

Wpływ polityki fiskalnej na synchronizację cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro

Piotr Krajewski*, Katarzyna Piłat#

Nadesłany: 16 lutego 2012 r. Zaakceptowany: 24 maja 2012 r.

Streszczenie

W opracowaniu przeanalizowano wpływ polityki fiskalnej na synchronizację cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro. Badanie przeprowadzono na podstawie danych kwartalnych z lat 1995–2010. Oddziaływanie polityki fiskalnej na wahania koniunktury w gospodarce polskiej oszacowano na podstawie kształtowania się strukturalnych dochodów oraz strukturalnych wydatków pierwotnych. Z przeprowadzonych analiz wynika, że polityka fiskalna wywarła najsilniejszy wpływ na poziom luki produkcyjnej w latach 2009–2010, przyczyniając się do relatywnie dobrej sytuacji gospodarczej w Polsce w okresie kryzysu gospodarczego w Europie. Jednocześnie, niezależnie od przyjętej miary zbieżności stwierdzono, że polityka fiskalna w analizowanym okresie wpłynęła na obniżenie się synchronizacji wahań koniunktury w Polsce i strefie euro.

Słowa kluczowe: polityka fiskalna, synchronizacja cykli koniunkturalnych

JEL: E32, E62

* Uniwersytet Łódzki, Instytut Ekonomii.

Uniwersytet Łódzki, Instytut Ekonomii; e-mail: katarzyna.pilat@gmail.com.

1. Wstęp

Jednym z głównych czynników, który będzie ułatwiać przyszłe prowadzenie przez Polskę wspólnej polityki pieniężnej, jest duże zsynchronizowanie cykli koniunkturalnych. Z tego względu cel niniejszego opracowania stanowi ocena wpływu polityki fiskalnej na stopień zbieżności wahań koniunktury w Polsce i strefie euro. W pracy zweryfikowano hipotezę, że polityka fiskalna w Polsce nie wpłynęła na zwiększenie synchronizacji cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro. W badaniu wykorzystano dane kwartalne dla gospodarki polskiej oraz strefy euro z lat 1995–2010.

Przeprowadzona w pracy analiza opiera się na dwóch obszarach badawczych, silnie powiązanych ze światowym nurtem badań, tj.:

- analizach synchronizacji cykli koniunkturalnych w kontekście integracji monetarnej,
- badaniach dotyczących sprzężeń zwrotnych pomiędzy polityką fiskalną a wahaniami koniunktury.

Synchronizację cykli koniunkturalnych pomiędzy krajami chcącymi utworzyć unię monetarną postuluje tzw. nowa teoria optymalnych obszarów walutowych. Zbieżność wahań aktywności ekonomicznej zmniejsza skutki asymetrycznych szoków popytowych (por. np. De Grauwe 1997; Rose 2000; Wojnicka 2002). Z drugiej strony Frankel i Rose (1996) przewidywali endogeniczność stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych i wskazywali, że przyjęcie wspólnej waluty spowoduje intensyfikację wymiany handlowej i, w rezultacie, zwiększenie korelacji cykli koniunkturalnych. Niezależnie od tego, czy zbieżność wahań aktywności gospodarczej będzie czynnikiem egzo- czy endogenicznym integracji monetarnej, jest ona ważna dla dostosowania gospodarczego poszczególnych krajów. Z tego względu badania nad cyklami koniunkturalnymi prowadzi większość banków centralnych, instytucji ekonomiczno-finansowych i ośrodków akademickich na świecie (por. np. Bergman, 2004; De Haan, Inklaar, Jong-A-Pin 2005; Bower, Guillemineau 2006; Tomljanovich, Ying 2005; Skrzypczyński 2006; 2008; 2010; Konopczak 2009).

Badania współzależności pomiędzy kształtowaniem się deficytu budżetowego a aktywnością gospodarczą sięgają lat 30. XX w. (por. Keynes 1985; Myrdal 1975; Hansen 1941). W latach osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych wzrosło znaczenie analiz dotyczących dekompozycji deficytu na część strukturalną i cykliczną (por. np. Momigliano, Staderini 1999; Roger, in'tVeld 1997). Również oddziaływanie w drugim kierunku, tj. wpływ polityki fiskalnej na przebieg krótkookresowych zmian PKB, jest przedmiotem licznych analiz, zarówno na gruncie popytowym (por. np. Klein 1968; Hemming, Kell, Mahfouz 2002; Linnemann, Schabert 2003; Łaski, Osiatyński, Zięba 2010), jak i podażowym (por. Christiano, Eichenbaum 1990; Baxter, King 1993; Bukowski i in. 2005). Badania, w jakim stopniu polityka fiskalna oddziałuje na kształtowanie się wahań koniunktury, dotyczą wpływu zmian w polityce dyskrecyjnej na kształtowanie się PKB, jak też skuteczności automatycznych stabilizatorów koniunktury (por. Barrell, Pina 2002; Brunila, Buti, in'tVeld 2002; Baum, Koester 2011).

Jak wskazano, istnieje bogata literatura dotycząca synchronizacji cykli oraz współzależności pomiędzy polityką fiskalną a wahaniami koniunktury. W polskiej literaturze występuje jednak niedostatek analiz łączących ww. obszary badawcze, a w szczególności badań wpływu prowadzonej w ramach cyklu polityki fiskalnej na synchronizację cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro.

Układ niniejszego opracowania jest następujący. W pierwszej kolejności zaprezentowano zastosowane miary synchronizacji cykli koniunkturalnych i na ich podstawie przedstawiono miary

zbieżności wahań koniunktury w Polsce i strefie euro. Następnie poddano analizie wpływ polityki fiskalnej na kształtowanie się luki popytowej w Polsce. W końcowej części opracowania ukazano wpływ polityki fiskalnej na zsynchronizowanie gospodarki polskiej z koniunkturą w strefie euro oraz zaprezentowano wnioski z przeprowadzonych analiz.

