”, 55(8): 1376–1388.
- Adamowicz, E., Dudek, S., Pachucki, D., Walczyk, K. (2012), *Wahania cykliczne w Polsce i strefie euro*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 89, Wydawnictwa Instytutu Rozwoju Gospodarczego, Warszawa.
- Afonso, A. (2010), *Expansionary Fiscal Consolidations in Europe: New Evidence*, „Applied Economics Letters”, 17(2): 105–109.
- Afonso, A., Jalles, J. T. (2014), *Assessing Fiscal Episodes*, „Economic Modelling”, 37(C): 255–270.
- Afonso, A., Agnello, L., Furceri, D. (2010), *Fiscal Policy Responsiveness, Persistence, and Discretion*, „Public Choice”, 145(3): 503–530.
- Afonso, A., Baxa, J., Slavik, M. (2018), *Fiscal Developments and Financial Stress: A Threshold VAR Analysis*, „Empirical Economics”, 54(2): 395–423.
- Afonso, A., Grüner, H. P., Kolerus, Ch. E. (2010), *Fiscal Policy and Growth: Do Financial Crisis Make a Difference?*, Bank of Italy Paper Series – Occasional Paper no. 25.
- Agarwal, R., Kimball, M. (2015), *Breaking the Zero Lower Bound*, IMF Working Paper no. 15/224.
- Aghion, P., Marinescu, I. (2007), *Cyclical Budgetary Policy and Economic Growth: What Do We Learn from OECD Panel Data?*, „NBER Macroeconomics Annual”, D. Acemoglu, K. Rogoff, M. Woodford (eds), 22: 251–278.
- Agnello, L., Cimadomo, J. (2012), *Discretionary Fiscal Policies over the Cycle: New Evidence Based on the ESCB Disaggregated Approach*, „International Journal of Central Banking”, 8(2): 43–85.

- Agnello, L., Sousa, R. M. (2014), *The Determinants of the Volatility of Fiscal Policy Discretion*, „Fiscal Studies”, 35: 91–115.
- Agnello, L., Furceri, D., Sousa, R. M. (2011), *Fiscal Policy Discretion, Private Spending, and Crisis Responses*, Direction Générale des Etudes et des Relations Internationales, Banque de France, Document de Travail no. 354.
- Agnello, L., Furceri, D., Sousa, R. M. (2013), *How Best to Measure Discretionary Fiscal Policy? Assessing Its Impact on Private Spending*, „Economic Modelling”, 34(C): 15–24.
- Ahrend, R., Catte, P., Price, R. (2006), *Interaction Between Monetary and Fiscal Policy: How Monetary Conditions Affects Fiscal Consolidation*, OECD Working Paper no. 521.
- Aiyagari, S. R., Christiano, L. J., Eichenbaum, M. (1992), *The Output, Employment and Interest Rate Effects of Government Consumption*, „Journal of Monetary Economics”, 30(1): 73–86.
- Albertini, J., Poirier, A., Roulleau-Pasdeloup, J. (2014), *The Composition of Government Spending and the Multiplier at the Zero Lower Bound*, „Economics Letters”, 122(1): 31–35.
- Alesina, A. (2012), *Fiscal Policy After the Great Recession*, „Atlantic Economic Journal”, 40(4): 429–435.
- Alesina, A., Ardagna, S. (1998), *Tales of Fiscal Adjustment*, „Economic Policy”, 13(27): 489–585.
- Alesina, A., Ardagna, S. (2010), *Large Changes in Fiscal Policy: Taxes Versus Spending*, „Tax Policy and the Economy”, 24(1): 35–68.
- Alesina, A., Perotti, R. (1995), *Fiscal Expansions and Fiscal Adjustments in OECD Countries*, NBER Working Paper no. 5214.
- Alesina, A., Perotti, R. (1996), *Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects*, NBER Working Paper no. 5730.
- Alesina, A., Tabellini, G. (1990), *A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt*, „Review of Economic Studies”, 57(3): 403–414.
- Alesina, A., Giavazzi, F. (eds) (2013), *Fiscal Policy After the Financial Crisis*, University of Chicago Press, Chicago.
- Alesina, A., Campante, F. R., Tabellini, G. (2008), *Why Is Fiscal Policy Often Procyclical?*, „Journal of the European Economic Association”, 6(5): 1006–1036.
- Alesina, A., Roubini, N., Cohen, G. D. (1997), *Political Cycles and the Macroeconomy*, The MIT Press, Cambridge, MA.
- Alesina, A., Hausmann, R., Hommes, R., Stein, E. (1999), *Budget Institutions and Fiscal Performance in Latin America*, „Journal of Development Economics”, 59(2): 253–273.
- Alonso-Carrera, J., Caballé, J., Raurich, X. (2005), *Growth, Habit Formation, and Catching-up with the Joneses*, „European Economic Review”, 49: 1665–1691.
- Altig, D., Christiano, L. J., Eichenbaum, M., Lindé, J. (2011), *Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities and the Business Cycle*, „Review of Economic Dynamics”, 14(2): 225–247.
- Álvarez, L. J., Dhyne, E., Hoerberichts, M., Kwapil, C., Le Bihan, H., Lünemann, P., Martins, F., Sabbatini, R., Stahl, H., Vermeulen, P., Vilmunen, J. (2006), *Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro-Evidence*, „Journal of the European Economic Association”, 4(2–3): 575–584.
- Amato, J. D., Laubach, T. (2003), *Rule-of-Thumb Behaviour and Monetary Policy*, „European Economic Review”, 47(5): 791–831.

- Ambriško, R., Augusta, V., Hájková, D., Král, P., Netušilová, P., Říkovský, M., Soukup, P. (2012), *Fiscal Discretion in the Czech Republic in 2001–2011: Has It Been Stabilizing?*, Czech National Bank, „Research and Policy Notes”, 1.
- Ando, A., Modigliani, F. (1963), *The „Life Cycle” Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests*, „American Economic Review”, 53(1): 55–84.
- Arias, J. E., Rubio-Ramírez, J. F., Waggoner, D. F. (2018), *Inference Based on SVARs Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Application*, „Econometrica”, 86(2): 685–720.
- Arsic, M., Nojkovic, A., Randjelovic, S. (2017), *Determinants of Discretionary Fiscal Policy in Central and Eastern Europe*, „Economic Systems”, 41(3): 367–378.
- Aschauer, D. A. (1985), *Fiscal Policy and Aggregate Demand*, „American Economic Review”, 75(1): 117–127.
- Aschauer, D. A. (1988a), *Is Public Expenditure Productive?*, „Journal of Monetary Economics”, 23(2): 177–200.
- Aschauer, D. A. (1988b), *The Equilibrium Approach to Fiscal Policy*, „Journal of Money, Credit and Banking”, 20(1): 41–62.
- Aschauer, D. A. (1989), *Is Public Spending Productive?*, „Journal of Monetary Economics”, 23: 177–200.
- Atoyan, R., Jaeger, A., Smith, D. (2012), *The Pre-Crisis Capital Flow Surge to Emerging Europe: Did Countercyclical Fiscal Policy Make a Difference?*, IMF Working Paper no. 12/222.
- Auerbach, A. J. (2002), *Is There a Role for Discretionary Fiscal Policy?*, NBER Working Paper no. 9306.
- Auerbach, A. J. (2009), *Implementing the New Fiscal Policy Activism*, „American Economic Review”, 99(2): 543–549.
- Auerbach, A. J., Gorodnichenko, Y. (2012a), *Measuring the Output Responses to Fiscal Policy*, „American Economic Journal: Economic Policy”, 4(2): 1–27.
- Auerbach, A. J., Gorodnichenko, Y. (2012b), *Fiscal Multipliers in Recession and Expansion*, [w:] A. Alesina, F. Giavazzi (eds), *Fiscal Policy After the Financial Crisis*, National Bureau of Economic Research, Inc.: 63–98.
- Auerbach, A. J., Gorodnichenko, Y. (2013), *Output Spillovers from Fiscal Policy*, „American Economic Review”, 103(3): 141–146.
- Auerbach, A. J., Gorodnichenko, Y. (2017), *Fiscal Multipliers in Japan*, „Research in Economics”, 71(3): 411–421.
- Auerbach, A. J., Obstfeld, M. (2005), *The Case for Open-Market Purchases in a Liquidity Trap*, „American Economic Review”, 95(1): 110–137.
- Bachmann, R., Sims, E. R. (2012), *Confidence and the Transmission of Government Spending Shocks*, „Journal of Monetary Economics”, 59(3): 235–249.
- Backus, D. K., Kehoe, P. J., Kydland, F. E. (1992), *International Real Business Cycles*, „Journal of Political Economy”, 100(4): 745–775.
- Bain, K., Howells, P. G. A. (1987), *Government and the Economy*, Longman, London.
- Baldacci, E., Gupta, S., Mulas-Granados, C. (2009), *How Effective Is Fiscal Policy Response in Systemic Banking Crises?*, IMF Working Paper no. 09/160.
- Balke, N. (2000), *Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Nonlinear Propagation of Shocks*, „The Review of Economics and Statistics”, 82(2): 344–349.



- Baranowski, P. (2014), *Reguły polityki pieniężnej w Polsce. Podejście ilościowe*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Baranowski, P., Krajewski, P., Mackiewicz, M., Szymańska, A. (2016), *The Effectiveness of Fiscal Policy over the Business Cycle: A CEE Perspective*, „Emerging Markets Finance and Trade”, 52(8): 1910–1921.
- Barczyk, R. (2004), *Teoria i praktyka polityki antycyklicznej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Barczyk, R., Lubiński, M. (2009), *Dylematy stabilizowania koniunktury*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- Barczyk, R., Konopczak, K., Lubiński, M., Marczewski, K. (2010), *Synchronizacja wahań koniunkturalnych. Mechanizmy i konsekwencje*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- Barrell, R., Fic, T., Liadze, I. (2009), *Fiscal Policy Effectiveness in the Banking Crisis*, „National Institute Economic Review”, 207(1): 43–50.
- Barrell, R., Holland, D., Hurst, I. (2012a), *Fiscal Multipliers and Prospects for Consolidation*, „OECD Journal: Economic Studies”, 1.
- Barrell, R., Holland, D., Hurst, I. (2012b), *Fiscal Consolidation: Part 2. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations*, OECD Economics Department Working Papers no. 933.
- Barro, R. J. (1974), *Are Government Bonds Net Wealth?*, „Journal of Political Economy”, 82(6): 1095–1117.
- Barro, R. J. (1979), *On the Determination of the Public Debt*, „Journal of Political Economy”, 87(5): 940–971.
- Barro, R. J. (1981), *Output Effects of Government Purchases*, „Journal of Political Economy”, 89(6): 1086–1121.
- Barro, R. J. (1988), *The Ricardian Approach to Budget Deficits*, NBER Working Paper no. 2685.
- Barro, R. J. (1989), *The Neoclassical Approach to Fiscal Policy*, [w:] R. J. Barro (ed.), *Modern Business Cycle Theory*, Harvard University Press, Cambridge, MA: 178–235.
- Barro, R. J. (2009), *Government Spending Is No Free Lunch*, „The Wall Street Journal”, 22 January: A17.
- Barro, R. J., Redlick, Ch. J. (2011), *Macroeconomic Effects from Government Purchases and Taxes*, „The Quarterly Journal of Economics”, 126(1): 51–102.
- Bartkowiak, R. (2003), *Historia myśli ekonomicznej*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Batini, N., Callegari, G., Melina, G. (2012), *Successful Austerity in the United States, Europe and Japan*, IMF Working Paper no. 12/190.
- Batini, N., Eyraud, L., Weber, A. (2014b), *A Simple Method to Compute Fiscal Multipliers*, IMF Working Paper no. 14/93.
- Batini, N., Eyraud, L., Forni, L., Weber, A. (2014a), *Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections*, IMF Technical Notes and Manuals.
- Baum, A., Koester, G. B. (2011), *The Impact of Fiscal Policy on Economic Activity over the Business Cycle: Evidence from a Threshold VAR Analysis*, Deutsche Bundesbank Discussion Paper, Series 1: Economic Studies no. 03.

