

*dr Joanna Sychała*¹

Katedra Koniunktury Gospodarczej
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

*dr Marcin Sychała*²

Katedra Finansów Publicznych
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

Polityka fiskalna jako stabilizator koniunktury gospodarczej w Polsce w latach 2000–2014

WPROWADZENIE

Rozwinięta na bazie teorii J.M. Keynesa stabilizacyjna funkcja polityki fiskalnej – zgodnie z którą wpływając na strukturę oraz poziom popytu globalnego, można oddziaływać na kształtowanie się realnych procesów gospodarczych – pozwala antycykliczną politykę fiskalną podzielić na politykę aktywną, związaną z działaniami dyskrejonalnymi państwa, oraz politykę pasywną, związaną z działaniem automatycznych stabilizatorów koniunktury.

Działania stabilizacyjne o charakterze dyskrejonalnym są podejmowane przez polityków *ad hoc* w sposób świadomy i celowy. Nakierowane są one na określony proces bądź sytuację, a ich celem jest wpływanie na zmiany aktywności gospodarczej. Instrumenty dyskrejonalne mają oddziaływać na zamiany globalnego popytu i jego poszczególnych części składowych [Barczyk, 2012, s. 151]. Oprócz przeciwdziałania wahaniom koniunkturalnym aktywna polityka fiskalna jest stosowana także w celu stabilizacji cen oraz ograniczania bezrobocia.

Automatyczne stabilizatory koniunktury są to rozwiązania wmontowane w systemy dochodów i wydatków publicznych. Powodują one zmiany w struktuze przepływów pieniężnych pomiędzy sektorami prywatnymi a sektorem finansów publicznych. Zmiany te działają na korzyść sektorów prywatnych w miarę pogarszania się sytuacji gospodarczej państwa i na odwrót, na korzyść sektora

¹Adres korespondencyjny: Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, al. Niepodległości 10, 61–875 Poznań, e-mail: joanna.sychala@ue.poznan.pl.

²Adres korespondencyjny: Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, al. Niepodległości 10, 61–875 Poznań, e-mail: marcin.sychala@ue.poznan.pl.

finansów publicznych, gdy sytuacja gospodarcza się poprawia [Wernik, 2007, s. 135]. Do środków polityki stabilizacji działających automatycznie, znajdujących zastosowanie w praktyce gospodarczej, można zaliczyć stabilizatory automatyczne w systemie podatków oraz w systemie świadczeń społecznych.

Sposób oddziaływania poszczególnych instrumentów fiskalnych nie zawsze jest jednak zgodny z założeniami na gruncie teoretycznym, według których oczekuje się, aby instrumenty te działały antycyklicznie, czyli w okresach wysokiej aktywności gospodarczej hamowały wzrost globalnego popytu, a w okresie niskiej aktywności gospodarczej hamowały jego spadek. Oznacza to, że w praktyce instrumenty fiskalne wykazują działanie antycykliczne lub procykliczne.

Celem głównym artykułu jest próba empirycznego zbadania charakteru oddziaływania instrumentów antycyklicznej polityki fiskalnej oraz określenia ich znaczenia w kształtowaniu aktywności gospodarczej w Polsce w latach 2000–2014. W opracowaniu przyjęto hipotezę, iż zasadnicze znaczenie dla kształtowania wahań koniunkturalnych w Polsce mają: wśród automatycznych stabilizatorów koniunktury – podatki bezpośrednie, natomiast wśród instrumentów o charakterze dyskrejonalnym – wydatki na działalność inwestycyjną państwa.

PROCEDURA BADAWCZA

Podstawą empirycznej analizy oddziaływania instrumentów antycyklicznej polityki fiskalnej oraz określenia ich znaczenia w kształtowaniu aktywności gospodarczej był model regresji liniowej, w którym:

- jako zmienne objaśniane wykorzystano wskaźniki wahań cyklicznych wyrażone w PKB,
- jako zmienne objaśniające przyjęto strumienie dochodów i wydatków budżetowych.