2. Miary synchronizacji cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro

Istnieje wiele sposobów definiowania i pomiaru cykli koniunkturalnych. Powszechnie jako cykl koniunkturalny rozumie się wahania aktywności gospodarczej, w której wyróżnia się występowanie dwóch faz: ożywienia gospodarczego oraz recesji (spowolnienia)¹. Zgodnie z definicją Burnsa i Mitchella (1946) fluktuacje gospodarcze nie muszą być ściśle periodyczne, a ich długość może się wahać od roku do 10–12 lat. Na podstawie obserwacji powojennych wahań aktywności gospodarczej National Bureau of Economic Research (NBER) dokonało zmian w datowaniu cykli koniunkturalnych. Długość trwania cyklu określiło na okres od około sześciu do trzydziestu dwóch kwartałów, tj. od 1,5 roku do 8 lat (por. Baxter, King 1995; Christiano, Fitzgerald 1999). Taka długość cyklu jest standardowo przyjmowana w analizach wahań aktywności gospodarczej (por. Skrzypczyński 2006; 2010; Harding, Pagan 1999) i została przyjęta także w niniejszej pracy.

Do uzyskania szeregów reprezentujących cykl koniunkturalny w Polsce i strefie euro wykorzystano kwartalne dane realnego produktu krajowego brutto², obejmujące okres od pierwszego kwartału 1995 r. do czwartego kwartału 2010 r. Ponieważ szeregi te cechowała silna sezonowość, przeprowadzono procedurę wyrównania sezonowego opartą na metodzie Census X-12³. W celu uzyskania komponentów cyklicznych szeregów PKB dla gospodarki polskiej i gospodarki strefy euro jako całości posłużono się filtrem Christiano i Fitzgeralda (1999) oraz porównawczo, w ramach analizy wrażliwości, filtrem Hodricka i Prescottta (1980).

Filtr Christiano-Fitzgeralda (CF) jest filtrem typu *band pass*⁴, czyli filtrem pasmowo przepustowym. Zastosowanie takiego rodzaju filtra pozwala na usunięcie z danych wejściowych długookresowego trendu stochastycznego, składników nieregularnych oraz sezonowych (por. Skrzypczyński 2006). Dodatkowym atutem wykorzystania filtra typu *band pass* jest możliwość określenia zakresu wahań wejściowego szeregu odpowiadającego przyjętemu *a priori* okresowi trwania cyklu koniunkturalnego (por. Skrzypczyński 2010).

¹ Wyodrębnienie dwóch faz cyklu koniunkturalnego dotyczy tzw. cykli współczesnych – notowanych po drugiej wojnie światowej. Wcześniej wyróżniano cztery fazy cyklu: recesję, depresję, ożywienie i ekspansję (por. Skrzypczyński 2010).

² Szeregi PKB zostały wyrażone w cenach stałych z 2000 r. Dane pochodzą z bazy Eurostat.

³ Alternatywną metodą odsezonowania szeregów czasowych jest metoda TRAMO/SEATS. Różnica między tymi metodami polega na tym, że TRAMO/SEATS wykorzystuje filtry oparte na modelach ARIMA, podczas gdy metoda Census bazuje na relacji sygnał–szum w wyborze filtra opartego na średnich ruchomych. Metoda X-12-ARIMA ma relatywnie większe zastosowanie w przypadku krótkich szeregów czasowych i dlatego została zastosowana w niniejszym opracowaniu. Więcej na temat porównania obydwu metod można znaleźć np. w pracach: Hood, Ashley, Findley (2000); Franses, Paap, Fok (2005).

⁴ Filtrem pasmowym jest także filtr Baxtera-Kinga (1995), który – podobnie jak w przypadku filtra CF, gdy szereg wejściowy jest generowany przez proces niestacjonarny – może generować cykle pozorne. W przeciwieństwie do filtra CF, filtr Baxtera-Kinga jest filtrem symetrycznym, co powoduje, że w wyniku jego zastosowania traci się *n* początkowych i końcowych obserwacji. Wartość parametru *n* jest ustalana *a priori*, przy czym Baxter i King (1995) sugerują, aby stanowiła ona równowartość trzech lat.

Przy stosowaniu filtra Christiano-Fitzgeralda (filtra CF) pożądane jest określenie stacjonarności procesu generującego dane wejściowe, tzn. czy szereg jest stacjonarny czy niestacjonarny, czyli zintegrowany w stopniu pierwszym bądź wyższym. Filtr CF przynosi oczekiwane rezultaty tylko wtedy, gdy proces generujący dane wejściowe to *random walk* bez dryfu. W przeciwnym wypadku filtr ten może generować cykle pozorne (por. Wośko 2009). Ponieważ szeregi PKB zawierają długookresowy trend stochastyczny, przed zastosowaniem filtra CF zostały poddane procedurze usuwania dryfu. Niestacjonarność procesu potwierdziły testy ADF oraz KPSS⁵. Następnie w wyniku zastosowania filtra CF otrzymano szeregi reprezentujące komponenty cykliczne PKB⁶ dla gospodarki polskiej i strefy euro, zilustrowane na wykresie 1. Uzyskane w ten sposób szeregi stały się podstawą badania synchronizacji cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro.

W celu wyodrębnienia komponentów cyklicznych z szeregów reprezentujących kategorie ekonomiczne oprócz filtra CF zastosowano także filtr Hodricka-Prescotta (1980) (filtr HP). Jest on najpopularniejszą metodą transformacji wejściowego szeregu w celu uzyskania wahań o wysokiej częstotliwości. Z tego względu w ramach analizy porównawczej oprócz wyników uzyskanych przy zastosowaniu filtra CF przedstawiono również wyniki otrzymane przy wykorzystaniu filtra HP⁷. Komponenty cykliczne PKB w Polsce i strefie euro wyznaczone za pomocą filtra HP ilustruje wykres 2.

Metodą alternatywną wobec zastosowanej w pracy, wykorzystywaną w celu ekstrakcji komponentów cyklicznych, są estymacje oparte na funkcji produkcji. Zaletą wyznaczania produkcji potencjalnej na podstawie funkcji produkcji jest to, że opiera się na fundamentach ekonomicznych, co umożliwia ekonomiczną interpretację uzyskanych wyników. Zarazem jednak wyniki otrzymane na podstawie funkcji produkcji w znacznym stopniu zależą od przyjętych założeń teoretycznych, przede wszystkim założeń dotyczących postaci funkcji produkcji i sposobu definiowania naturalnej stopy bezrobocia⁸. Z tego względu w niniejszym opracowaniu zastosowano metodę wyznaczania luki produkcyjnej opartą na filtracji. Niemniej należy podkreślić, że istnieje zazwyczaj silna korelacja między luką produkcyjną otrzymaną na podstawie filtrów statystycznych a luką produkcyjną otrzymaną na podstawie funkcji produkcji⁹.

