

Ryszard Barczyk, Joanna Sychała

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

e-mails: ryszard.barczyk@ue.poznan.pl; joanna.sychala@ue.poznan.pl

**EMPIRYCZNA ANALIZA ANTYCYKLIKZNEJ
POLITYKI DOCHODÓW PUBLICZNYCH W POLSCE
W LATACH 2001-2016**

**EMPIRICAL ANALYSIS OF COUNTERCYCLICAL
PUBLIC INCOMES POLICY IN POLAND
IN THE YEARS 2001-2016**

DOI: 10.15611/pn.2017.489.03

JEL Classification: E62

Streszczenie: Polityka przeciwdziałania występowaniu oscylacji koniunkturalnych wykorzystuje oprócz narzędzi pieniężnych również instrumenty fiskalne, wśród których istotną rolę odgrywają dochody publiczne. Celem pracy jest empiryczna analiza charakteru wpływu dochodów publicznych na zmiany aktywności gospodarczej w Polsce w latach 2001-2016. Praca składa się ze wstępu, trzech części i zakończenia. W pierwszej części przedstawiono analizowane szeregi czasowe oraz zrealizowane etapy prac empirycznych. W kolejnej części omówiono cechy morfologiczne cykli koniunkturalnych, wyodrębnionych w gospodarce polskiej w badanym okresie. W ostatniej części scharakteryzowano właściwości i odroczenia czasowe wpływu dochodowych narzędzi fiskalnych na wyróżnione w Polsce cykle koniunkturalne. W zakończeniu sformułowano najważniejsze wnioski empiryczne wynikające z przeprowadzonych analiz.

Słowa kluczowe: cykle koniunkturalne, polityka dochodów fiskalnych, podatki bezpośrednie, pośrednie.

Summary: Apart from monetary instruments, the countercyclical policy uses fiscal instruments among which a significant role is played by the public incomes. The aim of the article is an empirical analysis of the influence exerted by the public incomes upon changes in the economic activity in Poland in the years 2001-2016. The paper consists of an introduction, three parts and a conclusion. The first part presents the analyzed time series and the completed stages of empirical work. The next part discusses morphological features of the business cycles distinguished in Poland's economy. The final part characterizes properties and time lags in the impact of fiscal income instruments on the business cycles differentiated in Poland.

Keywords: business cycles, fiscal incomes policy, direct/indirect taxes.

1. Wstęp

W działaniach antycyklicznych, prowadzonych w gospodarkach rynkowych, mogą być wykorzystywane, oprócz narzędzi pieniężnych, instrumenty fiskalne. Szczególne znaczenie mają dochody publiczne, które w bezpośredni lub pośredni sposób stabilizują zmiany popytu rynkowego. Wzrost znaczenia narzędzi fiskalnych w kształtowaniu cech morfologicznych cykli koniunkturalnych można zaobserwować zwłaszcza po wybuchu światowego kryzysu finansowego w latach 2007-2008.

Celem poniższych analiz empirycznych jest określenie charakteru związków przyczynowych i odroczeń czasowych między dynamiką poszczególnych rodzajów dochodów publicznych i zmianami aktywności gospodarczej w Polsce w latach 2001-2016.

Zakres czasowy analiz empirycznych obejmuje okres od I kw. 2001 do III kw. 2016. Umożliwił on zaprezentowanie i przeanalizowanie antycyklicznej roli narzędzi polityki dochodów publicznych w warunkach występowania faz cykli koniunkturalnych w gospodarce polskiej. Rozpoczęcie analizy było podyktowane możliwością uzyskania porównywalnych danych kwartalnych, przedstawiających poszczególne rodzaje dochodów publicznych, a także nowelizacją w Polsce w 1998 r. ustawy o finansach publicznych.

2. Stosowane metody analiz empirycznych

W analizach empirycznych ukazujących związki przyczynowe oraz odroczenia czasowe między poszczególnymi rodzajami dochodów publicznych a zmianami aktywności gospodarczej istotnymi problemami jest dobór oraz właściwa interpretacja zawartości merytorycznej szeregów czasowych oraz stosowane metody statystyczno-ekonometryczne, służące do ich analiz.