W prezentowanym badaniu politykę fiskalną reprezentują następujące zmienne objaśniające:

- po stronie dochodowej w budżecie państwa:
 - dochody ogółem,
 - dochody podatkowe ogółem,
 - podatek od towarów i usług (VAT),
 - podatek akcyzowy,
 - podatek dochodowy od osób prawnych (CIT),
 - podatek dochodowy od osób fizycznych (PIT),
 - dochody niepodatkowe ogółem,
 - opłaty, grzywny, odsetki;
- po stronie wydatkowej w budżecie państwa:
 - wydatki ogółem,
 - dotacje i subwencje ogółem,

- dotacje do Funduszu Ubezpieczeń Społecznych (FUS),
- dotacje do Funduszu Emerytalno-Rentowego (FER),
- dotacje i subwencje dla jednostek samorządu terytorialnego (JST),
- wydatki bieżące jednostek budżetowych,
- wydatki majątkowe,
- obsługa długu Skarbu Państwa ogółem,
- obsługa długu krajowego,
- obsługa długu zagranicznego,
- pozostałe wydatki.

W badaniu przyjęto kwartalne indeksy dynamiki zmiennych objaśnianych i objaśniających wyrażone w cenach stałych (gdzie analogiczny kwartał roku poprzedniego = 100). Przyjęte dane pochodzą z bazy GUS i obliczane są zgodnie z zaleceniami ESA'1995 [GUS, 2015].

Wyodrębnienie faz i cyklu koniunkturalnego, będących podstawą do dalszych analiz, wymagało ekonometrycznej analizy szeregów czasowych opierającej się na właściwie przygotowanych danych empirycznych. Z tego powodu materiał źródłowy zawarty w przekrojach kwartalnych poddano dekompozycji.

Pierwszym etapem działania było urealnienie zmiennych wyrażonych w cenach stałych. Wszystkie zmienne zostały urealnione wskaźnikiem cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI).

Rzeczywiste szeregi czasowe są trudne do modelowania, ponieważ zawierają bardzo nieregularne zdarzenia, których istota sprawia, że nie powinny być modelowane. W celu uniknięcia zniekształceń w analizie szeregów obserwacje takie są usuwane, aby model optymalnie odzwierciedlał badaną rzeczywistość [Ząbkowski, 2006, s. 370–372]. W tym celu wyeliminowano wahania sezonowe i przypadkowe, a następnie wygładzono szereg chronologiczny wielokrotnie dobieranymi średnimi ruchomymi.

W kolejnej części posłużono się metodami wyodrębniania wahań cyklicznych znajdujących swoją podstawę teoretyczną w koncepcjach zaliczanych do nowej klasycznej makroekonomii. Zgodnie z nimi zmienne makroekonomiczne wykazują powtarzające się oscylacje wokół linii trendu, co umożliwia pomiar cyklu koniunkturalnego w formie odchyłeń od trendu. Przyjęto, iż badane szeregi zawierają pierwiastek jednostkowy, a więc są niestacjonarne [Kruszka, 2009, s. 194–195]. W badaniu założono, iż składnik cykliczny zmiennej jest różnicą między jej wartością bieżącą a wartością trendu (średnia ważona przeszłych, obecnych i przyszłych obserwacji). Stosowanie tej metody powszechnie nazywa się filtrem Hodricka-Precottta, który pozwala wyodrębnić w przyjętych szeregach czasowych trend stochastyczny w postaci tendencji rozwojowej. Najważniejszym ograniczeniem wspomnianego filtru jest wymagana minimalna długość szeregu czasowego, który zostaje poddawany takiemu filtrowaniu. Zalecana minimalna liczba obserwacji wynosi 32, natomiast w badaniu posłużono się 60 obserwacjami. W efekcie przeprowadzenia filtracji zarówno zmiennych objaśnianych, jak i objaśniających otrzy-

mano szereg wartości pokazujących długookresową tendencję rozwojową w postaci wyodrębnienia wahań koniunkturalnych (tj. odchyleń od trendu) będących podstawą do dalszych analiz.