⁵ Rezultaty otrzymane przy zastosowaniu obydwu testów wskazały, że szeregi PKB w Polsce i strefie euro są zintegrowane w stopniu pierwszym I(1). W teście ADF liczba opóźnień została dobrana na podstawie minimalizacji kryterium Schwartza, a w teście KPSS szerokość pasma została przyjęta na podstawie metody Neweya-Westa.

⁶ W opracowaniu określenie komponenty cykliczne PKB jest używane wymiennie z określeniami: luka PKB, luka produkcyjna i luka popytowa.

⁷ Warto przy tym zaznaczyć, że wzmózione analizy właściwości tego filtra obnażyły wiele jego wad, spośród których można wymienić dużą wrażliwość filtra HP na zmiany wartości i dodawanie nowych obserwacji, a także generowanie cykli w przypadku, gdy wejściowy szereg nie charakteryzuje się cyklicznością (Wośko 2009; Pedregal, Young 2001).

⁸ Ponadto wyznaczanie produkcji potencjalnej na podstawie funkcji produkcji ma większe zastosowanie do badania inflacji, a mniejsze do wyznaczania deficytu strukturalnego (Momigliano, Staderini, 1999).

⁹ Według obliczeń Komisji Europejskiej we wszystkich krajach Unii Europejskiej korelacja między lukami produkcyjnymi otrzymanymi tymi metodami kształtowała się w granicach 0,8–0,9 (European Commission 2000). Warto przy tym zaznaczyć, że w analizach cyklu koniunkturalnego stosowane są również inne metody. Przykładowo modele przełącznikowe Markowa identyfikują zmiany faz cyklu, którymi steruje jednorodny łańcuch Markowa o zadanej liczbie reżimów (stanów). Zazwyczaj przyjmuje się dwie możliwe realizacje łańcucha, reprezentujące recesję lub ożywienie gospodarcze (por. Konopczak 2009; Maciejowska, Zwiernik 2005). Innym podejściem do identyfikacji punktów zwrotnych cykli koniunkturalnych jest zastosowanie algorytmu Bry i Boschan (1971). Metoda ta początkowo służyła do analiz opartych na danych miesięcznych, jednak później została dostosowana do danych kwartalnych. Dzięki wykorzystaniu zmodyfikowanego algorytmu Bry-Boschan można wskazać okres (kwartał), w którym nastąpił zwrot cyklu, jeżeli zmiana dynamiki produktu (jej spadek lub wzrost) utrzymuje się przez co najmniej dwa kwartały (por. Konopczak 2009). Procedura ta ma także wbudowane mechanizmy uwzględniające minimalną długość cyklu, tak aby algorytm ten nie identyfikował zbyt krótkich fluktuacji jako punktów zwrotnych cyklu koniunkturalnego.

W przeprowadzonej analizie synchronizacji cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro zastosowano różne mierniki w celu zweryfikowania siły dopasowania wahań aktywności gospodarczej pod względem zarówno zgodności amplitud, jak i długości trwania cyklu. Wykorzystano współczynniki korelacji i cross-korelacji, indeks zbieżności, indeks równości luk produkcyjnych oraz wariancję różnic między komponentami cyklicznymi. Ponadto posłużono się periodogramem, na podstawie którego określono główne okresy trwania cyklu w gospodarkach Polski i strefy euro.

Współczynniki korelacji są w stanie określić siłę zależności między dwoma cyklami pod względem kierunku zmian w tym samym okresie. Z kolei współczynniki cross-korelacji mogą pomóc wskazać, czy występują przesunięcia pomiędzy cyklami, tzn. czy jeden z cykli wyprzedza drugi i o ile kwartałów.

Indeks zgodności (*concordance index*) jest miarą zaproponowaną przez Artisa, Marcelinno, Proietti (2002), mającą na celu określenie, jaki jest procent okresów, w których oba cykle są w tej samej fazie (ożywienia lub recesji). Miara ta informuje zatem o zgodności faz cykli koniunkturalnych. Indeks ten ma postać:

$$I_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [S_{it} S_{jt} + (1 - S_{it})(1 - S_{jt})] \quad (1)$$

gdzie:

T – liczba okresów,

S_{it}, S_{jt} – binarne szeregi dla cykli krajów i oraz j , określające fazę cyklu (1 dla ożywienia, 0 dla recesji).

Indeks podobieństwa luk (*gap similarity*) to miara zaproponowana przez Minka, Jacobsa oraz De Haana (2008). Ma on na celu wskazanie, jak silna jest zgodność analizowanych cykli koniunkturalnych pod względem równości amplitud wahań aktywności gospodarczej. Istnieje bowiem prawdopodobieństwo, że współczynnik korelacji będzie wynosił 1 nawet wtedy, gdy serie mają różne odchylenia standardowe.

Indeks podobieństwa amplitud Jacobsa, Minka i De Haana ma postać:

$$\gamma = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T |\tilde{y}_{it} - \tilde{y}_{jt}|}{\sum_{t=1}^T |\tilde{y}_{it}|} \quad (2)$$

gdzie:

$\tilde{y}_{it}, \tilde{y}_{jt}$ – wartości luk produkcyjnych, odpowiednio, krajów i oraz j w okresie t ,

T – liczba okresów.

Ostatnią z zastosowanych miar synchronizacji fluktuacji gospodarczych w Polsce i strefie euro jest wariancja różnic między komponentami cyklicznymi.

Przedstawione powyżej miary zostały wyznaczone dla szeregów reprezentujących cykl koniunkturalny w gospodarkach Polski i strefy euro. Wyniki zaprezentowano w tabeli 1.

Analiza wyznaczonych dla danych reprezentujących wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro wskazuje, że synchronizacja cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro

jest lepsza pod względem faz cykli niż ich amplitud. Amplitudy cyklu w strefie euro są niższe niż w Polsce, co potwierdzają wyniki innych badań (por. np. Skrzypczyński 2010, s. 179). Z porównania wartości współczynników korelacji i indeksów badających zgodność amplitud cykli otrzymanych dla szeregów uzyskanych za pomocą filtrów HP i CF wynika, że w przypadku drugiego filtra wartości te są wyższe, niższa jest natomiast wariancja różnic między badanymi komponentami cyklicznymi. Wynika to z faktu, że za pomocą filtra CF otrzymuje się szeregi o bardziej wygładzonych kształtach. Ponadto analizując współczynniki cross-korelacji, można zauważyć, że w przypadku obu filtracji cykl koniunkturalny w Polsce nie jest ani istotnie wyprzedzający ani opóźniający się w stosunku do fluktuacji obserwowanych w strefie euro (por. tabela 2).