2.1. Analizowane szeregi czasowe

W pracach analitycznych, których celem jest określenie morfologii współczesnych cykli koniunkturalnych, najczęściej przyjmuje się dwa kryteria doboru danych empirycznych [Barczyk 2004, s. 42-43]:

- istotność ekonomiczna danych,
- cechy formalno-statystyczne.

Przyjmując powyższe kryteria w analizach zmian aktywności gospodarczej, uwzględniono kwartalne dane realnych indeksów dynamiki PKB (analogiczny kwartał roku poprzedniego = 100), których zasadniczym składnikiem w aspekcie tworzenia jest suma wartości dodanej, a w aspekcie wykorzystania – popyt rynkowy na dobra konsumpcyjne i środki produkcji.

Główne narzędzia polityki dochodów publicznych przyjęte do prac analitycznych są charakteryzowane za pomocą następujących realnych indeksów dynamiki (analogiczny kwartał roku poprzedniego = 100):

- dochodów z tytułu podatków ogółem (DPO), w tym:
 - podatków od towarów i usług (DVAT);
 - akcyzy (DAK);
 - podatków od osób prawnych (DCIT);
 - podatków od osób fizycznych (DPIT);
 - dochodów niepodatkowych ogółem (DNP);
 - środków z UE i innych źródeł niepodlegających zwrotowi (DUE).

Zmienną objaśnianą, charakteryzującą zmiany aktywności gospodarczej PKB, urealniono, przyjmując wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych. Zmienne objaśniające, prezentujące narzędzia polityki dochodów również urealniono wskaźnikiem cen towarów i usług konsumpcyjnych.

2.2. Etapy analizy empirycznej

W procesie badania zależności między zmianami aktywności gospodarczej a stosowanymi narzędziami polityki dochodów publicznych można wyróżnić kilka etapów. Po urealnieniu wszystkich zmiennych pierwszym krokiem było wyodrębnienie w szeregach PKB oraz danych ukazujących narzędzia dochodów publicznych wahań koniunkturalnych. W tym celu w analizowanych szeregach czasowych wyeliminowano wahania sezonowe i przypadkowe, przyjmując stosowaną i zalecaną przez Eurostat procedurę TRAMO-SEATS [Gomez, Maravall 1996; Maravall 2000, 2002]. Wykorzystuje ona wielokrotnie dobierane średnie ruchome i składa się z dwóch etapów. Pierwszy z nich jest określany jako etap eliminacji wstępnej (TRAMO), a drugi to właściwa dekompozycja i eliminacja wahań sezonowych. W wyniku przeprowadzonej desezonalizacji otrzymano krzywą Hendersona, określającą łączne oddziaływanie w badanych szeregach trendu i wahań koniunkturalnych. W następnym etapie posłużono się metodami wyodrębniania wahań cyklicznych. Zgodnie z nimi zmienne makroekonomiczne wykazują oscylacje wokół linii trendu, co umożliwia pomiar cyklu w postaci odchyłeń od trendu. Identyfikacja fluktuacji koniunkturalnych tą metodą nasuwa wątpliwości dotyczące wyznaczenia trendu deterministycznego. Negacja tej postaci trendu wynika także z przyczyn formalnych. Prace C.R. Nelsona i C.J. Plossera [1982] wykazały, iż nie można odrzucić hipotezy, że kształtowanie realnego PKB jest procesem błędzenia losowego z dryfem, tj. jednorazowe zaburzenie ścieżki wzrostu powoduje jej trwale odkształcenie bez możliwości powrotu do poprzedniego przebiegu. Opisanie analizowanego zjawiska przy pomocy trendu liniowego byłoby utrudnione, ponieważ podlega on zmianom w czasie (błądzenie losowe powoduje, że trend również podlega odchyleniom) [Kruszka 2009, s. 194-195]. W tym przypadku przyjęto, że badane szeregi zawierają pierwiastek jednostkowy, a więc są niestacjonarne. W analizach tych założono także, że składnik cykliczny zmiennej jest różnicą między wartością bieżącą a wartością trendu (średnią ważoną przyszłych, obecnych i przeszłych obserwacji). Stosowanie tej metody potocznie nazywa się filtrem Hodricka-Prescotta i pozwala ona na wyodrębnienie