- Baum, A., Poplawski-Ribeiro, M., Weber, A. (2012), *Fiscal Multipliers and the State of the Economy*, IMF Working Papers no. 12/286.
- Baumeister, Ch., Hamilton, J. D. (2015), *Sign Restrictions, Structural Vector Autoregressions, and Useful Prior Information*, „Econometrica”, 83(5): 1963–1999.
- Baxa, J. (2010), *What the Data Say About the Effects of Fiscal Policy in the Czech Republic?*, [w:] M. Houda, J. Friebeľova (eds), *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”, 83(3): 315–334.
- Bech, M., Malkhozov, A., (2016), *How Have Central Banks Implemented Negative Policy Rates*, „BIS Quarterly Review”, March: 31–44.
- Beetsma, R. M. W. J., Jensen, H. (2005), *Monetary and Fiscal Policy Interactions in a Micro-Founded Model of a Monetary Union*, „Journal of International Economics”, 67(2): 320–352.
- Belke, A., Rees, A. (2014), *Globalisation and Monetary Policy? A FAVAR Analysis for the G7 and the Eurozone*, „The North American Journal of Economics and Finance”, 29(C): 306–321.
- Benčík, M. (2014), *Dual Regime Fiscal Multipliers in Converging Economies: A Simple STVAR Approach*, Národná Banka Slovenska, Working Paper no. 2.
- Benkovskis, K., Bessonovs, A., Feldkircher, M., Wörz, J. (2011), *The Transmission of Euro Area Monetary Shocks to the Czech Republic, Poland and Hungary: Evidence from a FAVAR Model*, „Focus on the European Economic Integration”, 3: 8–36.
- Bernanke, B. S. (1986), *Alternative Explanations of the Money-Income Correlation*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy”, 25: 49–99.
- Bernanke, B. S., Blinder, A. S. (1992), *The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission*, „American Economic Review”, 82(4): 901–921.
- Bernanke, B., Mihov, I. (1998), *Measuring Monetary Policy*, „The Quarterly Journal of Economics”, CXIII: 315–334.
- Bernanke, B., Boivin, J., Elias, P. (2005), *Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach*, „The Quarterly Journal of Economics”, 120(1): 387–422.
- Bernoth, K., Hughes, H. A., Lewis, J. (2008), *Did Fiscal Policy Makers Know What They Were Doing? Reassessing Fiscal Policy with Real Time Data*, CEPR Discussion Papers no. 6758.
- Bertola, G., Drazen, A. (1993), *Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity*, „American Economic Review”, 83(1): 11–26.
- Bezďek, V., Dybczak, K., Kreidl, A. (2003), *Cyclically Adjusted Fiscal Balance: OECD and ESCB Methods*, „Czech Journal of Economics and Finance”, 53(11–12): 477–509.
- Bhattacharya, R., Mukherjee, S. (2010), *Private Sector Consumption and Government Debt in Advanced Economies: An Empirical Study*, IMF Working Paper no. 10/264.
- Bijmolt, T. H. A., Pieters, R. G. M. (2001), *Meta-Analysis in Marketing when Studies Contain Multiple Measurements*, „Marketing Letters”, 12(2): 157–169.
- Bilbie, F. O., Monacelli, T., Perotti, R. (2019), *Is Government Spending at the Zero Lower Bound Desirable?*, „American Economic Journal: Macroeconomics”, 11(3): 147–173.
- Blanchard, O. (1990), *Comment on Giavazzi and Pagano (1990)*, „NBER Macroeconomics Annual”, O. Blanchard, S. Fischer (eds), 5: 111–116.

- Blanchard, O. (2011), *Makroekonomia*, tłum. M. Dąbrowski i in., Oficyna a Wolters Kluwer business, Warszawa.
- Blanchard, O., Leigh, D. (2012), *Are We Underestimating Short-Term Fiscal Multipliers*, [w:] *International Monetary Fund, World Economic Outlook: Coping with High Debt and Sluggish Growth*, International Monetary Fund, October, Washington: 41–43.
- Blanchard, O., Leigh, D. (2013), *Growth Forecast Error and Fiscal Multipliers*, IMF Working Paper no. 12/1.
- Blanchard, O., Perotti, R. (1999), *An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output*, NBER Working Papers no. 7269.
- Blanchard, O., Perotti, R. (2002), *An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output*, „The Quarterly Journal of Economics”, 117(4): 1329–1368.
- Blanchard, O., Watson, M. W. (1986), *Are All Business Cycles Alike?*, [w:] R. J. Gordon (ed.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*, NBER: 123–180.
- Blaug, M. (1994), *Teoria ekonomii. Ujęcie retrospektywne. Postscriptum metodologiczne*, tłum. I. Budzyńska, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa.
- Blaug, M. (2000), *Teoria ekonomii. Ujęcie retrospektywne*, tłum. I. Budzyńska, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Blinder, A. S., Zandi, M. (2010), *How the Great Recession Was Brought to an End*, [www.dismal.com/mark-zandi/documents/End-of-Great-Recession.pdf](http://www.dismal.com/mark-zandi/documents/End-of-Great-Recession.pdf) (data dostępu: 25.06.2018).
- Bludnik, I. (2010), *Neoklasyzm. Analiza krytyczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- Bodenstein, M., Erceg, Ch. J., Guerrieri, L. (2017), *The Effects of Foreign Shocks when Interest Rates Are at Zero*, „Canadian Journal of Economics”, 50(3): 660–684.
- Boivin, J., Giannoni, M. P., Mojon, B. (2008), *How Has the Euro Changed the Monetary Transmission?*, NBER Working Paper no. 14190.
- Boivin, J., Giannoni, M. P., Stevanović, D. (2013), *Dynamic Effects of Credit Shocks in a Data-Rich Environment*, FRB of New York Staff Report no. 615.
- Boivin, J., Kiley, M. T., Mishkin, F. S. (2010), *How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved over Time?*, [w:] B. M. Friedman, M. Woodford (eds), *Handbook of Monetary Economics*, 3, North Holland, Amsterdam: 369–422.
- Born, B., Juessen, F., Mueller, J. (2013), *Exchange Rate Regimes and Fiscal Multipliers*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, 37(2): 446–465.
- Borys, P., Ciżkowicz, P., Rzońca, A. (2014), *Panel Data Evidence on the Effects of Fiscal Policy Shocks in the EU New Member States*, „Fiscal Studies”, 35(2): 189–224.
- Bouakez, H., Rebei, N. (2007), *Why Does Private Consumption Rise After a Government Spending Shock?*, „Canadian Journal of Economics”, 40(3): 954–979.
- Boussard, J., Castro, de, F., Salto, M. (2013), *Fiscal Multipliers and Public Debt Dynamics in Consolidations*, [w:] *Public Debt, Global Governance and Economic Dynamism*, Springer, Milano: 167–211.
- Bouthévilain, C., Dufrénot, G. (2011), *Are the Effects of Fiscal Changes Different in Times of Crisis and Non-Crisis? The French Case*, „Revue d'économie Politique”, 121(3): 371–407.

- Braun, R. A. (1994), *Tax Disturbances and Real Economic Activity in the Postwar United States*, „Journal of Monetary Economics”, 33(3): 441–462.
- Braun, R. A., Korber, L. M., Waki, Y. (2013), *Small and Orthodox Fiscal Multipliers at the Zero Lower Bound*, FRB of Atlanta Working Paper no. 2013-13.
- Brinca, P., Holter, H. A., Krusell, P., Malafray, L. (2016), *Fiscal Multipliers in the 21<sup>st</sup> Century*, „Journal of Monetary Economics”, 77: 53–69.
- Buiter, W. H. (1977), *‘Crowding Out’ and the Effectiveness of Fiscal Policy*, „Journal of Public Economics”, 7(3): 309–328.
- Bukowski, H. (2015), *Fiscal Consolidation as a Self-Fulfilling Prophecy on Fiscal Multipliers*, NBP Working Paper no. 217.
- Burnside, C., Eichenbaum, M., Fisher, J. D. M. (2004), *Fiscal Shocks and Their Consequences*, „Journal of Economic Theory”, 115(1): 89–117.
- Caldara, D., Kamps, Ch. (2006), *What Do We Know About the Effects of Fiscal Policy Shocks? A Comparative Analysis*, Computing in Economics and Finance Series no. 257.
- Caldara, D., Kamps, Ch. (2008), *What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR-Based Comparative Analysis*, ECB Working Paper Series no. 877.
- Caldara, D., Kamps, Ch. (2010), *The Analytics of the Sign Restriction Approach to Shock Identification: A Framework for Understanding the Empirical Macro Puzzles*, Society for Economic Dynamics, Meeting Papers no. 335.
- Caldara, D., Kamps, Ch. (2017), *The Analytics of SVARs: A Unified Framework to Measure Fiscal Multipliers*, „Review of Economic Studies”, 84(3): 1015–1040.
- Calderón, C., Schmidt-Hebbel, K. (2008), *Business Cycles and Fiscal Policies: The Role of Institutions and Financial Markets*, Central Bank of Chile Working Papers no. 481.
- Calvo, G. A. (1983), *Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework*, „Journal of Monetary Economics”, 12(3): 383–398.
- Campbell, J. Y. (1994), *An Analytical Approach to the Stochastic Growth Model*, „Journal of Monetary Economics”, 33(3): 463–506.
- Campbell, J. Y., Cochrane, J. (1999), *By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior*, „Journal of Political Economy”, 107(2): 205–251.
- Campbell, J. Y., Mankiw, N. G. (1989), *Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence*, „NBER Macroeconomics Annual”, O. Blanchard, S. Fisher (eds), 4: 185–246.
- Campbell, M., Levring, P. (2016), *The Land Below Zero: Where Negative Interest Rates Are Normal*, <https://www.bloomberg.com/news/articles/2016-06-06/denmark-land-below-zero-where-negative-interest-rates-are-normal> (data dostępu: 21.07.2018).
- Canova, F. (2007), *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press, Princeton.
- Canova, F., Gambetti, L. (2009), *Structural Changes in the US Economy: Is There a Role for Monetary Policy?*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, 33(2): 477–490.
- Canova, F., Nicolò, de, G. (2002), *Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7*, „Journal of Monetary Economics”, 49(6): 1131–1159.
- Canova, F., Pappa, E. (2007), *Price Differentials in Monetary Unions: The Role of Fiscal Shocks*, „The Economic Journal”, 117(520): 713–737.