Analiza periodogramów wskazała ponadto, że dominującymi okresami dla cyklu w Polsce są 4 lata (16 kwartałów); dla fluktuacji w strefie euro jest to 5,3 roku (nieco ponad 21 kwartałów). Drugim rodzajem fluktuacji, które kształtują wahania cykliczne w Polsce i strefie euro, są okresy 8-letnie. Podobne wyniki co do długości trwania cyklu otrzymał Skrzypczyński (2006). Według jego badań główne pasmo wahań aktywności w strefie euro wynosi 5,1 roku, a drugie pasmo wahań to okresy trwające około 2,8 roku. Kolejne analizy wskazały natomiast, że cykle w Polsce i strefie euro są kształtowane przez okresy 3- oraz 6–7-letnie (por. Skrzypczyński 2010).

Z porównania otrzymanych miar synchronizacji cykli koniunkturalnych Polski i strefy euro z analogicznymi wyliczeniami uwzględniającymi pozostałe kraje Europy Środkowo-Wschodniej wynika, że nieznacznie lepszą niż w Polsce zbieżnością wahań aktywności gospodarczej cechują się: Litwa, Łotwa, Czechy i Węgry. Najmniejszą konwergencją w zakresie wahań koniunktury charakteryzuje się natomiast Słowacja. W analizowanych krajach dominującymi pasmami wahań koniunkturalnych są, podobnie jak w Polsce, okresy pięcioletnie, a druga długość trwania cyklu wynosi około 2 lat. Wyjątek stanowiły Węgry, w których okresy te były dłuższe i wyniosły, odpowiednio, 8 lat i 4 lata, co bardziej odbiega od oszacowań dla strefy euro.

Z porównania otrzymanych wyników miar synchronizacji cykli koniunkturalnych z analizami prowadzonymi przez innych autorów widać, że większość z nich otrzymuje podobne rezultaty badań. Savva, Neanidis i Osborn (2008) przeprowadzili analizę synchronizacji cykli koniunkturalnych pomiędzy strefą euro a krajami, które w ostatnich latach weszły do UE, oraz krajami negocjującymi akcesję. Swoje badanie oparli na relatywnie długiej próbie obejmującej okres od 1980 do 2006 r. Wynika z niego, że we wszystkich analizowanych krajach znacznie zwiększyła się synchronizacja cykli z aktywnością obserwowaną w krajach strefy euro. Zauważyli oni także duże zmiany w przebiegu cykli w badanych krajach, co było wynikiem gwałtownej transformacji gospodarczej. Przeprowadzona przez Savvę, Neanidisa i Osborna (2007) analiza pokazała, że zmianę systemową najszybciej wprowadziły Słowenia i Węgry, które w ten sposób najlepiej przygotowały się do akcesji do UE. Wyniki uzyskane dla gospodarki polskiej również wskazują na wysoki stopień konwergencji koniunkturalnej ze strefą euro. Do podobnych wniosków dochodzi w swojej analizie Levasseur (2008), która przeanalizowała synchronizację cykli krajów Europy Środkowo-Wschodniej z cyklem strefy euro w latach 1996–2006, przy dodatkowym wyodrębnieniu podpróby 2002–2006. Wyniki jej badania wskazują, że najwyższą synchronizację cykli charakteryzują się Polska i Słowenia. W pierwszej części próby znaczną zbieżnością cyklu ze strefą euro odznaczały się także Węgry, jednak po 2002 r. kraj ten cechował się mniejszą konwergencją wahań aktywności gospodarczej w stosunku do strefy euro. Badania przeprowadzone przez Benčika (2011), obejmujące lata 2001–2009, wskazują natomiast, że wszystkie analizowane przez niego kraje V4 (Polska, Węgry,

Czechy i Słowacja) stopniowo zwiększały synchronizację cykli koniunkturalnych z cyklem strefy euro. Z przytoczonych wyników badań wynika zatem, że wahania koniunktury w Polsce, Słowenii i na Węgrzech charakteryzują się największą zbieżnością z cyklem w strefie euro.

W dalszej części pracy przeanalizowano wpływ polityki fiskalnej na kształtowanie się luki produkcyjnej, a następnie przedstawione powyżej miary zbieżności porównano z analogicznymi miarami uzyskanymi po skorygowaniu luki produkcyjnej o wpływ polityki fiskalnej.

3. Oddziaływanie dochodów i wydatków strukturalnych na lukę produktową w Polsce

Przy badaniu wpływu polityki fiskalnej na fluktuacje gospodarcze można przyjmować, że w krótkim okresie poziom produkcji jest rosnącą funkcją deficytu budżetowego (por. Buti, Giudice 2002), lub osobno badać wpływ zmian dochodów i wydatków budżetowych na kształtowanie się PKB (por. Murchison, Robbins 2002). Założenie, że poziom produkcji jest w krótkim okresie rosnącą funkcją deficytu budżetowego, oznacza przyjęcie założenia, iż wzrost wydatków wywołuje taki sam efekt, jak spadek dochodów podatkowych. W rzeczywistości zmiany po stronie dochodowej oraz po stronie wydatkowej finansów publicznych mogą oddziaływać z różną siłą (por. np. Brunila, Buti, in'tVeld 2002). Osobna analiza wpływu zmian dochodów i wydatków budżetowych na kształtowanie się PKB pozwala zatem na dokładniejsze oszacowanie wpływu polityki fiskalnej. Z tego względu w niniejszej pracy w oddziaływaniu deficytu strukturalnego wyodrębniono wpływ strukturalnych dochodów oraz strukturalnych wydatków publicznych.

3.1. Dochody i wydatki strukturalne

Najczęściej stosowana metoda wyodrębniania komponentów strukturalnych w dochodach i wydatkach publicznych opiera się na oszacowaniu luki produkcyjnej oraz elastyczności komponentów budżetowych względem PKB (Fedelino, Ivanova, Horton 2009; European Commission 2011). Metodę tę, określaną jako metoda typu „luka produkcyjna + elastyczność” (*output gap + elasticity approach*), stosuje większość organizacji międzynarodowych, m.in. OECD, MFW i Komisja Europejska. Do innych, rzadziej stosowanych metod dekompozycji deficytu, można zaliczyć metody oparte na wyznaczaniu trendów podstawowych kategorii dochodów i wydatków budżetowych (Brandner, Diebalek, Schuberth 1998), wyodrębnianiu cyklicznych komponentów poszczególnych zmiennych makroekonomicznych (Langelus 1999; Momigliano, Staderini 1999), zastąpieniu produkcji potencjalnej obserwowalnym wskaźnikiem makroekonomicznym (Blanchard 1990; Assarsson, Gidehag, Zettegren 1999; Brunila, Tujula 1999; Hansen 1999) lub analizie poszczególnych działań dyskrejonalnych państwa (Devries i in. 2011).