trendu stochastycznego. Najważniejszym ograniczeniem tego filtra jest wymagana minimalna długość szeregu czasowego, który jest poddawany takiemu filtrowaniu. Zalecana minimalna ilość obserwacji wynosi 32 [Mills 2003, s. 50]. Przyjęte do analiz szeregi czasowe spełniają wymagania formalne do stosowania filtra Hodricka-Preccotta. W efekcie zastosowania tej procedury, zarówno w zmiennych objaśnianych, jak i objaśniających, otrzymano szereg wartości pokazujących długookresową tendencję rozwojową w postaci wahań koniunkturalnych, tj. ich odchyłeń od trendu.

Następnym krokiem była ocena stacjonarności wyróżnionych wahań, przeprowadzona za pomocą testu KPSS – Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta, Shina [Kwiatkowski i in. 1992, s. 159-178]. Brak takiej oceny mógłby doprowadzić do obniżenia wiarygodności wyników empirycznych poprzez wykazanie regresji pozornej. Ponadto, jeżeli w badaniach empirycznych wykorzystuje się dynamiczne modele ekonometryczne, wówczas stosuje się test przyczynowości Grangera. Przeprowadzenie takiego testu polega na sprawdzeniu, czy dodanie opóźnionych (przeszłych) wartości zmiennej do równania regresji, w którym zmienna y_k jest objaśniana przez opóźnione wartości y_{t-k} , poprawia jego wartość opisową i prognozowaną [Maddala 2013, s. 432]. Przyczynowość w sensie Grangera pozwala na określenie możliwych następstw czasowych pomiędzy wahaniami koniunkturalnymi i zmiennymi obrazującymi działające narzędzia polityki fiskalnej, które są istotne ze statystycznego punktu widzenia.

3. Cechy morfologiczne cykli koniunkturalnych w gospodarce polskiej

Analizując cechy morfologiczne cykli koniunkturalnych w gospodarce polskiej w latach 2001-2016, przyjęto, że współczesny cykl składa się z punktów zwrotnych górnych i dolnych oraz z fazy wysokiej dynamiki wzrostu (fazy wzrostowej) i z fazy niskiej dynamiki wzrostu (fazy spadkowej). W tym przypadku przyjęto, że:

- punkt zwrotny górny (dolny) występuje, gdy wartość wyrazu szeregu odchyłeń jest maksymalna (minimalna), tj. występuje maksymalne (minimalne) odchylenie *in plus* (*in minus*) w stosunku do oszacowanej linii trendu;
- punkty zwrotne muszą występować na przemian, tj. po okresie przyjętym jako moment występowania zwrotu górnego musi mieć miejsce punkt zwrotny dolny;
- moment wystąpienia zwrotu górnego lub dolnego jest zaliczany do długości trwania danej fazy, a minimalna długość fazy powinna wynosić trzy kwartały, długość cyklu koniunkturalnego jest równa długości fazy wzrostowej i spadkowej.

Właściwa identyfikacja okresów występowania punktów zwrotnych umożliwia nie tylko wyznaczenie długości faz i całego cyklu, ale na tej podstawie można również oszacować amplitudę. W analizach przyjęto, że amplituda fazy wzrostowej to bezwzględna różnica między wartością maksymalną i minimalną w wyodrębnionej fazie, a amplituda fazy spadkowej to bezwzględna różnica między wartością minimalną a maksymalną. Amplituda cykli to różnica między amplitudą fazy wzrostowej i amplitudą fazy spadkowej.

Zestawienie analizowanych cech morfologicznych cykli koniunkturalnych we wskaźnikach PKB (w cenach stałych) znajduje się w tabeli 1 i na rysunku 1.