W następnej kolejności szeregi czasowe poddano testowi pierwiastka jednostkowego w celu sprawdzenia, czy szeregi te są stacjonarne. Ocenę stacjonarności przeprowadzono za pomocą testu Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina (KPSS), a brak tej oceny mógłby obniżyć wiarygodność wyników przez uzyskanie regresji pozornej. W teście KPSS stawia się hipotezę zerową, iż analizowane zmienne są stacjonarne. Niestacjonarność zmiennych oznacza, że nie można przeprowadzić wiarygodnego modelowania, gdyż m.in. na założeniu stacjonarności szeregów czasowych są oparte testy istotności zmiennych objaśniających. Stacjonarność szeregów zbadano przy poziomie istotności 0,05. Empiryczna wartość statystyki testu KPSS dla zmiennej objaśnianej PKB wyniosła 0,0578, natomiast wartość krytyczna testu KPSS przy założonym poziomie istotności wyniosła: 0,470. Należało więc przyjąć hipotezę zerową zakładającą stacjonarność tych szeregów. Obliczona wartość statystyki testu dla każdej zmiennej objaśniającej również okazała się mniejsza niż wartość krytyczna przy poziomie 0,05, więc nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o stacjonarności cyklicznych składników badanych zmiennych. Zatem pozostałe szeregi odchyleń indeksów dynamiki od linii trendu dla wszystkich zmiennych objaśniających według wskazań testu KPSS okazały się stacjonarne i dzięki temu można było przejść do kolejnego etapu badań, nie eliminując żadnego instrumentu polityki fiskalnej.

Ponadto, jeżeli w badaniach ekonometrycznych wykorzystuje się dynamiczne modele ekonometryczne, w których dostosowania są rozłożone w czasie, to zaleca się przeprowadzenie testu przyczynowości Grangera. Przeprowadzenie tego testu opierało się na sprawdzeniu, czy dodanie opóźnionych (przeszłych) wartości zmiennej x do równania regresji, w którym zmienna y_t jest objaśniana przez opóźnione wartości y_{t-k} , poprawi jego jakość opisową oraz prognostyczną [Maddala, 2013, s. 432].

Maksymalne opóźnienie zmiennych zostało ustalone na trzy okresy (kwartały), co było podyktowane specyfiką procesu budżetowego. Projekt ustawy budżetowej na dany rok jest zazwyczaj ostatecznie kształtowany w drugiej połowie roku, gdy znane są już wartości kluczowych zmiennych ekonomicznych. Większa liczba opóźnień mogłaby zwiększyć problem współliniowości [Mackiewicz, 2010, s. 111]. Ponadto dłuższe opóźnienia nie zostały wzięte pod uwagę ze względu na realne możliwości kształtowania cyklu koniunkturalnego. W badaniu przyczynowości w sensie Grangera pominięto wyprzedzenia z uwagi na niższą wartość poznawczą. Przyczynowość w sensie Grangera pozwoliła na określenie możliwych następstw czasowych pomiędzy wahaniami koniunkturalnymi a zmiennymi obrazującymi politykę fiskalną, które są istotne ze statystycznego punktu widzenia [Gawel, 2004, s. 153]. Przyczynowość Grangera opiera się na badaniu, czy wprowadzenie do autoregresji danego szeregu czasowego zmiennej objaśniającej istotnie poprawi jej dopasowanie.

Wykazanie przyczynowości w teście Grangera dla opóźnienia równego np. trzy kwartały (-3) oznaczało celowość wprowadzenia trzech szeregów zmiennej objaśniającej z opóźnieniem jeden, dwa, trzy kwartały do równania regresji zmiennej objaśnianej. Dalsza analiza przyczynowości miała na celu wyodrębnienie z danej grupy przyczyn tego opóźnienia, które są statystycznie istotne. W kolejnych etapach zastosowano procedurę regresji krokowej postępującej, w której zmienne niezależne są oddzielnie wprowadzane lub usuwane z równania regresji aż do momentu otrzymania równania najlepiej dopasowanego. Początkowo przy tworzeniu funkcji regresji uwzględniono wszystkie opóźnienia zmiennych niezależnych istotne zgodnie z przyczynowością Grangera, które następnie były usuwane, jeśli okazywały się nieistotne dla regresji.