- Canova, F., Pappa, E. (2011), *Fiscal Policy, Pricing Frictions and Monetary Accommodation*, „Economic Policy”, 26(68): 555–598.
- Canova, F., Paustian, M. (2010), *Measurement with Some Theory: A New Approach to Evaluate Business Cycle Models*, Barcelona Graduate School of Economics Working Papers no. 511.
- Canova, F., Pérez Forero, F. (2015), *Estimating Overidentified, Nonrecursive, Time-Varying Coefficients Structural Vector Autoregressions*, „Quantitative Economics”, 6: 359–384.
- Canzoneri, M., Collard, F., Dellas, H., Diba, B. (2015), *Fiscal Multipliers in Recessions*, Bank of International Settlements, <https://www.bis.org/events/conf150310/dellas.pdf> (data dostępu: 25.06.2018).
- Čapek, J., Crespo Cuaresma, J. (2018), *We Just Estimated Twenty Million Fiscal Multiplier*, Vienna University of Economics and Business, Department of Economics Working Paper no. 268.
- Card, D., Kluve, J., Weber, A. (2010), *Active Labour Market Policy Evaluations: A Meta-Analysis*, „The Economic Journal”, 120(548): F452–F477.
- Cardarelli, R., Elekdag, S., Lall, S. (2009), *Financial Stress, Downturns and Recoveries*, IMF Working Paper no. 09/100.
- Carlstrom, Ch. T., Fuerst, T. S., Paustian, M. (2014), *Fiscal Multipliers Under an Interest Rate Peg of Deterministic Versus Stochastic Duration*, „Journal of Money, Credit and Banking”, 46(6): 1293–1312.
- Carrillo, J. A., Poilly, C. (2013), *How Do Financial Frictions Affect the Spending Multiplier During a Liquidity Trap?*, „Review of Economic Dynamics”, 16(2): 296–311.
- Carroll, Ch. D. (1992), *The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence*, „Brookings Papers on Economic Activity”, 2: 61–156.
- Carroll, Ch. D. (1997), *Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis*, „The Quarterly Journal of Economics”, 112(1): 1–55.
- Carroll, Ch. D. (2004), *Theoretical Foundations of Buffer Stock Saving*, Johns Hopkins University Working Paper no. 517.
- Carroll, Ch. D., Samwick, A. A. (1998), *How Important is Precautionary Saving?*, „The Review of Economics and Statistics”, 80(3): 410–419.
- Carroll, Ch. D., Weil, D. N. (1994), *Saving and Growth: A Reinterpretation*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy”, 40: 133–192.
- Carroll, Ch. D., Overland, J., Weil, D. N. (2000), *Saving and Growth with Habit Formation*, „American Economic Review”, 90(3): 341–355.
- Castro, G., Felix, R. M., Julio, P., Maria, J. R. (2013), *Fiscal Multiplier in a Small Euro Area Economy: How Big Can They Get in Crisis Times?*, Banco de Portugal Working Paper no. 201311.
- Catão, L., Sutton, B. (2002), *Sovereign Defaults: The Role of Volatility*, IMF Working Papers no. 02/149.
- Cavallari, L., Romano, S. (2017), *Fiscal Policy in Europe: The Importance of Making It Predictable*, „Economic Modelling”, 60: 81–97.
- Charemza, W. W., Deadman, D. F. (1997), *Nowa ekonometria*, tłum. E. M. Syczewska, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Chari, V. V., Kehoe, P. J. (1999), *Optimal Fiscal and Monetary Policy*, [w:] J. B. Taylor, M. Woodford (eds), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1c, chapter 26: 1671–1745.

- Chari, V. V., Christiano, L. J., Kehoe, P. J. (1994), *Optimal Fiscal Policy in a Business Cycle Model*, „Journal of Political Economy”, 102(4): 617–652.
- Chernozhukov, V., Hong, H. (2003), *An MCMC Approach to Classical Estimation*, „Journal of Econometrics”, 115(2): 293–346.
- Chinn, M. (2013), *Fiscal Multipliers*, [w:] S. N. Durlauf, L. E. Blume (eds), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Palgrave Macmillan (edycja online).
- Chmielewski, T., Kapuściński, M., Kocięcki, A., Łyziak, T., Przystupa, J., Stanisławska, E., Wróbel, E. (2018), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Stan wiedzy w 2017 r.*, Materiały i Studia NBP nr 330.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. (1992), *Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations*, „American Economic Review”, 82(3): 430–450.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., Evans, Ch. (1998), *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?*, NBER Working Paper no. 6400.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., Evans, Ch. (2005), *Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy*, „Journal of Political Economy”, 113(1): 1–45.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., Rebelo, S. (2011), *When is the Government Spending Multiplier Large?*, „Journal of Political Economy”, 119(1): 78–121.
- Ciżkowicz, P., Rzońca, A. (2005), *Non-Keynesian Effects of Fiscal Contraction in New Member States*, ECB Working Paper Series no. 519.
- Ciżkowicz, P., Rzońca, A. (2011), *Mechanizmy oddziaływania deficytu fiskalnego na wzrost gospodarki*, „Gospodarka Narodowa”, 10(242): 1–20.
- Cloyne, J. (2011), *What Are the Effects of Tax Changes in the United Kingdom? New Evidence from a Narrative Evaluation*, CESifo Working Paper Series no. 3433.
- Cochrane, J. H. (2017), *The New-Keynesian Liquidity Trap*, „Journal of Monetary Economics”, 92: 47–63.
- Coenen, G. (1998), *Intertemporal Effects of Fiscal Policy in an RBC Model*, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank Discussion Paper no. 2/98.
- Coenen, G., Straub, R. (2005), *Does Government Spending Crowd in Private Consumption? Theory and Empirical Evidence for the Euro Area*, „International Finance”, 8(3): 435–470.
- Coenen, G., Wieland, V. (2003), *The Zero-Interest-Rate Bound and the Role of the Exchange Rate for Monetary Policy in Japan*, „Journal of Monetary Economics”, 50(5): 1071–1101.
- Coenen, G., McAdam, P., Straub, R. (2007), *Tax Reform and Labour-Market Performance in the Euro Area: A Simulation-Based Analysis Using the New Area-Wide Model*, ECB Working Papers no. 747.
- Coenen, G., Straub, R., Trabandt, M. (2012), *Fiscal Policy and the Great Recession in the Euro Area*, „American Economic Review”, 102(3): 71–76.
- Coenen, G., Straub, R., Trabandt, M. (2013), *Gauging the Effects of Fiscal Stimulus Packages in the Euro Area*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, 37: 367–386.
- 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”, 34(3): 281–295.
- Coenen, G., Erceg, Ch. J., Freedman, Ch. i in. (2012), *Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models*, „American Economic Journal: Macroeconomics”, 4(1): 22–68.

- Cogley, T., Sargent, T. (2001), *Evolving Post-World War II Inflation Dynamics*, „NBER Macroeconomics Annual”, B. S. Bernanke, K. Rogoff (eds), 16: 331–373.
- Cogley, T., Sargent, T. (2005), *Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post-WW II US*, „Review of Economic Dynamics”, 8: 262–302.
- Colander, D. C., Landreth, H. (2005), *Historia myśli ekonomicznej*, tłum. A. Szeworski, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Compton, R. A., Paterson, B. (2016), *Military Spending and Growth: The Role of Institutions*, „Defence and Peace Economics”, 27(3): 301–322.
- Cook, D., Devereux, M. B. (2011), *Optimal Fiscal Policy in a World Liquidity Trap*, „European Economic Review”, 55: 443–462.
- Cook, D., Devereux, M. B. (2013), *Sharing the Burden: Monetary and Fiscal Responses to a World Liquidity Trap*, „American Economic Journal: Macroeconomics”, 5(3): 190–228.
- Coolley, T. F. (1995), *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press, Princeton.
- Coolley, T. F., Leroy, S. F. (1985), *Atheoretical Macroeconometrics: A Critique*, „Journal of Monetary Economics”, 16(3), 283–308.
- Coolley, T. F., Ohanian, L. E. (1997), *Postwar British Economic Growth and the Legacy of Keynes*, „Journal of Political Economy”, 105(3): 439–472.
- Coricelli, F. (2004), *Fiscal Policy in an Enlarged EU*, „Revue de l'OFCE” no. 91: 191–208.
- Corsetti, G., Meier, A., Müller, G. (2012), *What Determines Government Spending Multipliers?*, „Economic Policy”, 27(72): 521–565.
- Crespo Cuaresma, J., Eller, M., Mehrotra, A. (2011), *The Economic Transmission of Fiscal Policy Shocks from Western to Eastern Europe*, BOFIT Discussion Paper no. 12.
- Cwik, T., Wieland, V. (2011), *Keynesian Government Spending Multipliers and the Spillovers in the Euro Area*, „Economic Policy”, 26(67): 493–549.
- D'Agostino, A., Gambetti, L., Giannone, D. (2013), *Macroeconomic Forecasting and Structural Change*, „Journal of Applied Econometrics”, 28(1): 82–101.
- D'Agostino, G., Dunne, J. P., Pieroni, L. (2013), *Military Expenditure, Endogeneity and Economic Growth*, University Library of Munich, MPRA Paper no. 45640.
- D'Agostino, G., Dunne, J. P., Pieroni, L. (2017), *Does Military Spending Matter for Long-Run Growth?*, „Defence and Peace Economics”, 28(4): 429–436.
- De Grauwe, P., Costa Storti, C. (2004), *The Effects of Monetary Policy: A Meta-Analysis*, CESifo Working Paper no. 1224.
- Deaton, A. S. (1991), *Saving and Liquidity Constraints*, „Econometrica”, 59(5): 1221–1248.
- Deaton, A. S., Paxson, Ch. (1994), *Saving, Growth, and Aging in Taiwan*, [w:] D. A. Wise (ed.), *Studies in the Economics of Aging*, National Bureau of Economic Research, Inc.: 331–362.
- Del Negro, M., Otrok, Ch. (2007), *99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom Across U.S. States*, „Journal of Monetary Economics”, 54(7): 1962–1985.
- Del Negro, M., Primiceri, G. (2014), *Time-Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy: A Corrigendum*, FRB of New York Staff Report no. 619.
- Del Negro, M., Eggertsson, G., Ferrero, A., Kiyotaki, N. (2016), *The Great Escape? A Quantitative Evaluation of the FED's Liquidity Facilities*, NBER Working Paper no. 22259.