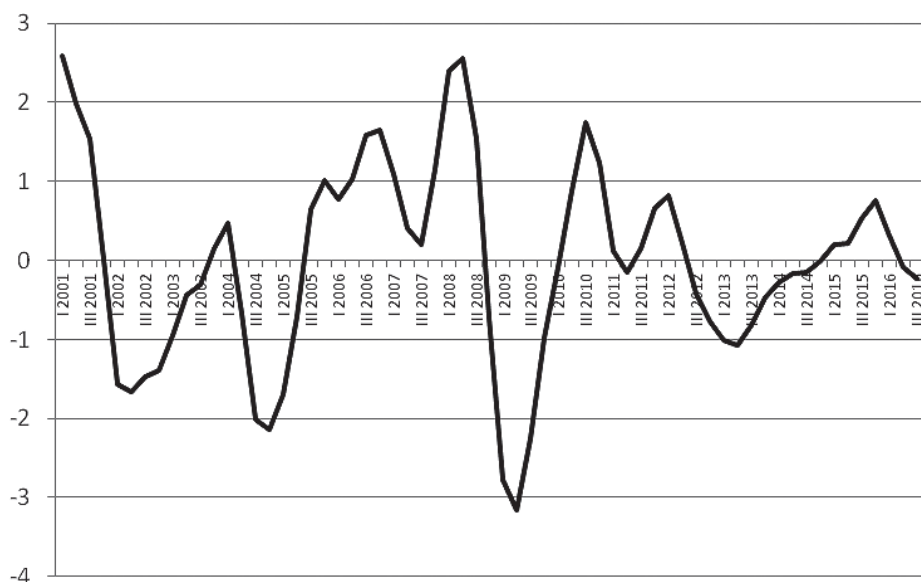
Jak wynika z przygotowanych zestawień, w badanym okresie w gospodarce polskiej wyodrębniono 11 pełnych faz cykli i 2 fazy niepełne. Utworzyły one 5 cykli koniunkturalnych, które były stosunkowo krótkie i trwały one około 8-10 kwartałów (najdłuższy wyodrębniony cykl trwał 11 kwartałów, a najkrótszy jedynie 7 kwartałów). Oznacza to, że fazy tych cykli były także relatywnie krótkie, przy czym generalnie nieco dłuższe były fazy wzrostowe aniżeli spadkowe. Fazy pomyślnej koniunktury trwały od 3 do 10 kwartałów, a średnia długość faz spadkowych wynosiła od 3 do 5 kwartałów. Amplitudy faz były także stosunkowo niskie, a ich wartości były zbliżone. Najwyższa dodatnia amplituda fazy wzrostowej (4,88) wystąpiła bezpośrednio po wy-

Tabela 1. Wybrane cechy morfologiczne cykli koniunkturalnych, wyodrębnionych w PKB (ceny stałe) w Polsce w okresie I kw. 2001-III kw. 2016

Cechy morfologiczne	Fazy cykli koniunkturalnych						
	spadkowa	wzrostowa	spadkowa	wzrostowa	spadkowa	wzrostowa	spadkowa
Okresy występowania	-II 02	III 02-I 04	II 04-IV 04	I 05-IV 06	I 07-III 07	IV 07-II 08	III 08-II 09
Długość (w kwartałach):							
• fazy		7	3	8	3	3	4
• cyklu		10		11		7	
Amplituda:							
• fazy		2,12	2,81	3,79	1,46	2,36	5,70
• cyklu		-0,69		2,33		-3,34	

Cechy morfologiczne	Fazy cykli koniunkturalnych					
	wzrostowa	spadkowa	wzrostowa	spadkowa	wzrostowa	spadkowa
Okresy występowania	III 09-III 10	IV 10-II 11	III 11-I 12	II 12-II 13	III 13- II 15	III 15-
Długość (w kwartałach):						
• fazy	5	3	3	5	10	
• cyklu	8		8			
Amplituda:						
• fazy	4,88	1,87	0,96	1,89	1,83	
• cyklu	3,01		-0,93			

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 1. Cykle koniunkturalne wyodrębnione w PKB (ceny stałe) w Polsce w okresie I kw. 2001-III kw. 2016
Źródło: obliczenia własne.

buchu światowego kryzysu finansowego. Nieco wyższa wartość bezwzględna (5,70) tej cechy wystąpiła w okresie trwania kryzysu finansowego. W przypadku amplitudy cykli trudno jest stwierdzić pewną prawidłowość, gdyż wśród 5 cykli w trzech przypadkach obliczone amplitudy były ujemne, a w dwóch dodatnie. Najwyższą ujemną amplitudę cyklu stwierdzono w okresie kryzysu finansowego (lata 2007-2009), z kolei najwyższa amplituda dodatnia miała miejsce w latach 2009-2011.