Estymację współczynników regresji w obu szeregach przeprowadzono za pomocą Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów (KMNK). Ocenę przydatności diagnostycznej oszacowanych modeli przeprowadzono na podstawie analizy współczynnika determinacji R^2 . Statystyczną istotność poszczególnych parametrów określono za pomocą testu t-Studenta na poziomie istotności $p = 0,05$.

Po usunięciu z równania PKB zmiennych, które okazały się nieistotne dla tworzonych funkcji regresji, ostatecznie otrzymano postać funkcji wyjaśniającej wahania w cyklu koniunkturalnym zmianami koniunkturalnymi wyrażonymi instrumentami polityki fiskalnej. Ostateczny wzór funkcji regresji dla szeregu PKB przyjął następującą postać:

$$\text{PKB}_t = -0,0742 + 0,6023 \text{ DBO}_{t-3} + 1,1604 \text{ DBO}_t + 0,4023 \text{ DPO}_{t-3} - 0,0582 \text{ DCIT}_{t-2} - 0,1098 \text{ DCIT}_t + 83,6746 \text{ WDiS}_{t-1} + 97,7305 \text{ WDiS}_t + 0,2495 \text{ WFER}_{t-1}$$

gdzie:

- PKB_t – szereg PKB w okresie t urealniony wskaźnikiem CPI,
- DBO_{t-3} – DBO_t – dochody budżetowe ogółem w okresie t oraz z opóźnieniem trzech kwartałów,
- DPO_{t-3} – dochody budżetowe z tytułu podatków ogółem z opóźnieniem trzech kwartałów,
- DCIT_{t-2} – DCIT_t – dochody budżetowe z tytułu podatku dochodowego od osób prawnych w okresie t oraz z opóźnieniem dwóch kwartałów,
- WDiS_{t-1} – WDiS_t – wydatki budżetowe na dotacje i subwencje w okresie t oraz z opóźnieniem jednego kwartału,
- WFER_{t-1} – wydatki budżetowe na dotacje do Funduszu Emerytalno-Rentowego z opóźnieniem jednego kwartału.

Ocenę parametrów oszacowanej funkcji regresji dla szeregu PKB zawarto w tabeli 1. Na podstawie ocen parametrów wartości skorygowanego współczynnika determinacji otrzymaną funkcję regresji szeregu PKB można uznać za staty-

stycznie istotną. Funkcja ta w 88,57% opisuje zmiany w wahaniami koniunkturalnych wyrażonych w kwartalnych stopach wzrostu PKB.

Tabela 1. Ocena parametrów funkcji regresji szeregu PKB

Parametr	Wartość parametru	Błąd standardowy	Statystyka t	Poziom istotności
Wyraz wolny	-0,0742	0,0347	-2,1409	0,0491
Dochody ogółem_0	1,1604	0,4120	2,8162	0,0130
Dochody ogółem_3	0,6023	0,2367	2,5447	0,0224
Dochody podatkowe ogółem_3	0,4023	0,1301	3,0921	0,0074
Dochody z CIT_0	-0,1098	0,0198	-5,5545	0,0001
Dochody z CIT_2	-0,0582	0,0146	-3,9773	0,0012
Wydatki: dotacje i subwencje_0	97,7305	25,0011	3,9091	0,0014
Wydatki: dotacje i subwencje_1	83,6746	21,9920	3,8048	0,0017
Wydatki: FER_1	0,2495	0,0726	3,4363	0,0037

Średn.aryt.zm.zależnej	0,0354	Odch.stand.zm.zależnej	1,4181
Suma kwadratów reszt	3,4472	Błąd standardowy reszt	0,4794
Wsp. determ. R-kwadrat	0,9643	Skorygowany R-kwadrat	0,8857
F(8, 40)	526,3964	Wartość p dla testu F	0,0000
Logarytm wiarygodności	-4,4986	Kryt. inform. Akaike'a	76,9972
Kryt. bayes. Schwarza	141,3191	Kryt. Hannana-Quinna	101,4009
Autokorel.reszt – rho1	-0,0807	Stat. Durbina-Watsona	2,0952

Źródło: opracowanie własne.