- Deskar-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.
- Deskar-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”, 29(3): 336–358.
- Diamond, P. A. (1965), *National Debt in a Neoclassical Growth Model*, „American Economic Review”, 55: 1126–1150.
- Dixit, A. K., Stiglitz, J. E. (1977), *Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity*, „American Economic Review”, 67(3): 297–308.
- Dolls, M., Fuest, C., Peichl, A. (2012), *Automatic Stabilizers and Economic Crisis: US vs. Europe*, „Journal of Public Economics”, 96: 279–294.
- Dotsey, M. (1990), *The Economic Effects of Production Taxes in a Stochastic Growth Model*, „American Economic Review”, 80(5): 1168–1182.
- Dotsey, M., Mao, C. S. (1994), *The Effects of Fiscal Policy in a Neoclassical Growth Model*, FRB of Richmond Working Paper no. 94-03.
- Drautzburg, T., Uhlig, H. (2015), *Fiscal Stimulus and Distortionary Taxation*, „Review of Economic Dynamics”, 18(4): 894–920.
- Drazen, A. (2000), *The Political Business Cycle After 25 Years*, „NBER Macroeconomics Annual”, B. S. Bernanke, K. Rogoff (eds), 15: 75–138.
- Duesenberry, J. S. (1949), *Income, Saving, and the Theory of the Consumer Behavior*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Dungey, M., Fry, R. (2009), *The Identification of Fiscal and Monetary Policy in a Structural VAR*, „Economic Modelling”, 26(6): 1147–1160.
- Dunlop, J. T. (1938), *The Movement of Real and Money Wage Rates*, „The Economic Journal”, 48(191): 413–434.
- Działo, J. (2009), *Polityczne uwarunkowania jakości instytucji fiskalnych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- ECB (2004), *Fiscal Policy Influences on Macroeconomic Stability and Prices*, „ECB Monthly Bulletin”, April: 45–57.
- ECB (2016), *Public Investment in Europe*, [https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/eb201602\\_article02.en.pdf](https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/eb201602_article02.en.pdf) (data dostępu: 14.03.2018).
- ECB (2018), *ECB Economic Bulletin*, 2.
- Edelberg, W., Eichenbaum, M., Fisher, J. (1999), *Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases*, „Review of Economic Dynamics”, 2: 166–206.
- Eggertsson, G. B. (2006), *Fiscal Multipliers and Policy Coordination*, FRB of New York, Staff Reports no. 241.
- Eggertsson, G. B. (2008), *Great Expectations and the End of the Depression*, „American Economic Review”, 98(4): 1476–1516.
- Eggertsson, G. B. (2010), *What Fiscal Policy Is Effective at Zero Interest Rates?*, „NBER Macroeconomics Annual”, D. Acemoglu, M. Woodford (eds), 25: 59–112.
- Eggertsson, G. B., Krugman, P. (2012), *Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach*, „The Quarterly Journal of Economics”, 127(3): 1469–1513.



- Eggertsson, G. B., Woodford, M. (2003), *The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy*, „Brookings Papers on Economic Activity”, 34(1): 139–235.
- Eggertsson, G. B., Woodford, M. (2004), *Optimal Monetary and Fiscal Policy in a Liquidity Trap*, NBER Working Papers no. 10840.
- Eichenbaum, M., Fisher, J. D. M. (2005), *Fiscal Policy in the Aftermath of 9/11*, „Journal of Money, Credit and Banking”, 37(1): 1–22.
- Ellahie, A., Ricco, G. (2017), *Government Purchases Reloaded: Informational Insufficiency and Heterogeneity in Fiscal VARs*, „Journal of Monetary Economics”, 90: 13–27.
- Elmendorf, D. W., Mankiw, N. G. (1998), *Government Debt*, NBER Working Paper no. 6470.
- Erceg, Ch. J., Lindé, J. (2011), *Asymmetric Shocks in a Currency Union with Monetary and Fiscal Handcuffs*, „NBER International Seminar on Macroeconomics”, 7(1): 95–136.
- Erceg, Ch. J., Lindé, J. (2013), *Fiscal Consolidation in a Currency Union: Spending Cuts vs. Tax Hikes*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, 37(2): 422–445.
- Erceg, Ch. J., Lindé, J. (2014), *Is There a Fiscal Free Lunch in a Liquidity Trap?*, „Journal of the European Economic Association”, 12(1): 73–107.
- Erceg, Ch. J., Guerrieri, L., Gust, Ch. (2006), *SIGMA: A New Open Economy Model for Policy Analysis*, „International Journal of Central Banking”, 2(1): 1–50.
- European Commission (2000), *Public Finances in EMU-2000*, European Economy no. 3.
- European Commission (2008), *Communication from the Commission to the European Council: A European Economic Recovery Plan*, Brussels, 26.11.2008.
- European Commission (2009), *Public Finances in EMU*, European Economy no. 5.
- European Commission (2012), *Report on Public Finances in EMU-2012*, European Economy no. 4.
- Farhi, E., Werning, I. (2012), *Fiscal Multipliers: Liquidity Traps and Currency Unions*, NBER Working Paper no. 18381.
- Fatás, A., Mihov, I. (2001), *The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence*, CEPR Discussion Papers no. 2760.
- Fatás, A., Mihov, I. (2003a), *The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion*, „The Quarterly Journal of Economics”, 118(4): 1419–1447.
- Fatás, A., Mihov, I. (2003b), *On Constraining Fiscal Policy Discretion in EMU*, „Oxford Review of Economic Policy”, 19(1): 112–131.
- Fatás, A., Mihov, I. (2010), *The Euro and Fiscal Policy*, [w:] A. Alesina, F. Giavazzi (eds), *Europe and the Euro*, National Bureau of Economic Research, Inc.: 287–324.
- Faust, J. (1998), *The Robustness of Identified VAR Conclusions About Money*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy”, 49: 207–244.
- Favero, C. (2002), *How do European Monetary and Fiscal Authorities Behave?* IGIER –Università Bocconi Working Paper no. 214.
- Favero, C., Giavazzi, F. (2007), *Debt and the Effects of Fiscal Policy*, NBER Working Papers no. 12822.
- Favero, C., Giavazzi, F. (2010), *Reconciling VAR-Based and Narrative Measures of the Tax-Multiplier*, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, Bocconi University, Working Paper no. 361.
- Favero, C., Giavazzi, F. (2012), *Measuring Tax Multipliers: The Narrative Method in Fiscal VARs*, „American Economic Journal: Economic Policy”, 4(2): 69–94.

- Fazzari, S. M., Morley, J., Panovska, I. (2013), *State-Dependent Effects of Fiscal Policy*, Australian School of Business Working Paper no. 2012 ECON 27A.
- F-de-Còrdoba, G., Torres, J. L. (2016), *National Security, Military Spending and the Business Cycle*, „Defence and Peace Economics”, 27(4): 549–570.
- Federowicz, Z. (1998), *Polityka fiskalna*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej, Poznań.
- Feldstein, M. (2009), *Rethinking the Role of Fiscal Policy*, „American Economic Review”, 99(2): 556–559.
- Fernández-Villaverde, J. (2010), *Fiscal Policy in a Model with Financial Friction*, „American Economic Review”, 100(2): 35–40.
- Fernández-Villaverde, J., Gordon, G., Guerrón-Quintana, P., Rubio-Ramírez, J. F. (2012), *Nonlinear Adventures at the Zero Lower Bound*, FRB of Philadelphia Working Papers no. 12-10.
- Filardo, A. J. (1994), *Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics*, „Journal of Business and Economic Statistics”, 12(3): 299–308.
- Finn, M. G. (1998), *Cyclical Effects of Government's Employment and Goods Purchases*, „International Economic Review”, 39(3): 635–657.
- Finn, M. G. (2000), *Perfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity*, „Journal of Money, Credit and Banking”, 32(2): 400–416.
- Fiorito, R. (1997), *Stylized Facts of Government Finance in the G-7*, IMF Working Paper no. 97/142.
- Fiorito, R., Kollintzas, T. (1994), *Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective*, „European Economic Review”, 38: 235–269.
- Fischer, S. (2016), *Monetary Policy, Financial Stability, and the Zero Lower Bound*, „American Economic Review”, 106(5): 39–42.
- Fishback, P. V., Kachanovskaya, V. (2010), *In Search of the Multiplier for Federal Spending in the States During the Great Depression*, NBER Working Paper no. 16561.
- Foresti, P., Marani, U. (2014), *Expansionary Fiscal Consolidations: Theoretical Underpinnings and Their Implications for the Eurozone*, „Contributions to Political Economy”, 33(1): 19–33.
- Forlati, Ch. (2009), *Optimal Monetary and Fiscal Policy in the EMU: Does Fiscal Policy Coordination Matter?*, Center for Fiscal Policy Working Paper Series, Swiss Federal Institute of Technology Lausanne Working Papers no. 04-2009.
- Fornaro, L. (2018), *International Debt Deleveraging*, „Journal of the European Economic Association”, 16(5): 1394–1432.
- Forni, M., Gambetti, L. (2010), *Fiscal Foresight and the Effects of Government Spending*, Barcelona Graduate School of Economics Working Papers no. 460.
- Forni, M., Gambetti, L. (2016), *Government Spending Shocks in Open Economy VARs*, „Journal of International Economics”, 99: 68–84.
- Fostel, A., Geanakoplos, J. (2008), *Leverage Cycles and the Anxious Economy*, „American Economic Review”, 98(4): 1211–1244.
- Frankel, J. A., Végh, C. A., Vuletin, G. (2013), *On Graduation from Fiscal Procyclicality*, „Journal of Development Economics”, 100(1): 32–47.
- Friedman, M. (1948), *A Monetary and Fiscal Framework for Economic Stability*, „American Economic Review”, 38(3): 245–264.

- Friedman, M. (1953), *The Effects of a Full-Employment Policy on Economic Stability: A Formal Analysis*, [w:] M. Friedman, *Essays in Positive Economics*, Chicago University Press, Chicago: 117–132.
- Friedman, M. (1957), *The Permanent Income Hypothesis*, [w:] M. Friedman (ed.), *A Theory of the Consumption Function*, National Bureau of Economic Research, Princeton University Press, Princeton: 20–37.
- Fry, R., Pagan, A. (2007), *Some Issues in Using Sign Restrictions for Identifying Structural VARs*, NBER Working Paper Series no. 14.
- Fry, R., Pagan, A. (2011), *Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review*, „Journal of Economic Literature”, 49(4): 938–960.
- Fujiwara, I., Ueda, K. (2013), *The Fiscal Multiplier and Spillover in a Global Liquidity Trap*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, 37(7): 1264–1283.
- Fujiwara, I., Nakajima, T., Sudo, N., Teranishi, Y. (2013), *Global Liquidity Trap*, „Journal of Monetary Economics”, 60(8): 936–949.
- Furceri, D., Mourougane, A. (2010), *The Effects of Fiscal Policy on Output: A DSGE Analysis*, OECD Economics Department Working Papers no. 770.
- Galí, J. (1994), *Keeping up with Joneses: Consumption Externalities, Portfolio Choice, and Asset Prices*, „Journal of Money, Credit and Banking”, 26(1): 1–8.
- Galí, J., Monacelli, T. (2008), *Optimal Monetary and Fiscal Policy in a Currency Union*, „Journal of International Economics”, 76(1): 116–132.
- Galí, J., Perotti, R. (2003), *Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe*, „Economic Policy”, 18(37): 533–572.
- Galí, J., López-Salido, J. D., Vallés, J. (2004), *Rule-of-Thumb Consumers and the Design of Interest Rate Rules*, NBER Working Paper no. 10392.
- Galí, J., López-Salido, J. D., Vallés, J. (2005), *Understanding the Effects of Government Spending on Consumption*, CEPR Discussion Papers no. 5212.
- Gambetti, L. (2012), *Fiscal Foresight, Forecast Revisions and the Effects of Government Spending in the Open Economy*, Barcelona Graduate School of Economics Working Papers no. 644.
- Gambetti, L., Pappa, E., Canova, F. (2008), *The Structural Dynamics of U.S. Output and Inflation: What Explains the Changes?*, „Journal of Money, Credit and Banking”, 40: 369–388.
- Gavin, M., Perotti, R. (1997), *Fiscal Policy in Latin America*, „NBER Macroeconomics Annual”, B. S. Bernanke, J. J. Rotemberg (eds), 12: 11–72.
- Gavin, M., Hausmann, R., Perotti, R., Talvi, E. (1996), *Managing Fiscal Policy in Latin America and the Caribbean: Volatility, Procyclicality, and Limited Creditworthiness*, Inter-American Development Bank Working Paper no. 326.
- Geanakoplos, J. (2014), *Leverage, Default, and Forgiveness: Lessons from the American and European Crises*, „Journal of Macroeconomics”, 39: 313–333.
- Gechert, S. (2015), *What Fiscal Policy is Most Effective? A Meta-Regression Analysis*, „Oxford Economic Papers”, 67(3): 553–580.
- Gechert, S., Mentges, R. (2013), *What Drives Fiscal Multipliers? The Role of Private Wealth and Debt*, IMK Working Paper no. 124.
- Gechert, S., Rannenberg, A. (2014), *Are Fiscal Multipliers Regime-Dependent? A Meta Regression Analysis*, Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung Working Paper no. 139.