4. Charakter wpływu dochodowych narzędzi fiskalnych na zmiany aktywności gospodarczej w Polsce

W procesie oceny charakteru wpływu dochodowych narzędzi fiskalnych na wahania koniunkturalne występujące w naszym kraju, zgodnie z przyjętymi etapami analizy, w pierwszej kolejności zbadano stacjonarność analizowanych szeregów czasowych przy poziomie istotności 0,05. Empiryczne wartości statystyki testu KPSS dla zmiennej objaśnianej PKB wyniosły 0,0491, natomiast wartość krytyczna testu KPSS, przy założonym poziomie istotności, była równa 0,462. 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 powstałe szeregi odchyłeń 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.

Oddziaływanie narzędzi, za pomocą których jest realizowana polityka fiskalna, nie jest natychmiastowe. Na to, aby w reakcji na zmiany aktywności gospodarczej mogły zajść adekwatne zmiany w polityce fiskalnej, potrzebny jest czas. Występujące opóźnienia między wahaniami poszczególnych wielkości ekonomicznych w czasie cyklu koniunkturalnego skłoniły do przeprowadzenia badania przyczynowości w sensie Grangera. Maksymalne opóźnienie zmiennych zostało ustalone na 3 okresy (kwartały), co było podyktowane specyfiką procesu budżetowego. 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.

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. Przyczynowość ta opiera się na badaniu, czy wprowadzenie do autoregresji danego szeregu czasowego zmiennej objaśniającej istotnie poprawi jej dopasowanie. W badaniu przyczynowości w sensie Grangera przyjęto założenie, że poziom zmiennej objaśnianej (PKB) w danym okresie może zależeć od opóźnionych maksymalnie do 3 kwartałów wartości zmiennej fiskalnej¹. Wykazanie przyczynowości w teście Grangera dla opóźnienia równego np. 3 kwartały (-3) oznaczało celowość wprowadzenia 3 szeregów zmiennej objaśniającej z opóźnieniem 1, 2, 3 kwartały do równania regresji zmiennej objaśnianej. Dalsza analiza przyczynowości miała na celu wyodrębnienie z danej grupy przyczyn tych opóźnień, które były statystycznie istotne. W kolejnych etapach zastosowano procedurę regresji krokowej postępującej, w której zmienne niezależne były oddzielnie wprowadzane lub usuwane z równania regresji aż do momentu otrzymania równania najlepiej dopasowanego. Początkowo przy tworzeniu funkcji regresji uwzględniono wszystkie opóźnienia zmiennych niezależnych. Zgodnie z przyczynowością Grangera, funkcja regresji dla szeregu PKB miała postać równania:

$$\begin{aligned} \text{PKB}_t = & a_0 + (a_{1t-3} \text{DPO}_{t-3} + a_{1t-2} \text{DPO}_{t-2} + a_{1t-1} \text{DPO}_{t-1} + a_{1t} \text{DPO}_t) + \\ & + (a_{2t-3} \text{DVAT}_{t-3} + a_{2t-2} \text{DVAT}_{t-2} + a_{2t-1} \text{DVAT}_{t-1} + a_{2t} \text{DVAT}_t) + \\ & + (a_{3t-3} \text{DCIT}_{t-3} + a_{3t-2} \text{DCIT}_{t-2} + a_{3t-1} \text{DCIT}_{t-1} + a_{3t} \text{DCIT}_t) + \\ & + (a_{4t-2} \text{DPIT}_{t-2} + a_{4t-1} \text{DPIT}_{t-1} + a_{4t} \text{DPIT}_t) + \\ & + (a_{5t-2} \text{DNP}_{t-2} + a_{5t-1} \text{DNP}_{t-1} + a_{5t} \text{DNP}_t), \end{aligned}$$

gdzie: PKB_t – szereg PKB w okresie t ;

$\text{DPO}_{t-3} - \text{DPO}_t$ – dochody budżetowe z tytułu podatków ogółem w okresie t oraz z opóźnieniami od 1 do 3 kwartałów;

¹ Opóźniona zmienna jest rozumiana w pracy jako zmienna, której wpływ może być widoczny z opóźnieniem od 1 do 3 kwartałów. W związku z tym przyjęto, że na bieżącą wartość zmiennej objaśnianej (y_t) mogą mieć wpływ wartości zmiennej objaśniającej z przeszłości/z okresu poprzedniego sprzed 1 (x_{t-1}) do 3 (x_{t-3}) kwartałów.