Oszacowany model wykazał, że istotne oddziaływanie na przebieg cyklu koniunkturalnego mają: dochody ogółem, dochody podatkowe ogółem, dochody z tytułu CIT, wydatki na dotacje i subwencje ogółem oraz wydatki na dotacje do FER. Biorąc pod uwagę wyłącznie zmienne zdezagregowane, stwierdzone na podstawie ujemnej wartości parametru dla funkcji, oczekiwane oddziaływanie antycykliczne wykazał zaledwie jeden instrument – dochody z tytułu CIT, przeciwdziałając nadmiernym wahaniami tempa wzrostu PKB w okresie bieżącym, jak również z opóźnieniem dwóch kwartałów. Pozostałe instrumenty fiskalne, które okazały się istotne w wyjaśnianiu zmian koniunkturalnych, nasilały nadmierne wahania tempa wzrostu PKB, oddziałując na polską gospodarkę w sposób procykliczny.

ZNACZENIE CIT W ANTYCYKLICZNEJ POLITYCE FISKALNEJ W POLSCE

Zasadnicze znaczenie w stabilizowaniu cyklu w gospodarce polskiej wykazały dochody z tytułu CIT. Oddziaływanie antycykliczne świadczy o odpowiednim kierunku reakcji tych automatycznych stabilizatorów koniunktury na zmiany gospodarcze.

Przynależność CIT do grupy automatycznych narzędzi stabilizowania koniunktury jest powodowana znaczną wrażliwością zysków przedsiębiorstwa na cykliczne zmiany aktywności gospodarczej. W fazie wysokiej aktywności w gospodarce dynamika wzrostu zysków jest wyższa od wzrostu pozostałych dochodów i PKB. W tej sytuacji dochody z podatków rosną szybciej niż produkt narodowy. Natomiast w fazie niskiej aktywności zyski przedsiębiorstw spadają szybciej niż PKB, dlatego w sytuacji niezmiennej progresji szybciej spadają również dochody do budżetu z podatku obciążającego te zyski. W związku z tym w okresie dobrej koniunktury progresja podatkowa ogranicza wzrost zysków netto przedsiębiorstw, natomiast w okresie słabej koniunktury hamowana jest dynamika ich spadku [Barczyk, 2012, s. 155].

Znaczny wpływ dochodów z CIT na ograniczanie wahań koniunkturalnych wynika z jego silnej reakcji na zmiany aktywności gospodarczej. Podatek ten wpływa na wygładzanie wahań koniunktury poprzez oddziaływanie na poziom zysków i inwestycji. Istotę podatków od dochodów przedsiębiorstw jako narzędzia antycyklicznego w stabilizowaniu koniunktury widzi się przede wszystkim w działaniu podatków na tę część osiągniętych zysków, która określa dynamikę popytu konsumpcyjnego. W związku z tym coraz większą uwagę poświęca się analizie wpływu wysokości zysków przedsiębiorstw na wysokość dywidend wypłacanych akcjonariuszom w poszczególnych fazach cyklu koniunkturalnego. Wynika to głównie z tego, iż ewentualne nakłady inwestycyjne w przedsiębiorstwach nie zależą jedynie od wysokości osiągniętych zysków, ponieważ determinowane są także m.in. przez wysokość uzyskanych kredytów [Barczyk, 2012, s. 158]. Z jednej strony zwiększanie CIT przyczynia się do większej skuteczności automatycznych stabilizatorów koniunktury, gdyż wynikający z wahań koniunktury krótkookresowy wzrost PKB prowadzi do wyższych dochodów z CIT. Z drugiej strony zwiększanie tego podatku może mieć negatywny wpływ na atrakcyjność inwestowania w Polsce, gdyż zwiększone dochody z tego podatku zabierają część zysku, ograniczając wzrost zysku netto oraz inwestycji.