W niniejszym opracowaniu deficyt strukturalny i cykliczny wyodrębniono za pomocą metody „luka produkcyjna + elastyczność”, ponieważ przy jej stosowaniu komponent cykliczny:

- nie uwzględnia przejściowych skutków polityki fiskalnej, niezwiązanych z wahaniami koniunktury (w odróżnieniu od metody stosowanej przez Brandnera, Diebaleka i Schubertha (1998), w której na komponent cykliczny wpływają również czynniki przejściowe, niewynikające z fluktuacji gospodarczych),

– zależy od kształtowania się luki produkcyjnej, co z jednej strony umożliwia analizę sprzężeń zwrotnych między deficytem cyklicznym a kształtowaniem się PKB, a z drugiej strony, w odróżnieniu od podejścia zaproponowanego przez Blancharda (1990), uwzględnienie, że wahania koniunktury mogą wynikać z innych przyczyn niż fluktuacje stopy bezrobocia.

Metoda oparta na szacunkach luki produkcyjnej i elastyczności ma również pewne ograniczenia, m.in. otrzymane wyniki w dużym stopniu zależą od oszacowań luki produkcyjnej, której wielkość jest trudna do precyzyjnego wyznaczenia, szczególnie w końcowym okresie próby¹⁰. Z tego względu w badaniu skutków polityki fiskalnej przedstawiono analizy wariantowe, ukazujące wpływ dochodów i wydatków strukturalnych wyodrębnionych za pomocą dwóch metod wyznaczania luki produktowej.

Jeśli założymy, zgodnie z metodą „luka produkcyjna + elastyczność”, że kształtowanie się strukturalnych dochodów i wydatków budżetowych względem rzeczywistych dochodów i wydatków zależy od kształtowania się produkcji potencjalnej względem produkcji rzeczywistej oraz od krótkookresowych elastyczności dochodów i wydatków budżetowych względem PKB, to otrzymamy (por. Brandner, Diebalek, Schubert 1998; Fedelino, Ivanova, Horton 2009):

$$\frac{R_{n,t}^S}{R_{n,t}} = \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\varepsilon_n^R} \quad (3)$$

$$\frac{E_{m,t}^S}{E_{m,t}} = \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\varepsilon_m^E} \quad (4)$$

gdzie:

$R_{n,t}$ – dochody publiczne kategorii n ,

$E_{m,t}$ – wydatki publiczne kategorii m ,

$R_{n,t}^S$ – strukturalne dochody publiczne kategorii n ,

$E_{m,t}^S$ – strukturalne wydatki publiczne kategorii m ,

ε_n^R – krótkookresowa elastyczność dochodów publicznych kategorii n względem PKB,

ε_m^E – krótkookresowa elastyczność wydatków publicznych kategorii m względem PKB,

Y_t – PKB,

Y_t^P – produkcja potencjalna (PKB skorygowane o wahania cykliczne).

Po uwzględnieniu, że różnica logarytmów jest w przybliżeniu równa procentowej różnicy, otrzymujemy:

$$R_{n,t}^S = R_{n,t} - R_{n,t} \varepsilon_n^R \tilde{y}_t \quad (5)$$

$$E_{m,t}^S = E_{m,t} - E_{m,t} \varepsilon_m^E \tilde{y}_t \quad (6)$$

¹⁰ Jak wskazano w opracowaniu European Commission (2011), niewłaściwe oszacowania luk produkcyjnych przez Komisję Europejską przed pojawieniem się kryzysu gospodarczego w Unii Europejskiej spowodowały, że strukturalna nierównowaga finansów publicznych była niedoszacowana. W rezultacie reakcja finansów publicznych na kryzys była silniejsza, niż się spodziewano. Ponadto przyjęta metoda liczenia typu „luka + elastyczność” nie uwzględnia tych skutków występowania cykli na rynku nieruchomości i rynkach finansowych, które oddziałują na dochody i wydatki publiczne innymi kanałami niż fluktuacje PKB.

gdzie:

$$\tilde{y}_t = \frac{Y_t - Y_t^P}{Y_t^P} \quad (7)$$

czyli $\tilde{y}_t$ oznacza lukę produkcyjną.

Elastyczności dochodów i wydatków publicznych względem PKB można szacować różnymi metodami – na podstawie makromodelu, oszacowań ekonometrycznych oraz metody dwustopniowej, uwzględniającej rozwiązania prawne dotyczące systemu podatkowego (por. van den Noord 2000).

Przy wyznaczaniu krótkookresowych elastyczności poszczególnych kategorii budżetowych względem PKB za pomocą makromodelu ekonometrycznego na podstawie symulacji wyznacza się, jaki wpływ na dochody i wydatki budżetowe ma szok polegający na zmianie wysokości luki produkcyjnej o 1 pkt proc. Podejście to umożliwia wyodrębnienie wpływu różnych rodzajów szoków. Zarazem jednak elastyczność dochodów i wydatków budżetowych zależy od specyfikacji wykorzystanego makromodelu ekonometrycznego, co utrudnia dokonywanie porównań międzynarodowych.

Przy wyznaczaniu elastyczności dochodów (wydatków) budżetowych względem PKB według liniowej funkcji regresji jako zmienną objaśnianą przyjmuje się wysokość analizowanego dochodu (wydatku) budżetowego, a jako zmienne objaśniające – zmiany w systemie podatkowym (systemowe zmiany wydatków budżetowych), wartość PKB wynikającą z trendu oraz cykliczny składnik PKB (por. van den Noord 2000). Zastosowanie analizy ekonometrycznej do wyznaczania elastyczności dochodów i wydatków budżetowych względem PKB przedstawił Url (1997), który w każdym z dochodów budżetowych wyodrębnił strukturalną część wynikającą z produkcji potencjalnej i zmieniających się w czasie parametrów polityki fiskalnej oraz część cykliczną wynikającą z luki produkcyjnej (por. też Brandner, Diebalek, Schuberth 1998). Poziom dochodu budżetowego jest zatem określony przez zmiany systemowe, produkcję potencjalną i odchylenia produkcji od poziomu potencjalnego. Rzeczywistą produkcję podzielono na produkcję potencjalną i lukę produkcyjną, co wiąże się z założeniem, że krótkookresowe odchylenia produkcji od poziomu potencjalnego mogą wpływać na dochody budżetowe w innym stopniu niż kształtowanie się produkcji potencjalnej.