- DVAT_{*t-3*} – DVAT_{*t*} – dochody budżetowe z tytułu podatku VAT w okresie *t* oraz z opóźnieniami od 1 do 3 kwartałów;
- DCIT_{*t-3*} – DCIT_{*t*} – dochody budżetowe z tytułu podatku dochodowego od osób prawnych w okresie *t* oraz z opóźnieniami od 1 do 3 kwartałów;
- DPIT_{*t-2*} – DPIT_{*t*} – dochody budżetowe z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych w okresie *t* oraz z opóźnieniami od 1 do 2 kwartałów;
- DNP_{*t-2*} – DNP_{*t*} – dochody budżetowe niepodatkowe w okresie *t* oraz z opóźnieniami od 1 do 2 kwartałów;
- a – parametry funkcji regresji.

W kolejnym etapie z grupy zmiennych objaśniających wyłączano kolejno te zmienne, które okazywały się nieistotne dla regresji. Estymację współczynników regresji przeprowadzono za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK). Statystyczną istotność poszczególnych parametrów określono za pomocą testu t-Studenta na poziomie istotności $p = 0,05$.

Oszacowane istotne parametry funkcji regresji, ukazującej kształtowanie wahań koniunkturalnych wskutek stosowanych narzędzi dochodowej polityki fiskalnej w Polsce, są zestawione w tabeli 2.

Tabela 2. Istotne wartości parametrów funkcji regresji, ukazującej zmiany koniunkturalne wskutek stosowanych narzędzi dochodowej polityki fiskalnej w Polsce w badanym okresie

Ocena parametrów funkcji regresji				
Parametr	wartość parametru	błąd standardowy	statystyka <i>t</i>	poziom istotności
Wyraz wolny	-0,0626855	0,102752	-0,6101	0,5452
Dochody podatkowe_0	0,221777	0,090233	2,458	0,0183
Dochody z CIT_1	-0,0541560	0,0133079	-4,069	0,0002
Dochody z CIT_2	-0,0610425	0,0154908	-3,941	0,0003
Dochody z CIT_3	-0,0300434	0,0149036	-2,016	0,0504
Dochody z PIT_0	-0,1600030	0,0676347	-2,366	0,0228
Średn. arytm. zm. zależnej	-0,101623		Odch. stand. zm. zależnej	1,193766
Suma kwadratów reszt	3,4472		Błąd standardowy reszt	0,714018
Wsp. determ. R-kwadrat	0,9429		Skorygowany R-kwadrat	0,8572
F(8, 40)	35,4987		Wartość <i>p</i> dla testu F	2,26E-19
Logarytm wiarygodności	-53,50230		Kryt. inform. Akaike'a	76,9972
Kryt. bayes. Schwarz	141,3191		Kryt. Hannana-Quinna	101,4009
Autokorel. reszt - rho1	-0,0807		Stat. Durbina-Watsona	1,8952

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie obliczonych wyników empirycznych można stwierdzić, że w gospodarce polskiej w badanym okresie lat 2001-2016 występowały istotne zależności między wahaniami koniunkturalnymi i zmianami dochodów z podatków bezpośrednich od osób prawnych i fizycznych. Dynamika podatków CIT była opóźniona, natomiast podatków PIT występowała bez opóźnień czasowych w stosunku do oscylacji PKB, a zaobserwowane zależności były ujemne. Oznacza to, że zmiany podatków PIT i CIT wykazywały antycykliczne działanie, przy czym najsilniejsze związki występowały między wahaniami PKB i oscylacjami podatków CIT, wówczas gdy ich dynamika była opóźniona od jednego do trzech kwartałów. Oddziaływanie antycykliczne wykazywała także dynamika podatków od osób fizycznych, wówczas gdy występowała ona bez opóźnień czasowych. Działanie procykliczne (zależności dodatnie) stwierdzono między dynamiką podatków ogółem, a wahaniami istniejącymi w indeksach PKB wówczas, gdy zmienna ta występowała bez opóźnień czasowych. Ponieważ wśród dochodów podatkowych ogółem dominują dochody z VAT, może to oznaczać, że podatek ten nie oddziałuje antycyklicznie na zmiany koniunktury, a wręcz przeciwnie, ma on działanie procykliczne.