- Gechert, S., Will, H. (2012), *Fiscal Multipliers: A Meta Regression Analysis*, Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung Working Paper no. 97.
- Gechert, S., Hallett, A. H., Rannenberg, A. (2015), *Fiscal Multipliers in Downturns and the Effects of Eurozone Consolidation*, CEPR Policy Insight no. 79.
- Gemmell, N., Kneller, R., Sanz, I. (2011), *The Timing and Persistence of Fiscal Policy Impacts on Growth: Evidence from OECD Countries*, „The Economic Journal”, 121(550): F33–F58.
- Gerba, E., Hauzenberger, K. (2013), *Estimating US Fiscal and Monetary Interactions in a Time Varying VAR*, School of Economics Discussion Papers no. 1303.
- Giavazzi, F., Pagano, M. (1990), *Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries*, „NBER Macroeconomics Annual”, O. J. Blanchard, S. Fisher (eds), 5: 75–122.
- Giavazzi, F., Pagano, M. (1996), *Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience*, „Swedish Economic Policy Review”, 3: 67–103.
- Giavazzi, F., Jappelli, T., Pagano, M. (2000), *Searching for Non-Linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries*, „European Economic Review”, 44(7): 1259–1289.
- Giordano, R., Momigliano, S., Neri, S., Perotti, R. (2007), *The Effects of Fiscal Policy in Italy: Evidence from a VAR Model*, „European Journal of Political Economy”, 23(3): 707–733.
- Giorno, C., Richardson, P., Roseveare, D., Noord, van den, P. (1995), *Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Deficits*, OECD, Paris, Economics Department Working Paper no. 152.
- Giudice, G., Turrini, A., Veld, in't, J. (2007), *Non-Keynesian Fiscal Adjustments? A Close Look at Expansionary Fiscal Consolidations in the EU*, „Open Economies Review”, 18(5): 613–630.
- Golinelli, R., Momigliano, S. (2006), *Real-Time Determinants of Fiscal Policies in Euro Area*, „Journal of Policy Modeling”, 28(9): 943–964.
- Goodfriend, M., King, R. (1997), *The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy*, „NBER Macroeconomics Annual”, B. S. Bernanke, J. J. Rotemberg (eds), 12: 231–296.
- Gordon, D., Leeper, E. (1994), *The Dynamic Impact of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification*, „Journal of Political Economy”, 102: 1128–1147.
- Gorodnichenko, Y., Mendoza, E. G., Tesar, L. L. (2012), *The Finnish Great Depression: From Russia with Love*, „American Economic Review”, 102(4): 1619–1644.
- Granger, C. W., Teräsvirta, T. (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press, New York.
- Grdović Gnip, A. (2014), *The Power of Fiscal Multipliers in Croatia*, „Financial Theory and Practice”, 38(2): 173–219.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z., Huffman, G. W. (1988), *Investment, Capital Utilization, and the Real Business Cycle*, „American Economic Review”, 78(3): 402–417.
- Grishchenko, O. V. (2010), *Internal vs. External Habit Formation: The Relative Importance for Asset Pricing*, „Journal of Economics and Business”, 62(3): 176–194.
- Guajardo, J., Leigh, D., Pescatori, A. (2011), *Expansionary Austerity: New International Evidence*, IMF Working Paper no. 11/158.
- Hagen, von, J., Harden, I. (1994), *National Budget Processes and Fiscal Performance*, „European Economy Reports and Studies”, 3: 311–418.

- Hagen, von, J., Harden, I. (1995), *Budget Processes and Commitment to Fiscal Discipline*, „European Economic Review”, 39(3–4): 771–779.
- Hagen, von, J., Hallett, A. H., Strauch, R. (2002), *Budgetary Consolidations in Europe: Quality, Economic Conditions and Persistence*, „Journal of Japanese and International Economics”, 16(4): 512–535.
- Hall, R. E. (2009), *By How Much Does GDP Rise If the Government Buys More Output?*, „Brookings Papers on Economic Activity”, Fall: 183–231.
- Hallerberg, M., Strauch, R. (2002), *On the Cyclicalities of Public Finances in Europe*, „Empirica”, 29(3): 183–207.
- Hallerberg, M., Hagen, von, J. (1999), *Electoral Institutions, Cabinet Negotiations, and Budget Deficits in the European Union*, [w:] J. Poterba, J. von Hagen (eds), *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, University of Chicago Press, Chicago: 209–232.
- Hamilton, J. D. (1985), *Historical Causes of Postwar Oil, Shocks and Recessions*, „The Energy Journal”, 6: 97–116.
- Hamilton, J. D. (1989), *A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*, „Econometrica”, 57(2): 357–384.
- Hamilton, J. D. (1990), *Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime*, „Journal of Econometrics”, 45: 39–70.
- Hansen, A. H. (1949), *Monetary Theory and Fiscal Policy*, McGraw-Hill Book Company, Inc., New York.
- Hansen, A. H. (1953), *A Guide to Keynes*, McGraw-Hill Book Company, Inc., New York.
- Hansen, G. D. (1985), *Indivisible Labor and the Business Cycle*, „Journal of Monetary Economics”, 16(3): 309–327.
- Hansen, G. D., Prescott, E. C. (1993), *Did Technology Shocks Cause the 1990–1991 Recession?*, „American Economic Review”, 83(2): 280–286.
- 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.
- Hayo, B., Uhl, M. (2012), *Regional Effects of Federal Tax Shocks*, MAGKS Joint Discussion Paper Series in Economics no. 17.
- 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. 02/208.
- Hercowitz, Z., Strawczynski, M. (2004), *Cyclical Ratcheting in Government Spending: Evidence from the OECD*, „The Review of Economics and Statistics”, 86(1): 353–361.
- Hibbs, D. A., Jr. (1986), *Political Parties and Macroeconomic Policies and Outcomes in the United States*, „American Economic Review”, 76(2): 66–70.
- Hibbs, D. A., Jr. (1992), *Partisan Theory After Fifteen Years*, „European Journal of Political Economy”, 8(3): 361–373.
- Hicks, J. R. (1937), *Mr Keynes and the „Classics”: A Suggested Interpretation*, „Econometrica”, 5(2): 147–159.
- Hloušek, M. (2017), *Fiscal Multipliers and the Zero Lower Bound*, „Ekonomický časopis”, 65(4): 305–318.
- Homer, S., Sylla, R. (2005), *History of Interest Rates*, Wiley Finance, Hoboken, NJ.

- Höppner, F., Wesche, K. (2000), *Non-Linear Effects of Fiscal Policy in Germany: A Markov-Switching Approach*, Bonn Econ Discussion Papers no. 9.
- Hory, M. P. (2016), *Fiscal Multipliers in Emerging Market Economies: Can We Learn Something from Advanced Economies?*, „International Economics”, 146(C): 59–84.
- Hübner, D. (1992), *Makroekonomiczna polityka stabilizacyjna*, Instytut Rozwoju i Studiów Strategicznych, Warszawa.
- Hübner, D., Lubiński, M. (1989), *Współczesny cykl koniunkturalny*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Hulten, C., Schwab, R. (1993), *Infrastructure Spending: Where Do We Go from Here?*, „National Tax Journal”, 46(3): 261–273.
- Ilzetzki, E. (2011), *Rent-Seeking Distortions and Fiscal Procyclicality*, „Journal of Development Economics”, 96(1): 30–46.
- Ilzetzki, E., Végh, C. A. (2008), *Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries: Truth or Fiction?*, NBER Working Paper no. 14191.
- Ilzetzki, E., Mendoza, E. G., Végh, C. A. (2013), *How Big (Small?) Are Fiscal Multipliers?*, „Journal of Monetary Economics”, 60(2): 239–254.
- IMF (2008), *Fiscal Policy as a Counter-Cyclical Tool*, [w:] *The World Economic Outlook*, Chapter 5, October: 159–196.
- IMF (2010a), *Will It Hurt? Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidations*, [w:] *The World Economic Outlook*, Chapter 3, October: 93–124.
- IMF (2010b), *Press Points for Chapter 3: Will It Hurt? Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation*, [https://link.springer.com/referenceworkentry/10.1057%2F978-1-349-95121-5\\_2191-1](https://link.springer.com/referenceworkentry/10.1057%2F978-1-349-95121-5_2191-1) (data dostępu: 25.06.2018).
- IMF (2012), *Balancing Fiscal Policy Risk*, „Fiscal Monitor”, April.
- IMF (2018), *Assessing Fiscal Space: An Update and Stocktaking*, IMF Policy Paper, Press Release no. 18/260.
- Jappelli, T., Padula, M., Pistaferri, L. (2005), *A Direct Test of the Buffer-Stock Model of Saving*, Centre for Studies in Economics and Finance, University of Salerno Working Paper no. 150.
- Jobst, A., Lin, H. (2016), *Negative Interest Rate Policy (NIRP): Implications for Monetary Transmission and Bank Profitability in the Euro Area*, IMF Working Paper no. 16/172.
- Jordà, Ò. (2005), *Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections*, „American Economic Review”, 95(1): 161–182.
- Justiniano, A., Primiceri, G. E., Tambalotti, A. (2015), *Household Leveraging and Deleveraging*, „Review of Economic Dynamics”, 18(1): 3–20.
- Kahn, R. F. (1931), *The Relation of Home Investment to Unemployment*, „The Economic Journal”, 41(162): 173–198.
- Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M., Végh, C. A. (2004), *When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies*, „NBER Macroeconomics Annual”, M. Gertler, K. Regoff (eds), 19: 11–82.
- Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Macmillan, London.
- Kiley, M. (2016), *Policy Paradoxes in the New-Keynesian Model*, „Review of Economic Dynamics”, 21: 1–15.