Szacowanie elastyczności wyłącznie na podstawie analizy ekonometrycznej, uzależniającej dochody budżetowe od luki produkcyjnej lub tempa wzrostu PKB, wiąże się z kilkoma ograniczeniami. Zastosowanie tej metody powoduje, że wyznaczone elastyczności określają średni wpływ luki produkcyjnej na dochody budżetowe w analizowanym okresie, a nie ukazują elastyczności w konkretnym roku (por. de Cos 1999). Przy niewielkiej liczbie obserwacji i zmieniających się rozwiązaniach systemowych wyniki uzyskane na podstawie linii regresji mogą być obarczone dużym błędem. Jednocześnie dokładność oszacowań silnie zależy od adekwatności przyjętych zmiennych określających systemowe zmiany w polityce fiskalnej (por. van den Noord 2000). Ponadto jeżeli w reakcji na kształtowanie się cyklu koniunkturalnego rząd systematycznie podejmuje dyskrecjonalne decyzje, wówczas oszacowanie elastyczności dochodów budżetowych względem PKB będzie również uwzględniać wpływ tych dyskrecjonalnych działań państwa (por. Murchison, Robbins 2002).

Ze względu na przedstawione powyżej mankamenty wyznaczania elastyczności wyłącznie na podstawie analizy ekonometrycznej w niniejszym opracowaniu zastosowano metodę dwustopniową, wykorzystującą analizę systemu podatkowego. W metodzie tej w pierwszym kolejności na

podstawie danych dotyczących systemu podatkowego bada się zależność pomiędzy wpływami podatkowymi a bazą podatkową. Następnie wyznacza się równanie regresji między bazą podatkową (lub zmienną makroekonomiczną stanowiącą przybliżenie bazy podatkowej) a PKB (por. Coricelli, Ercolani 2002).

Elastyczność wysokości podatku względem bazy podatkowej zależy od takich rozwiązań systemowych, jak sposób opodatkowania, wysokości przeciętnych i krańcowych stawek podatkowych oraz terminy płatności (Momigliano, Staderini 1999). Elastyczność bazy podatkowej względem PKB jest natomiast określana przez wrażliwość bazy podatkowej na wahania PKB. Zazwyczaj zamiast bazy podatkowej danego podatku stosuje się zmienną makroekonomiczną, stanowiącą z jednej strony przybliżenie bazy podatkowej, a z drugiej strony bezpośrednio uzależnioną od kształtowania się PKB. Im dokładniej wybrana zmienna makroekonomiczna przybliży bazę podatkową i im ściślej jest powiązana z PKB, tym precyzyjniejsze jest oszacowanie elastyczności podatków na podstawie analizy rozwiązań prawnych (por. Momigliano, Staderini 1999).

Opisaną powyżej dwustopniową metodę wyznaczania elastyczności stosują do badania wpływu wahań koniunktury na dochody budżetowe m.in. OECD i Międzynarodowy Fundusz Walutowy. Została również zastosowana w niniejszym opracowaniu do wyznaczania krótkookresowych elastyczności kategorii budżetowych względem PKB.

Do dochodów sektora finansów publicznych wrażliwych na wahania koniunktury zalicza się: podatek dochodowy od osób fizycznych, podatek dochodowy od osób prawnych, dochody funduszy celowych ze składek oraz podatki pośrednie (por. np. de Cos 1999; Momigliano, Staderini 1999). Oszacowania elastyczności baz podatkowych poszczególnych podatków względem PKB wyznaczono na podstawie modelu dla tempa wzrostu, na podstawie danych kwartalnych. Jako przybliżenie bazy podatkowej składek przyjęto fundusz wynagrodzeń, w przypadku podatku CIT – zyski brutto przedsiębiorstw, a dla podatków pośrednich – spożycie indywidualne. W przypadku podatku PIT, w którym występuje progresja podatkowa, elastyczność wysokości podatku względem bazy podatkowej wyznaczono na podstawie równania (por. np. Giorno i in. 1995; Krajewski 2005):

$$\varepsilon_{PIT, Y} = \varepsilon_{pit, w} \varepsilon_{w, Y} + \varepsilon_{E, Y} \quad (8)$$

gdzie:

$\varepsilon_{w, Y}$ – krótkookresowa elastyczność przeciętnego dochodu względem PKB,

$\varepsilon_{E, Y}$ – krótkookresowa elastyczność liczby podatników względem PKB,

$\varepsilon_{pit, w}$ – elastyczność wpływów z PIT przypadających na jednego podatnika względem przeciętnego dochodu.

Krótkookresowe elastyczności liczby podatników i przeciętnego dochodu względem PKB oszacowano za pomocą modelu dla tempa wzrostu, na podstawie danych kwartalnych. Jako zmienne makroekonomiczne stanowiące przybliżenie liczby podatników i przeciętnego dochodu przyjęto, odpowiednio, liczbę pracujących i stawkę płac.

Oddziaływanie wzrostu przeciętnej stawki płac na wpływy podatkowe zależy od systemu podatkowego. Im silniejsza jest progresja podatkowa, tym większa elastyczność wysokości płaconego podatku względem wynagrodzenia. Krótkookresową elastyczność wpływów z PIT przypadających na jednego podatnika oszacowano przez obliczenie dla każdego z przedziałów podatkowych

stosunku krańcowej stopy podatkowej do przeciętnej stopy podatkowej, a następnie wyciągnięcie średniej ważonej, gdzie wagami są wysokości wpływów podatkowych uzyskanych z poszczególnych przedziałów podatkowych (por. Giorno i in.1995):

$$\varepsilon_{pit,w} = \sum_{j=1}^n w_j \frac{MTR_j}{ATR_j} \quad (9)$$

gdzie:

w_j – udział wpływów podatkowych od podatników należących do j -tego przedziału podatkowego we wpływach z PIT ogółem,

MTR_j – krańcowa stopa podatkowa dla j -tego przedziału podatkowego,

ATR_j – efektywna (przeciętna) stopa podatkowa dla j -tego przedziału podatkowego.