W Polsce zasadnicza stawka CIT wynosi obecnie 19% podstawy opodatkowania. Jednak w sytuacji, gdy przewiduje się odrębne zasady opodatkowania niektórych przejawów działalności gospodarczej, stosuje się preferencyjne stawki. Od wejścia w życie ustawy o podatku dochodowym od osób prawnych z 1992 r. stawki podatkowe zmieniały się kilkakrotnie – można zaobserwować malejącą tendencję kształtowania się zasadniczej stawki podatkowej CIT. Do 1996 r. wynosiła ona 40%. W 1997 r. zmniejszyła się ona do 38%, w 1998 r. – do 36%, w 1999 r.

– do 34%, a w 2000 r. – do 30%. Kolejna zmiana nastąpiła w 2001 r. – wówczas zasadnicza stawka podatkowa wynosiła 28%, by ponownie obniżyć się w 2003 r. do 27%. Z kolei obecnie obowiązująca zasadnicza stawka podatkowa CIT w wysokości 19% została wprowadzona w 2004 r.

Obniżenie stawki CIT w 2004 r. z 27 do 19% spowodowało najniższe zasilenie dochodami z tytułu tego podatku do budżetu spośród wszystkich lat badanego okresu, jednak w perspektywie długookresowej zmniejszenie stawki podatku przyczyniło się do realnego wzrostu dochodów budżetowych z tego tytułu. W latach 2005–2008 dochody budżetu państwa z tytułu tego podatku nieustannie rosły. Taki stan rzeczy przypadł na wystąpienie w gospodarce polskiej fazy wzrostowej oraz stosunkowo wysokiego wzrostu gospodarczego trwającego do połowy 2008 r. Na wzrost dochodów budżetowych z tytułu CIT, pomimo jego obniżonej stawki, wpływ miało również rozszerzenie zakresu opodatkowania, dobra kondycja finansowa i poprawa zyskowności przedsiębiorstw oraz wzrost liczby podatników płacących CIT (wynikający głównie ze zwiększającego się udziału sektora usług w światowej gospodarce, m.in. w sektorze bankowości i usług finansowych) [Grycuk, 2010, s. 2]. Obniżenie stawek CIT przyczyniło się też do wzrostu inwestycji w sektorze prywatnym, co w efekcie wzmocniło polską koniunkturę i przelożyło się na zwiększenie opodatkowanych dochodów.

Ministerstwo Finansów przygotowało projekt ustawy obniżającej obciążenia podatkowe małych przedsiębiorców z obecnych 19 do 15% [Projekt..., 2016, art. 1 pkt 6]. Według szacunków Ministerstwa Finansów z obniżonej stawki CIT będzie mogło skorzystać blisko 400 tys. przedsiębiorców stanowiących około 90% podatników CIT. Projekt ustawy przewiduje, że nowe przepisy wejdą w życie 1 stycznia 2017 r. Chociaż ostatnie obniżenie stawki CIT przyczyniło się do realnego wzrostu dochodów budżetowych z tego tytułu, to trudno jest domniemywać, czy kolejne obniżenie stawki CIT ponownie doprowadzi do wzrostu tych dochodów. Wiadomo jednak, iż omawiany podatek nadal stanowi istotną rezerwę dla wzrostu gospodarczego. Polska powinna podjąć dalsze działania prowadzące do zminimalizowania kosztów obsługi administracyjnej tego podatku, co przyniosłoby korzyści przedsiębiorstwom i odciążyłoby aparat skarbowy. Ponadto polskie rozwiązania w zakresie CIT powinny przez cały czas pozostawać konkurencyjne w stosunku do państw dbających o przyciągnięcie nowych inwestycji zagranicznych.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone analizy zweryfikowały sformułowaną we wstępie hipotezę tylko w sposób częściowy. Z przedstawionych rozważań można wnioskować, iż polityka fiskalna realizowana w Polsce w latach 2000–2014 była słabo zorientowana na realizację celów antycyklicznych. Oczekiwane antycykliczne oddziaływanie na zmiany aktywności gospodarczej wykazał wyłącznie jeden instrument budżeto-