- Kim, I. M., Loungani, P. (1992), *The Role of Energy in Real Business Cycle Models*, „Journal of Monetary Economics”, 29(2): 173–189.
- King, R., Plosser, Ch., Rebelo, S. (1988), *Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model*, „Journal of Monetary Economics”, 21(2–3): 195–232.
- Kirchner, M., Cimadomo, J., Hauptmeier, S. (2010), *Transmission of Government Spending Shocks in the Euro Area: Time Variation and Driving Forces*, EBC Working Paper no. 1219.
- Kiyotaki, N., Moore, J. (2012), *Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy*, NBER Working Paper no. 17934.
- Ko, J. H., Morita, H. (2018), *Regime Switches in Japan's Fiscal Policy: Markov-Switching VAR Approach*, The Manchester School, early view, <https://doi.org/10.1111/manc.12261> (data dostępu: 24.06.2019).
- Kokoszcyński, R., Łyziak, T., Pawłowska, M., Przystupa, J., Wróbel, E. (2002), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski*, Materiały i Studia NBP nr 151.
- Komisja Europejska (2011), *Pakiet dotyczący badań, innowacyjności i konkurencyjności. Wniosek. Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady ustanawiające Program na rzecz konkurencyjności przedsiębiorstw oraz małych i średnich przedsiębiorstw (2014–2020)*, KOM(2011) 834 wersja ostateczna, 2011/0394 (COD).
- Kowalski, T. (2001), *Proces formułowania oczekiwań a teoria cyklu wyborczego. Implikacje dla polityki gospodarczej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Krajewski, P. (2011), *Podażowe efekty polityki fiskalnej w świetle modelu realnego cyklu koniunkturalnego i wnioski dla gospodarki*, „Economista”, 4: 551–571.
- Krajewski, P. (2013), *Oddziaływanie polityki fiskalnej na wahania koniunktury w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Krajewski, P. (2017), *Regionalne zróżnicowanie oddziaływania wydatków rządowych na zatrudnienie – wnioski z analizy SVAR*, „Bank i Kredyt”, 48(1): 73–96.
- Krajewski, P., Szymańska, A. (2018), *Znaczenie wydatków wojskowych w ocenie efektów polityki fiskalnej*, „Economista”, 4: 425–441.
- Krawczyk, M. (2007), *O neutralności długu publicznego. Wokół ricardiańskiego teorematu ekwiwalentności – R. Barro, J. Tobin i inni*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.
- Krogstrup, S., Wyplosz, Ch. (2006), *A Common Pool Theory of Deficit Bias Correction*, CEPR Discussion Paper no. 5866.
- Kropiwnicki, J. (1976), *Teoria automatycznych stabilizatorów koniunktury*, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa.
- Krugman, P. R. (1998), *It's Baaack! Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap*, „Brookings Papers on Economic Activity”, 29(2): 137–206.
- Krusell, P., Smith, A. A. (1996), *Rules of Thumb in Macroeconomic Equilibrium: A Quantitative Analysis*, „Journal of Economics and Control”, 20: 527–558.
- Kuckuck, J., Westermann, F. (2014), *On the Size of Fiscal Multipliers: A Counterfactual Analysis*, „Economic Letters”, 123: 26–32.
- Kumar, M. S., Leigh, D., Plekhanov, A. (2007), *Fiscal Adjustments: Determinants and Macroeconomic Consequences*, IMF Working Paper no. 07/178.

- Kydland, F. E., Prescott, E. C. (1977), *Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans*, „Journal of Political Economy”, 85(3): 473–492.
- Kydland, F. E., Prescott, E. C. (1980), *A Competitive Theory of Fluctuations and the Feasibility and Desirability of Stabilization Policy*, [w:] S. Fisher (ed.), *Rational Expectations and Economic Policy*, Chicago University Press, Chicago: 169–187.
- Kydland, F. E., Prescott, E. C. (1982), *Time to Build and Aggregate Fluctuations*, „Econometrica”, 50(6): 1345–1370.
- Lane, P. R. (2003), *The Cyclical Behaviour of Fiscal Policy: Evidence from the OECD*, „Journal of Public Economics”, 87(12): 2661–2675.
- Lane, P. R., Tornell, A. (1996), *Power, Growth, and the Voracity Effect*, „Journal of Economic Growth”, 1(2): 213–241.
- Lane, P. R., Tornell, A. (1999), *The Voracity Effect*, „American Economic Review”, 89(1): 22–46.
- Lee, Y., Sung, T. (2007), *Fiscal Policy, Business Cycles and Economic Stabilisation: Evidence from Industrialised and Developing Countries*, „Fiscal Studies”, 28(4): 437–462.
- Leeper, E. M., Richter, A. W., Walker, T. B. (2012), *Quantitative Effects of Fiscal Foresight*, „American Economic Journal: Economic Policy”, 4(2): 115–144.
- Leeper, E. M., Traum, N., Walker, T. B. (2011), *Clearing Up the Fiscal Multiplier Morass*, NBER Working Paper no. 17444.
- Leeper, E. M., Walker, T. B., Yang, S. Ch. S. (2008), *Fiscal Foresight: Analytics and Econometrics*, CAEPR Working Papers no. 2008-013, Indiana University Bloomington.
- Leeper, E. M., Walker, T. B., Yang, S. Ch. S. (2013), *Fiscal Foresight and Information Flows*, „Econometrica”, 81(3): 1115–1145.
- Lendvai, J. (2007), *The Impact of Fiscal Policy in Hungary*, „ECFIN Country Focus”, 4(11): 1–6.
- Li, F., St-Amant, P. (2010), *Financial Stress, Monetary Policy and Economic Activity*, Bank of Canada Working Paper no. 2010-12.
- Linnemann, L., Schabert, A. (2003), *Fiscal Policy in the New Neoclassical Synthesis*, „Journal of Money, Credit and Banking”, 35(6): 911–929.
- Long, J. B., Plosser, Ch. I. (1983), *Real Business Cycles*, „Journal of Political Economy”, 91(1): 39–69.
- Lubiński, M. (2004), *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Dom Wydawniczy ELIPSA, Warszawa.
- Lucas, R. E., Jr. (1972), *Expectations and the Neutrality of Money*, „Journal of Economic Theory”, 4(2): 103–124.
- Lucas, R. E., Jr. (1975), *An Equilibrium Model of the Business Cycle*, „Journal of Political Economy”, 83(6): 1113–1144.
- Lucas, R. E., Jr., Stokey, N. L. (1983), *Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy Without Capital*, „Journal of Monetary Economics”, 12(1): 55–93.
- Ludvigson, S. C. (1996), *The Macroeconomics Effects of Government Debt in a Stochastic Growth Model*, „Journal of Monetary Economics”, 38(1): 25–45.
- Ludvigson, S. C., Michaelides, A. (2001), *Does Buffer-Stock Saving Explain the Smoothness and Excess Sensitivity of Consumption*, „American Economic Review”, 91(3): 631–647.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin–Heidelberg–New York.



- Łaski, K., Osiatyński, J., Zięba, J. (2010), *Mnożnik wydatków państwowych i szacunki jego wielkości dla Polski*, Materiały i Studia NBP nr 246.
- Mackiewicz, M. (2010), *Stabilizacyjna polityka fiskalna w krajach OECD*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Madse, H. J. (1981), *Partisanship and Macroeconomic Outcomes: A Reconsideration*, [w:] D. A. Hibbs Jr., H. Fassbender, R. D. Rivers (eds), *Contemporary Political Economy: Studies on the Interdependence of Politics and Economics*, North-Holland Publishing, Amsterdam: 269–282.
- Makarski, K. (2015), *Mnożniki fiskalne w modelu z ograniczeniami kredytowymi*, Materiały i Studia NBP nr 318.
- Manasse, P. (2006), *Procyclical Fiscal Policy: Shocks, Rules, and Institutions: A View from MARS*, IMF Working Paper no. 06/27.
- Mankiw, N. G. (1985), *Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly*, „The Quarterly Journal of Economics”, 100(2): 529–537.
- Mankiw, N. G. (2000), *The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy*, „American Economic Review”, 90(2): 120–125.
- Markiewicz, M., Siwińska, J. (2003), *Wydatki sztywne budżetu państwa*, Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, Studia i Analizy CASE, Warszawa.
- McGrattan, E. R. (1994), *The Macroeconomic Effects of Distortionary Taxation*, „Journal of Monetary Economics”, 33(3): 573–601.
- McGrattan, E. R., Ohanian, L. E. (2010), *Does Neoclassical Theory Account for the Effects of Big Fiscal Shocks? Evidence from World War II*, „International Economic Review”, 51(2): 509–532.
- Mencinger, J., Aristovnik, A. (2013), *Fiscal Policy Stance in the European Union: The Impact of the Euro*, MPRA Paper no. 44708.
- Mencinger, J., Aristovnik, A., Verbič, M. (2017), *Asymmetric Effects of Fiscal Policy in EU and OECD Countries*, „Economic Modeling”, 61(C): 448–461.
- Mendoza, E. G. (1991), *Real Business Cycles in a Small Open Economy*, „American Economic Review”, 81(4): 797–818.
- Mertens, K., Ravn, M. O. (2009), *Empirical Evidence on the Aggregate Effects of Anticipated and Unanticipated US Tax Policy Shocks*, CEPR Discussion Papers no. 7370.
- Mertens, K., Ravn, M. O. (2011), *Understanding the Aggregate Effects of Anticipated and Unanticipated Tax Policy Shocks*, „Review of Economic Dynamics”, 14(1): 27–54.
- 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”, 4(2): 145–181.
- Mertens, K., Ravn, M. O. (2014), *A Reconciliation of SVAR and Narrative Estimates of Tax Multipliers*, „Journal of Monetary Economics”, 68: S1–S19.
- MF (2015), *Analiza elastyczności wydatków budżetowych w Polsce. Podsumowanie wyników współpracy z OECD*, Departament Polityki Wydatkowej MF, Warszawa.
- Michaelis, H., Watzka, S. (2017), *Are There Differences in the Effectiveness of Quantitative Easing at the Zero-Lower-Bound in Japan Over Time?*, „Journal of International Money and Finance”, 70: 204–233.
- Mineshima, A., Poplawski-Ribeiro, M., Weber, A. (2014), *Size of Fiscal Multipliers*, [w:] C. Cottarelli, P. R. Gerson, A. S. Senhadji (eds), *Post-Crisis Fiscal Policy*, MIT Press, Cambridge, MA: 315–372.

- Mirdala, R. (2009), *Effects of Fiscal Policy Shocks in the European Transition Economies*, „Journal of Applied Research in Finance”, 1(2): 141–157.
- Mirdala, R., Kamenik, M. (2017), *Effects of Fiscal Policy Shocks in CE3 Countries (TVAR Approach)*, „E+ M Ekonomie a Management”, 20(2): 46–65.
- Mitra, K., Evans, G. W., Honkapohja, S. (2013), *Policy Change and Learning in the RBC Model*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, 37: 1947–1971.
- Mitra, K., Evans, G. W., Honkapohja, S. (2017), *Fiscal Policy Multipliers in an RBC Model with Learning*, „Macroeconomic Dynamics”, 23(1), <https://doi.org/10.1017/S1365100516001176> (data dostępu: 20.09.2018).
- Miyamoto, W., Nguyen, T. L., Sergeyev, D. (2018), *Government Spending Multipliers Under the Zero Lower Bound: Evidence from Japan*, „American Economic Journal: Macroeconomics”, 10(3): 247–277.
- Modigliani, F. (1944), *Liquidity Preference and the Theory of Interest and Money*, „Econometrica”, 12(1): 45–88.
- Momigliano, S., Staderini, A. (1999), *A New Method of Assessing the Structural Budget Balance: Results for the Years 1995–2000*, [w:] *Indicators of Structural Budget Balances*, Banca d'Italia, Roma.
- Monacelli, T., Perotti, R. (2007), *Fiscal Policy, the Trade Balance, and the Real Exchange Rate: Implications for International Risk Sharing*, Paper presented at the 8<sup>th</sup> Jacques Polak Annual Research Conference Hosted by the International Monetary Fund, Washington, DC, November 15–16.
- Monacelli, T., Perotti, R., Trigari, A. (2010), *Unemployment Fiscal Multipliers*, „Journal of Monetary Economics”, 57(5): 531–553.
- Mountford, A., Uhlig, H. (2009), *What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?*, „Journal of Applied Econometrics”, 24(6): 960–992.
- Mourougane, A., Vogel, L. (2008), *Short-Term Distributional Effects of Structural Reforms: Selected Simulations in a DGSE Framework*, OECD Economics Department Working Papers no. 648.
- Mourre, G., Astarita, C., Princen, S. (2014), *Adjusting the Budget Balance for the Business Cycle: The EU Methodology*, Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission, no. 536.
- Musgrave, R. A., Musgrave, P. B. (1984), *Public Finance in Theory and Practice*, McGraw-Hill Book Company.
- Muth, J. F. (1961), *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*, „Econometrica”, 29(3): 315–335.
- Myrdal, G. (1975), *Polityka fiskalna w cyklu koniunkturalnym*, [w:] *Teoria i polityka stabilizacji koniunktury*, opr. A. Szeworski, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa: 158–175.
- Nadolska, A. (2000), *Polityka budżetowa*, [w:] H. Ćwikliński (red.), *Polityka gospodarcza*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk: 106–128.
- Nakajima, J. (2011), *Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications*, „Monetary and Economic Studies”, 29: 107–142.
- NBER (2010), Announcement from the NBER's Business Cycle Dating Committee, 9/20/10.
- Neumann, T. (2003), *Time-Varying Coefficient Models: A Comparison of Alternative Estimation Strategies*, „Allgemeines Statistisches Archiv”, 87(3): 257–280.