Na kształtowania się strukturalnych komponentów dochodów publicznych oprócz krótkookresowych elastyczności wpływów podatkowych względem PKB wpływa również wysokość luki produkcyjnej w danym okresie. Kształtowanie się dochodów strukturalnych przy wykorzystaniu dwóch metod liczenia luki produkcyjnej, tj. filtra Christiano-Fitzgeralda oraz filtra Hodricka-Prescotta, ukazuje wykres 3.

Spośród wydatków publicznych od fluktuacji gospodarczych bezpośrednio zależą jedynie wydatki związane z bezrobociem. Krótkookresową elastyczność wydatków związanych z bezrobociem względem ($\varepsilon_{UB,Y}$) wyznaczono na podstawie równania (por. Krajewski 2006):

$$\varepsilon_{UB,Y} = -\varepsilon_{E,Y} \frac{1-u}{u} \quad (10)$$

gdzie u oznacza stopę bezrobocia.

Kształtowanie się wydatków strukturalnych dla każdej z dwóch analizowanych metod liczenia luki produkcyjnej, ukazuje wykres 4¹¹.

3.2. Mnożniki fiskalne

Na kształtowanie się agregatowego popytu oddziałują komponenty strukturalne i cykliczne dochodów oraz wydatków publicznych. Zakładając, że dochody i wydatki publiczne mogą inaczej wpływać na kształtowanie się luki produktowej oraz przyjmując występowanie zależności liniowych, otrzymujemy:

$$\tilde{y}_t = \beta_R R_t + \beta_E E_t + \beta_X X_t \quad (11)$$

gdzie

X_t – wektor zmiennych egzogenicznych niezwiązanych z polityką fiskalną,

¹¹ Jak wynika z wykresu 4, wydatki strukturalne wyodrębnione za pomocą metody wyznaczania luki produkcyjnej wykorzystującej filtr HP pokrywają się z wydatkami wykorzystującymi filtr CF. Wynika to z faktu, że cykliczne komponenty wydatków związanych z bezrobociem są relatywnie niewielkie w porównaniu ze skalą łącznych zmian wydatków publicznych.

$$\beta_R \leq 0, \beta_E \geq 0$$

Uwzględniając, że komponenty cykliczne dochodów i wydatków publicznych wynikają z kształtowania się luki produktowej, czyli:

$$R_t^C = \varpi_{R,Y} \tilde{y}_t \quad (12)$$

$$E_t^C = \varpi_{E,Y} \tilde{y}_t \quad (13)$$

gdzie:

R_t^C, E_t^C – odpowiednio, cykliczne dochody i wydatki publiczne,

$$\varpi_{R,Y} \geq 0, \varpi_{E,Y} \leq 0$$

otrzymujemy:

$$\tilde{y}_t = \beta_R (R_t^S + \varpi_{R,Y} \tilde{y}_t) + \beta_E (E_t^S + \varpi_{E,Y} \tilde{y}_t) + \beta_X X_t \quad (14)$$

Przekształcając równanie (14), uzyskujemy:

$$\tilde{y}_t = \frac{\beta_R R_t^S + \beta_E E_t^S + \beta_X X_t}{1 - \beta_R \varpi_{R,Y} - \beta_E \varpi_{E,Y}} \quad (15)$$

Z powyższego równania, po uwzględnieniu sprzężenia zwrotnego pomiędzy wahaniami koniunktury a polityką fiskalną, wynika zatem, że polityka fiskalna oddziałuje na kształtowanie się luki produktowej jedynie za pośrednictwem dochodów i wydatków strukturalnych¹².

W ramach analizy oddziaływania polityki fiskalnej na wahania PKB po stronie wydatkowej budżetu uwzględniono kształtowanie się strukturalnych wydatków pierwotnych, czyli wydatków strukturalnych pomniejszonych o odsetki od długu publicznego. Jak wskazuje m.in. Józefiak (2005), to deficyt pierwotny, a nie całkowity, stanowi bowiem miarę informującą o oddziaływaniu polityki fiskalnej na agregatowy popyt. W rezultacie analizowane zmienne fiskalne obejmują strukturalne dochody i wydatki pierwotne sektora finansów publicznych¹³. Jako zmienne niefiskalne, ukazujące wpływ koniunktury zewnętrznej i systemu pieniężnego na fluktuacje gospodarcze, przyjęto natomiast realną podaż pieniądza (m_t)¹⁴, realny efektywny kurs walutowy (e_t)¹⁵ oraz realny PKB w strefie euro (Y_t^{EURO})¹⁶.

W celu zapewnienia stacjonarności zmiennych, a także ze względu na fakt, że w ramach badania skuteczności automatycznych stabilizatorów koniunktury analizowany jest krótkookreso-

¹² Zbliżoną analizę, w przypadku przyjęcia założenia, że luka produktowa jest rosnącą funkcją deficytu budżetowego, przedstawiają Buti i Giudice (2002).

¹³ W cenach stałych z 2000 r., dane Eurostatu.

¹⁴ Jako miarę podaży pieniądza przyjęto agregat M1. Ponieważ poziom podaży pieniądza nie zależy jedynie od polityki monetarnej, ale również od kreacji pieniądza przez system bankowy, zmienna ta nie stanowi miary prowadzonej polityki pieniężnej.

¹⁵ Jak wynika z analiz dla polskiej gospodarki, zmiany kursu walutowego w analizowanym okresie, szczególnie w latach 2008–2009, silnie oddziaływały na eksport netto (por. np. RPP 2010; OECD 2010). Zgodnie z przyjętą w niniejszym opracowaniu notacją wzrost kursu walutowego oznacza aprecjację złotego.

¹⁶ Dane Eurostatu.

wy wpływ zmian wielkości fiskalnych na wahania PKB, model oszacowano na pierwszych przyrostach. W analizie oparto się na danych kwartalnych. Uwzględniając możliwość występowania opóźnionych zmiennych egzogenicznych przeprowadzono estymację parametrów równania¹⁷:

$$\begin{aligned} \Delta Y_{t,k} = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R_{t,k}^S + \alpha_2 \Delta R_{t-1,k}^S + \alpha_3 \Delta E_{t,k}^S + \alpha_4 \Delta E_{t-1,k}^S + \\ & + \alpha_5 \Delta Y_{t,k}^{EURO} + \alpha_6 \Delta Y_{t-1,k}^{EURO} + \alpha_7 \Delta m_{t,k} + \alpha_8 \Delta m_{t-1,k} + \alpha_9 \Delta e_{t,k} + \alpha_{10} \Delta e_{t-1,k} + \xi_{t,k} \end{aligned} \quad (16)$$