wy w postaci dochodów z podatku dochodowego od osób prawnych, który przeciwdziałał nadmiernym wahaniom popytu. Świadczy to o odpowiednim kierunku reakcji tego automatycznego stabilizatora koniunktury na zmiany gospodarcze obserwowane w Polsce. Wynika to z jego znacznej wrażliwości, gdyż zyski przedsiębiorstw silnie reagują na cykliczne zmiany aktywności gospodarczej.

Drugi z podatków bezpośrednich, tj. podatek dochodowy od osób fizycznych, nie wykazał istotności w oszacowanym modelu regresji. Jego ograniczone działanie może częściowo wynikać z jego konstrukcji. W Polsce w PIT uwzględnia się tylko dwa przedziały progresji i około 97% podatników jest opodatkowanych w jej pierwszym przedziale. Chcąc jednak uzyskać bardziej znaczące efekty w stabilizowaniu wahań, progresja tego podatku powinna obejmować więcej przedziałów ze zróżnicowanymi stawkami szybko wzrastającymi w miarę wzrostu dochodów. Tymczasem obecnie w Polsce podatek ten charakteryzuje mała liczba przedziałów oraz łagodna progresja, co może uzasadniać jego słabsze działanie w stabilizowaniu koniunktury.

Wydatki na działalność inwestycyjną państwa, zawierające się w wydatkach majątkowych i będące podstawowym przykładem instrumentu o charakterze uznaniowym, nie okazały się istotne w wyjaśnianiu zmian w wahaniami koniunkturalnych w gospodarce polskiej. Jak wynika z analiz empirycznych, w realizowanej w Polsce polityce fiskalnej w zbyt niskim stopniu były wykorzystywane możliwości pobudzania inwestycji przez państwo poprzez prowadzenie własnych przedsięwzięć inwestycyjnych. Taki stan rzeczy wynika w znacznej mierze ze złej struktury wydatków budżetowych i zbyt dużego udziału tzw. wydatków sztywnych. Możliwości stosowania wydatków inwestycyjnych do łagodzenia wahań koniunkturalnych występujących w gospodarce polskiej są więc ograniczone. Brak antycyklicznego oddziaływania w żadnej z badanych grup wydatków budżetowych może oznaczać, iż władze państwa nie wykorzystują tych narzędzi jako potencjalnych stabilizatorów gospodarczych. Przyczynami tego może być dążenie władz do wykorzystywania instrumentów wydatkowych do realizacji innych celów państwa niż cele stabilizacyjne, np. do realizacji funkcji redystrybucyjnej.

BIBLIOGRAFIA

- Barczyk R., 2012, *Determinanty wewnętrznej koordynacji narzędzi fiskalnych i pieniężnych w polityce antycyklicznej*, „Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny”, nr 4.
- Gaweł A., 2004, *Stabilizacja cyklu koniunkturalnego w Polsce za pomocą narzędzi polityki fiskalnej*, „Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny”, R. LXVI, nr 2.
- Grycuk A., 2010, *CIT jako narzędzie polityki gospodarczej*, „Infos”, nr 4(74).
- GUS, 2015, *Wyjaśnienia metodyczne*, <http://stat.gov.pl/wskazniki-makroekonomiczne> (30.08.2016).

- Kruszka M., 2009, *Synchronizacja wahań koniunkturalnych w krajach wysoko rozwiniętych oraz państwach okresu transformacji*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu”, nr 115.
- Mackiewicz M., 2010, *Stabilizacyjna polityka fiskalna w krajach OECD*, PWE, Warszawa.
- Maddala G.S., 2013, *Ekonometria*, PWN, Warszawa.
- Projekt z 22 lutego 2016 r. o zmianie ustawy o podatku dochodowym od osób fizycznych oraz ustawy o podatku dochodowym od osób prawnych, http://www.finanse.mf.gov.pl/pl/web/bip/ministerstwo-finansow/wiadomosci/aktualnosci/-/asset_publisher/M1vU/content/id/5241384 (27.09.2016).
- Wernik A., 2007, *Finanse publiczne. Cele, struktury, uwarunkowania*, PWE, Warszawa.
- Żąbkowski, T., 2006, *Porównanie metod Tramo-Seats i Sieci Neuronowych wykorzystywanych do prognozowania krótkookresowego szeregów czasowych*, „Zeszyty Naukowe SGGW – Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej”, nr 60.