- Neusser, K. (2016), *Time Series Econometrics*, Springer.
- Newey, W., West, K. (1994), *Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation*, „Review of Economic Studies”, 61: 631–653.
- Nickel, Ch., Tudyka, A. (2014), *Fiscal Stimulus in Times of High Debt: Reconsidering Multipliers and Twin Deficits*, „Journal of Money, Credit and Banking”, 46(7): 1313–1344.
- Noord, P., van den (2000), *The Size and Role of Automatic Stabilizers in the 1990 and Beyond*, OECD Working Paper no. 230.
- Nordhaus, W. (1975), *The Political Business Cycle*, „Review of Economic Studies”, 42: 162–190.
- Nordhaus, W. (1989), *Alternative Approaches to Political Business Cycle*, „Brookings Papers on Economic Activity”, 2: 1–49.
- OECD (1999), *The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilisers*, Chapter IV, OECD Economic Outlook: 137–149.
- OECD (2002), *Fiscal Stance over the Cycle: The Role of Debt, Institutions and Budget Constraints*, OECD Publishing, Paris.
- Oh, H., Reis, R. (2012), *Targeted Transfers and the Fiscal Response to the Great Recession*, „Journal of Monetary Economics”, 59: 550–564.
- Ohanian, L. E. (1997), *The Macroeconomic Effects of War Finance in the United States: World War II and the Korean War*, „American Economic Review”, 87(1): 23–40.
- Okun, A. M. (1981), *Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis*, Brookings Institution, Washington, D.C.
- Orphanides, A., Wieland, V. (1998), *Price Stability and Monetary Policy Effectiveness when Nominal Interest Rates Are Bounded at Zero*, Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board Working Paper no. 35.
- Osiatyński, J. (2006), *Finanse publiczne. Ekonomia i polityka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Owsiak, S. (1999), *Finanse publiczne. Teoria i praktyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Owsiak, S. (2015), *Finanse*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Owsiak, S. (2017), *Finanse publiczne. Współczesne ujęcie*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Owsiak, S., Kosek-Wojnar, M., Surówka, K. (1993), *Równowaga budżetowa. Deficyt budżetowy. Dług publiczny*, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa.
- Owyang, M. T., Ramey, V. A., Zubairy, S. (2013), *Are Government Spending Multipliers Greater During Periods of Slack? Evidence from Twentieth-Century Historical Data*, „American Economic Review”, 103(3): 129–134.
- Parker, J. A. (2011), *On Measuring the Effects of Fiscal Policy in Recessions*, „Journal of Economic Literature”, 49(3): 703–718.
- Parkin, M. (1986), *The Output-Inflation Trade-off when Prices Are Costly to Change*, „Journal of Political Economy”, 94(1): 200–224.
- Patrzalek, L. (2000), *Polityka budżetowa*, [w:] B. Winiarski (red.), *Polityka gospodarcza*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa: 443–465.
- Pereira, M. C., Lopes, A. S. (2010), *Time-Varying Fiscal Policy in the U.S.*, Banco the Portugal Working Paper no. 21.

- Perotti, R. (1999), *Fiscal Policy in Good Times and Bad*, „The Quarterly Journal of Economics”, 114(4): 1399–1436.
- Perotti, R. (2005), *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*, Proceedings, FRB of San Francisco, San Francisco.
- Perotti, R. (2007), *In Search of the Transmission Mechanism of Fiscal Policy*, „NBER Macroeconomics Annual”, D. Acemoglu, K. Rogoff, M. Woodford (eds), 22, 169–226.
- Perotti, R. (2011), *The „Austerity Myth”: Gain Without Pain?*, NBER Working Paper no. 17571.
- Perotti, R. (2012), *The Effects of Tax Shocks on Output: Not So Large, But Not Small Either*, „American Economic Journal: Economic Policy”, 4(2): 214–237.
- Persson, T. (2002), *Do Political Institutions Shape Economic Policy?*, „Econometrica”, 70(3): 883–905.
- Persson, T., Svensson, L. E. O. (1989), *Why a Stubborn Conservative Would Run a Deficit: Policy with Time-Inconsistent Preferences*, „The Quarterly Journal of Economics”, 104(2): 325–345.
- Persson, T., Tabellini, G. (1997), *Political Economics and Macroeconomic Policy*, CEPR Discussion Papers no. 1759.
- Persson, T., Tabellini, G. (2001), *Political Institutions and Policy Outcomes: What Are the Stylized Facts?*, CEPR Discussion Paper no. 2872.
- Persson, T., Roland, G., Tabellini, G. (2003), *How do Electoral Rules Shape Party Structures, Government Coalitions, and Economic Policies?*, NBER Working Paper no. 10176.
- Phelps, E. S. (1972), *Inflation Policy and Unemployment Theory*, Macmillan Press, London.
- Phillips, P., Perron, P. (1988), *Testing for a Unit Root in a Time Series Regression*, „Biometrika”, 75: 335–346.
- Pieroni L., Lorusso, M. (2013), *The Role of Fiscal Policy Components in Private Consumption: A Re-examination of the Effects of Military and Civilian Spending*, University Library of Munich, MPRA Paper no. 47878.
- Pieroni, L., Lorusso, M. (2015), *Are All the Fiscal Policy Shocks Identical? Analysing the Effects on Private Consumption of Civilian and Military Spending Shocks*, University Library of Munich, MPRA Paper no. 69151.
- Pietrewicz, M. (1993), *Polityka fiskalna*, Poltext, Warszawa.
- Pollak, R. (1970), *Habit Formation and Dynamic Demand Functions*, „Journal of Political Economy”, 78(4): 745–763.
- Poterba, J. M. (1988), *Are Consumers Forward Looking? Evidence from Fiscal Experiments*, „American Economic Review”, 78(2): 413–418.
- Potjagailo, G. (2016), *Spillover Effects from Euro Area Monetary Policy Across the EU: A Factor-Augmented VAR Approach*, Kiel Working Paper no. 2033.
- Prescott, E. C. (1986), *Theory Ahead of Business Cycle Measurement*, „Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review”, 10: 9–22.
- Price, R. W. R., Dang, T. T., Botev, J. (2015), *Adjusting Fiscal Balances for the Business Cycle: New Tax and Expenditure Elasticity Estimates for OECD Countries*, OECD Economics Department Working Papers no. 1275.
- 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.

- Primiceri, G. E. (2005), *Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy*, „Review of Economic Studies”, 72(3): 821–852.
- Ramey, V. A. (2009), *Defense News Shocks, 1939–2008: An Analysis Based on News Sources*, manuscript, [http://econ.ucsd.edu/~vramey/research/Defense\\_News\\_Narrative.pdf](http://econ.ucsd.edu/~vramey/research/Defense_News_Narrative.pdf) (data dostępu: 22.10.2018).
- Ramey, V. A. (2011), *Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing*, „The Quarterly Journal of Economics”, 126(1): 1–50.
- Ramey, V. A. (2012), *Government Spending and Private Activity*, NBER Working Paper no. 17787.
- Ramey, V. A., Shapiro, M. D. (1998), *Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy”, 48(1): 145–194.
- Ramey, V. A., Zubairy, S. (2018), *Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data*, „Journal of Political Economy”, 126(2): 850–901.
- Ratto, M., Roeger, W., Veld, in't, J. (2009), *QUEST III: An Estimated Open-Economy DSGE Model of the Euro Area with Fiscal and Monetary Policy*, „Economic Modelling”, 26(1): 222–233.
- Ravn, M., Schmitt-Grohé, S., Uribe, M. (2006), *Deep Habits*, „Review of Economic Studies”, 73(1): 195–218.
- Rebelo, S. (2005), *Real Business Cycle Models: Past, Present and Future*, „Scandinavian Journal of Economics”, 107(2): 217–238.
- Ricco, G. (2015), *A New Identification of Fiscal Shocks Based on the Information Flow*, European Central Bank Working Paper Series no. 1813.
- Ricco, G., Callegari, G., Cimadomo, J. (2016), *Signals from the Government: Policy Disagreement and the Transmission of Fiscal Shocks*, „Journal of Monetary Economics”, 82: 107–118.
- Riera-Crichton, D., Végh, C. A., Vuletin, G. (2015), *Procyclical and Countercyclical Fiscal Multipliers: Evidence from OECD Countries*, „Journal of International Money and Finance”, 52(C): 15–31.
- Roeger, W., Veld, in't, J. (2009), *Fiscal Policy with Credit Constrained Households*, „European Economy, Economic Papers” no. 357.
- Rogerson, R. (1988), *Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium*, „Journal of Monetary Economics”, 21(1): 3–16.
- Rogoff, K. (1990), *Equilibrium Political Budget Cycles*, „American Economic Review”, 80(1): 21–36.
- Rogoff, K., Sibert, A. (1988), *Elections and Macroeconomic Policy Cycles*, „Review of Economic Studies”, 55(1): 1–16.
- Romer, Ch. D., Bernstein, J. (2009), *The Job Impact of the American Recovery and Reinvestment Plan*, cyt. za: J. F. Cogan, T. Cwik, J. B. Taylor, V. Wieland (2010), *New Keynesian Versus Old Keynesian Government Spending Multipliers*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, 34(3): 281–295.
- Romer, Ch. D., Romer, D. H. (1989), *Does Monetary Policy Matter: A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz*, „NBER Macroeconomics Annual”, O. J. Blanchard, S. Fisher (eds), 4: 121–184.
- Romer, Ch. D., Romer, D. H. (2004), *A New Measure of Monetary Policy Shocks: Derivation and Implications*, „American Economic Review”, 94(4): 1055–1084.
- Romer, Ch. D., Romer, D. H. (2009), *A Narrative Analysis of Postwar Tax Changes*, University of California, Berkeley.