Na podkreślenie zasługuje wysoka wartość współczynnika determinacji (R^2), która wynosiła 0,942, co wskazuje, że stopień wyjaśnienia zmian zmiennej objaśnianej dochodami z podatków bezpośrednich jest stosunkowo wysoki.

Na podstawie otrzymanych wyników analizy empirycznej prowadzonej w gospodarce polskiej można również stwierdzić, że w badanym okresie inne elementy dochodów publicznych w istotny sposób nie determinowały oscylacji koniunkturalnych, mierzonych dynamiką PKB.

5. Zakończenie

Wahania koniunkturalne, których sekwencja w czasie tworzy cykle koniunkturalne, występowały w analizowanym okresie w gospodarce Polski. Wyodrębnione ich cechy morfologiczne wskazują, że były one stosunkowo krótkie, gdyż trwały około 8-10 kwartałów, a ich fazy wzrostowe były nieco dłuższe aniżeli spadkowe. Amplitudy faz były relatywnie niskie, natomiast amplitudy cykli nie wykazywały jednoznacznej prawidłowości, gdyż były one ujemne lub dodatnie.

W tych warunkach w naszym kraju powstawały możliwości prowadzenia dochodowej polityki antycyklicznej. Jak wskazują otrzymane wyniki empiryczne, w gospodarce polskiej nie wykorzystywano w pełni możliwości antycyklicznego stosowania dochodowych narzędzi fiskalnych. Zaobserwowano jedynie istotne i ujemne zależności między wahaniami koniunkturalnymi i zmianami dochodów z podatków bezpośrednich od osób prawnych i fizycznych, przy czym dynamika podatków CIT była opóźniona od jednego do trzech kwartałów, a podatku PIT występowała bez opóźnień czasowych. Oznacza to, że dynamika tych podatków wykazywała antycykliczne działanie. Z kolei oddziaływanie procykliczne (oszacowane wartości parametru równań

regresji były dodatnie) stwierdzono między dynamiką podatków ogółem a zmianami aktywności gospodarczej, wówczas gdy zmienna objaśniana nie była opóźniona.

Na podstawie uzyskanych wyników empirycznych nie zaobserwowano, by inne elementy dochodów fiskalnych w istotnym stopniu charakteryzowały zmiany koniunktury w naszym kraju.

Literatura

- Barczyk R., 2004, *Teoria i praktyka polityki antycyklicznej*, Wyd. AE, Poznań.
- Gomez V., Maravall A., 1996, *Programs TRAMO (Time series Regression with Arima noise, Missing observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series). Instructions for the User*, Working Paper, No. 9628, Banco de España.
- Kruszka M., 2009, *Synchronizacja wahań koniunkturalnych w krajach wysokorozwiniętych oraz państwach okresu transformacji*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, nr 115, s. 193-215.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y., 1992, *Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root*, Journal of Econometrics, 54, s. 159-178.
- Mackiewicz M., 2010, *Stabilizacyjna polityka fiskalna w krajach OECD*, PWE, Warszawa.
- Maddala G.S., 2013, *Ekonometria*, WN PWN, Warszawa.
- Maravall A., 2000, *An application of TRAMO and SEATS*, in *Annali di Statistica, special issue on Seasonal Adjustment Procedures*, Experiences and Perspectives, no. 20, s. 271-344.
- Maravall A., 2002, *An application of TRAMO-SEATS: Automatic Procedure and Sectoral Aggregation*, The Japanese Foreign Trade Series, Working Paper, no. 0207, Research Department, Banco de España.
- Mills T.C., 2003, *Modeling Trends and Cycles in Economic Time Series*, Loughborough University.
- Nelson C.R., Plosser C.J., 1982, *Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implication*, Journal of Monetary Economics, no. 1.