Streszczenie

Stabilizacyjna funkcja polityki fiskalnej – zgodnie z którą wpływając na strukturę oraz poziom popytu globalnego, można oddziaływać na kształtowanie się realnych procesów gospodarczych – pozwala antycykliczną politykę fiskalną podzielić na politykę aktywną, związaną z działaniami dyskrecjonalnymi państwa, oraz politykę pasywną, związaną z działaniem automatycznych stabilizatorów koniunktury.

Celem głównym artykułu jest próba empirycznego zbadania charakteru oddziaływania automatycznych i dyskrecjonalnych instrumentów antycyklicznej polityki fiskalnej oraz określenia ich znaczenia w kształtowaniu aktywności gospodarczej w Polsce w latach 2000–2014. W opracowaniu przyjęto hipotezę, iż zasadnicze znaczenie dla kształtowania wahań koniunkturalnych w Polsce mają: wśród automatycznych stabilizatorów koniunktury – podatki bezpośrednio, natomiast wśród instrumentów o charakterze dyskrecjonalnym – wydatki na działalność inwestycyjną państwa.

Podstawą analizy empirycznej jest oszacowany model regresji liniowej, w którym jako zmienne objaśniane wykorzystano wskaźniki wahań cyklicznych (wyrażone w PKB), natomiast jako zmienne objaśniające – strumień dochodów i wydatków budżetowych. W badaniu przyjęto kwartalne indeksy dynamiki zmiennych objaśnianych i objaśniających pochodzące z bazy danych GUS.

Oczekiwane oddziaływanie antycykliczne wykazał zaledwie jeden instrument – dochody z tytułu podatku CIT, przeciwdziałając nadmiernym wahanom tempa wzrostu PKB w okresie bieżącym, jak również z opóźnieniem dwóch kwartałów. Pozostałe instrumenty fiskalne, które okazały się istotne w wyjaśnianiu zmian koniunkturalnych, nasilały nadmierne wahania tempa wzrostu PKB, oddziałując na polską gospodarkę w sposób procykliczny.

Słowa kluczowe: polityka fiskalna, wahania koniunkturalne

Fiscal policy as a stabilizer of business cycle fluctuations in Poland in the years 2000–2014

Summary

The stabilization function of fiscal policy allows a counter-cyclical fiscal policy to divide the policy of actively associated with the activities of discretionary state and passive policies associated with the operation of automatic stabilizers-congestion situation.

The main aim of this article is to attempt to empirically examine the nature of the impact of automatic and discretionary instruments of counter-cyclical fiscal policies and determine their significance in the development of economic activity in Poland in the years 2000–2014. The study has been hypothesized that fundamental to economic fluctuations in Poland are: among the automatic stabilizers direct taxes, and among the instruments of a discretionary expenditure on public investment activities.

The basis of the empirical analysis is estimated linear regression model, in which as explained variables used indicators of cyclical fluctuations (expressed in GDP), while the explanatory variables adopted streams of income and expenditure. The study adopted a quarterly index dynamics dependent variables and explanatory derived from the database the Central Statistical Office.

Expected impact of countercyclical showed only one instrument – income from CIT, preventing excessive fluctuations in GDP growth in the current period, as well as the delay of two quarters. Other fiscal instruments, which proved to be important in explaining the changes in economic situation, aggravated excessive fluctuations in GDP growth, affecting the Polish economy in a pro-cyclical.

Keywords: economic fluctuations, business cycle

JEL: E32, E62, E63