- Romer, Ch. D., Romer, D. H. (2010), *The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks*, „American Economic Review”, 100(3): 763–801.
- Romer, D. H. (2000), *Makroekonomia dla zaawansowanych*, tłum. A. Szeworski, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Rotemberg, J. J., Woodford, M. (1997), *An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy*, „NBER Macroeconomics Annual”, B. S. Bernanke, J. J. Rotemberg (eds), 12: 297–361.
- Rzońca, A. (2004a), *Niekeynesowskie skutki zacieśnienia polityki fiskalnej. Zmodyfikowany model Blancharda. Część I*, „Bank i Kredyt”, 10: 41–54.
- Rzońca, A. (2004b), *Niekeynesowskie skutki zacieśnienia polityki fiskalnej. Zmodyfikowany model Blancharda. Część II*, „Bank i Kredyt”, 11–12: 24–34.
- Rzońca, A. (2005a), *Portfelowy efekt wypychania a mnożniki fiskalne. Część I*, „Bank i Kredyt”, 1: 4–14.
- Rzońca, A. (2005b), *Portfelowy efekt wypychania a mnożniki fiskalne. Część II – Model Friedmana*, „Bank i Kredyt”, 2: 4–14.
- Rzońca, A. (2007a), *Czy Keynes się pomylił? Skutki redukcji deficytu w Europie Środkowej*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa.
- Rzońca, A. (2007b), *Efekty restrykcyjnej polityki fiskalnej w zmodyfikowanym modelu Mankiw-  
-Summersa*, „Bank i Kredyt”, 6: 24–38.
- Rzońca, A. (2014), *Kryzys banków centralnych. Skutki stopy procentowej bliskiej zera*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Samuelson, P. A. (1948), *Economics: An Introductory Analysis*, McGraw-Hill Book Company, Inc., New York.
- Samuelson, P. A. (1958), *An Exact Consumption Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money*, „Journal of Political Economy”, 66: 467–482.
- Sargent, T. J., Wallace, N. (1975), *„Rational” Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule*, „Journal of Political Economy”, 83(2): 241–254.
- Sargent, T. J., Wallace, N. (1976), *Rational Expectations and the Theory of Economic Policy*, „Journal of Monetary Economics”, 2(2): 169–183.
- Schmitt-Grohé, S., Uribe, A. M. (2008), *Habit Persistence*, [w:] S. N. Durlauf, L. E. Blume (eds), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Palgrave Macmillan, London, [https://link.springer.com/referenceworkentry/10.1057%2F978-1-349-95121-5\\_2191-1](https://link.springer.com/referenceworkentry/10.1057%2F978-1-349-95121-5_2191-1) (data dostępu: 27.09.2018).
- Sheremirov, V., Spirovska, S. (2015), *Output Response to Government Spending: Evidence from New International Military Spending Data*, FRB of Boston Working Papers no. 15-9.
- Shevchuk, V., Kopych, R. (2018), *Fiscal Policy Effects in Ukraine*, „Argumenta Oeconomica Cracoviensia”, 18: 35–50.
- Sims, Ch. (1980), *Macroeconomics and Reality*, „Econometrica”, 48: 1–49.
- Sims, Ch., Stock, J., Watson, M. W. (1990), *Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots*, „Econometrica”, 58: 113–144.
- Sin, J. (2016), *The Fiscal Multiplier in Small Open Economy: The Role of Liquidity Frictions*, IMF Working Paper no. 16/138.

- Smets, F., Wouters, R. (2003), *An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area*, „Journal of the European Economic Association”, 1(5): 1123–1175.
- Smets, F., Wouters, R. (2007), *Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach*, „American Economic Review”, 97(3): 586–606.
- Smith, A. (2007), *Badania nad naturą i przyczynami bogactwa narodów. Część 2*, tłum. B. Jasińska, A. Prejbisz, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Snowdon, B., Vane, H. R. (2003), *Rozmowy z wybitnymi ekonomistami*, tłum. M. A. Dąbrowski, P. Kawa, Dom Wydawniczy Bellona, Warszawa.
- Snowdon, B., Vane, H. R., Wynarczyk, P. (1998), *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, tłum. A. Szeworski, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Sorensen, B. E., Yosha, O. (2001), *Is State Fiscal Policy Asymmetric over the Business Cycle?*, „Economic Review”, 86(3): 43–64.
- Sorensen, B. E., Wu, L., Yosha, O. (2001), *Output Fluctuations and Fiscal Policy: U.S. State and Local Governments 1978–1994*, „European Economic Review”, 45(7): 1271–1310.
- Spilimbergo, A., Symansky, S., Schindler, M. (2009), *Fiscal Multipliers*, IMF Staff Position Note, SPN/09/11.
- Stanley, T. D. (2008), *Meta-Regression Methods for Detecting and Estimating Empirical Effects in the Presence of Publication Selection*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, 70(1): 103–127.
- Stanley, T. D., Doucouliagos, H. (2012), *Meta-Regression Analysis in Economics and Business*, Routledge Advances in Research Methods, New York.
- Stanley, T. D., Jarrell, S. B. (2005), *Meta-Regression Analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys*, „Journal of Economic Surveys”, 19(3): 299–308.
- Stein, E., Talvi, E., Grisanti, A. (1999), *Institutional Arrangements and Fiscal Performance: The Latin American Experience*, [w:] *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, National Bureau of Economic Research, Inc.: 103–134.
- Stock, J. H., Watson, M. W. (2002), *Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors*, „Journal of the American Statistical Association”, 97(460): 1167–1179.
- Stock, J. H., Watson, M. W. (2005), *Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis*, NBER Working Paper no. 11467.
- Stock, J. H., Watson, M. W. (2007), *Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?*, „Journal of Money, Banking and Credit”, 39(1): 3–33.
- Stock, J. H., Watson, M. W. (2009), *Forecasting in Dynamic Factor Models Subject to Structural Instability*, [w:] J. L. Castle, N. Shephard (eds), *The Methodology and Practice of Econometrics: A Festschrift in Honour of David F. Hendry*, Oxford University Press, Oxford: 173–205.
- Summers, L. (1991), *How Should Long-Term Monetary Policy Be Determined?*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, 23 (Part 2): 625–631.
- Sutherland, A. (1997), *Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy?*, „Journal of Public Economics”, 65(2): 147–162.
- Svensson, L. E. O. (2000), *The Zero Bound in an Open Economy: A Foolproof Way of Escaping from a Liquidity Trap*, CEPR Discussion Papers no. 2566.
- Svensson, L. E. O. (2003), *Escaping from a Liquidity Trap and Deflation: The Foolproof Way and Others*, „Journal of Economic Perspectives”, 17(4): 145–166.

- Szőrfi, B., Tóth, M. (2018), *Measures of Slack in the Euro Area*, „ECB Economic Bulletin”, iss. 3 – box 3: 31–35.
- Tagkalakis, A. (2008), *The Effects of Fiscal Policy on Consumption in Recessions and Expansions*, „Journal of Public Economics”, 92: 1486–1508.
- Talvi, E., Végh, C. A. (2005), *Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries*, „Journal of Development Economics”, 78(1): 156–190.
- Tarshis, L. (1939), *Changes in Real and Money Wages*, „The Economic Journal”, 49(193): 150–154.
- Taylor, J. B. (1993), *Discretion Versus Policy Rules in Practice*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy”, 39(1): 195–214.
- Taylor, J. B. (2000), *Reassessing Discretionary Fiscal Policy*, „Journal of Economic Perspectives”, 14(3): 21–36.
- Taylor, J. B. (2014), *The Role of Policy in the Great Recession and the Weak Recovery*, „American Economic Review”, 104(5): 61–66.
- 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), 230(3): 328–355.
- Tornell, A., Lane, P. R. (1998), *Are Windfalls a Curse?: A Non-Representative Agent Model of the Current Account*, „Journal of International Economics”, 44(1): 83–112.
- Tsibouris, G. C., Horton, M. A., Flanagan, M. J., Maliszewski, W. S. (2006), *Experience with Large Fiscal Adjustments*, IMF Occasional Paper no. 246.
- Uhlig, H. (2005), *What Are the Effects of Monetary Policy? Results from an Agnostic Identification Procedure*, „Journal of Monetary Economics”, 52: 381–419.
- Velasco, A. (1999), *A Model of Endogenous Fiscal Deficits and Delayed Fiscal Reforms*, [w:] J. Poterba, J. von Hagen (eds), *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, University of Chicago Press, Chicago: 37–58.
- Velasco, A. (2000), *Debts and Deficits with Fragmented Fiscal Policymaking*, „Journal of Public Economics”, 76(1): 105–125.
- Vickrey, W. S. (1954), *Stability Through Inflation*, [w:] K. K. Kurihara (ed.), *Post-Keynesian Economics*, Rutgers University Press, New Brunswick, NJ: 89–122.
- Wen, Y. (2009), *An Analytical Approach to Buffer-Stock Saving*, FRB of St. Louis Working Papers no. 2009-026.
- Wernik, A. (2014), *Finanse publiczne. Cele, struktury, uwarunkowania*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Werning, I. (2011), *Managing a Liquidity Trap: Monetary and Fiscal Policy*, NBER Working Paper no. 17344.
- Williams, J. C. (2009), *Heeding Daedalus: Optimal Inflation and the Zero Lower Bound*, „Brookings Papers on Economic Activity”, 2: 1–37.
- Williamson, S. D. (2014), *Macroeconomics*, Pearson, 5<sup>th</sup> ed.
- Williamson, S. D. (2019), *Low Real Interest Rates and the Zero Lower Bound*, „Review of Economic Dynamics”, 31: 36–62.
- Wojtyła, A. (2000), *Ewolucja keynesizmu a główny nurt ekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.



- Wojtyna, A. (2003), *Polityka makroekonomiczna w cyklu koniunkturalnym – nowe nurty w teorii*, „Gospodarka Narodowa”, 5–6: 1–22.
- Woo, J. (2009), *Why Do More Polarized Countries Run More Pro-Cyclical Fiscal Policy*, „The Review of Economics and Statistics”, 91(4): 850–870.
- Woodford, M. (2011), *Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier*, „American Economic Journal: Macroeconomics”, 3(1): 1–35.
- Wolf, E. N. (1998), *Recent Trends in the Size Distribution of Households Wealth*, „Journal of Economic Perspectives”, 12(3): 131–150.
- Xing-Qi, J., Kitagawa, G. (1993), *A Time-Varying Coefficients Vector AR Modeling of Nonstationary Covariance Time Series*, „Signal Processing”, 33(3): 315–331.
- Yang, S. Ch. S. (2005), *Quantifying Tax Effects Under Policy Foresight*, „Journal of Monetary Economics”, 52(8): 1557–1568.

# Spis tabel

Tabela 1. Teoretyczne powiązania wybranych zmiennych fiskalnych z koniunkturą	19
Tabela 2. Identyfikacja restrykcji znaków	83
Tabela 3. Mnożniki wydatków rządowych interpretowane jako elastyczności	143
Tabela 4. Mnożniki wydatków rządowych interpretowane w jednostkach pieniężnych	143
Tabela 5. Mnożniki podatków netto interpretowane jako elastyczności	144
Tabela 6. Mnożniki podatków netto interpretowane w jednostkach pieniężnych	145
Tabela 7. Mnożniki fiskalne w dwóch próbach	150
Tabela 8. Mnożniki fiskalne w modelu rozszerzonym	154