Estymacje przeprowadzono dla dwóch wariantów wyznaczania luki produkcyjnej (tj. na podstawie filtrów CF i HP). W obydwu przypadkach stwierdzono, że spośród zmiennych opóźnionych jedynie opóźniona podaż pieniądza w statystycznie istotny sposób wpływa na zmienną objaśnianą¹⁸. Po usunięciu nieistotnych statystycznie zmiennych opóźnionych dokonano estymacji równania:

$$\Delta Y_{t,k} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R_{t,k}^S + \alpha_2 \Delta E_{t,k}^S + \alpha_3 \Delta Y_{t,k}^{EURO} + \alpha_4 \Delta m_{t,k} + \alpha_5 \Delta m_{t-1,k} + \alpha_6 \Delta e_{t,k} + \xi_{t,k} \quad (17)$$

Dla dochodów i wydatków strukturalnych wyznaczonych przy wykorzystaniu filtra Christiano-Fitzgeralda uzyskano następujące wyniki¹⁹:

$$\Delta Y_{t,k} = 0,006 - 0,222 \Delta R_{t,k}^S + 0,266 \Delta E_{t,k}^S + 0,829 \Delta Y_{t,k}^{EURO} + 0,007 \Delta m_{t,k} + 0,011 \Delta m_{t-1,k} - 0,036 \Delta e_{t,k}$$

(1,252) (-2,952) (2,732) (7,912) (4,053) (8,582) (-1,689)

$$R^2 = 0,742 \quad DW = 2,277$$

Z kolei w przypadku dochodów i wydatków strukturalnych wyznaczonych za pomocą filtra Hodricka-Prescotta otrzymano następujące oszacowania parametrów²⁰:

$$\Delta Y_{t,k} = 0,006 - 0,296 \Delta R_{t,k}^S + 0,309 \Delta E_{t,k}^S + 0,847 \Delta Y_{t,k}^{EURO} + 0,007 \Delta m_{t,k} + 0,011 \Delta m_{t-1,k} - 0,036 \Delta e_{t,k}$$

(1,192) (-2,710) (3,202) (8,310) (4,315) (8,667) (-1,747)

$$R^2 = 0,758 \quad DW = 2,302$$

Ustalony kierunek wpływu strukturalnych dochodów i wydatków publicznych jest zgodny z teoretycznymi przewidywaniami dotyczącymi krótkookresowego, popytowego oddziaływania polityki fiskalnej. Wzrost strukturalnych wydatków pierwotnych oddziałuje na krótkookresowy wzrost produkcji, z kolei zwiększenie strukturalnych dochodów publicznych negatywnie wpływa na PKB. Kierunek oddziaływania wydatków i dochodów publicznych jest również zgodny z teoretycznymi implikacjami płynącymi z modeli realnego cyklu koniunkturalnego, dotyczących krótkookresowego podażowego wpływu polityki fiskalnej na PKB (por. np. Aschauer 1988 Baxter, King 1993, Ljungqvist, Sargent 2004, Krajewski 2011). Z porównania otrzymanych oszacowań

¹⁷ Przyrosty dotyczą zmian w stosunku do analogicznego kwartału roku ubiegłego, czyli dla przyrostu w k -tym kwartale roku $\Delta x_{t,k} = x_{t,k} - x_{t-1,k}$.

¹⁸ Przy poziomie istotności 10%.

¹⁹ Test normalności reszt Jarquera-Bera: 26,560, heteroskedastyczności: 0,372, LM Breuscha-Godfrey'a: 1,199, ARCH: 0,341.

²⁰ Test normalności reszt Jarquera-Bera: 22,178, heteroskedastyczności: 0,436, LM Breuscha-Godfrey'a: 1,347, ARCH: 0,371.

z rezultatami innych badań wynika przy tym, że krótkookresowe mnożniki fiskalne w polskiej gospodarce są relatywnie niskie i oscylują wokół dolnej granicy wyników uzyskiwanych dla innych krajów²¹.

4. Poziom zbieżności cykli w przypadku nieprowadzenia polityki fiskalnej

Na podstawie przedstawionych powyżej oszacowań oddziaływania zmian dochodów i wydatków strukturalnych można wyznaczyć oddziaływanie polityki fiskalnej na kształtowanie się luki produktowej. Zmiany polityki fiskalnej zdefiniowano jako odchylenia od średniego poziomu w analizowanym okresie²². W rezultacie dochody (wydatki) publiczne wynikające z prowadzonej polityki fiskalnej zdefiniowano jako odchylenie dochodów (wydatków) strukturalnych od poziomu wynikającego ze średniego udziału dochodów (wydatków) strukturalnych w PKB w latach 1995–2010²³. Oszacowane oddziaływania polityki fiskalnej na przebieg cyklu koniunkturalnego w gospodarce polskiej przedstawia wykres 5.

Z przeprowadzonych oszacowań wynika, że polityka fiskalna najsilniej wpływała na kształtowanie się luki produkcyjnej po pojawieniu się kryzysu finansowego na rynkach światowych. Zwiększenie strukturalnego deficytu pierwotnego finansów publicznych w latach 2009–2010 spowodowało, zależnie od zastosowanej metody liczenia luki produkcyjnej, podwyższenie PKB o 0,6–0,8%²⁴. Z szacunków przeprowadzonych za pomocą filtra CF wynika, że luka produkcyjna w polskiej gospodarce w latach 2009–2010 była, co do wartości bezwzględnej, o 32% niższa niż, gdyby nie prowadzono w tym okresie aktywnej polityki fiskalnej. Według obliczeń, w których wykorzystano filtr HP, wpływ polityki fiskalnej na złagodzenie skutków kryzysu był nawet silniejszy. Luka produkcyjna wyznaczona za pomocą filtra HP w latach 2009–2010 była aż o 55% niższa niż w sytuacji braku aktywnej polityki fiskalnej. Poluzowanie polityki fiskalnej w ostatnich latach znacznie przyczyniło się zatem do relatywnie dobrej sytuacji gospodarczej w Polsce w czasie kryzysu finansowego.

²¹ Jak wskazują Baum i Koester (2011), krótkookresowe mnożniki fiskalne w ujęciu bezwzględnym wynoszą na ogół od 0,2 do 2,0 (por. też. Hemming, Kell, Mahfouz 2002; Afonso, Sousa 2009; Coenen i in. 2010). Badania oparte na modelowaniu przełącznikowym wskazują przy tym, że podczas recesji mnożniki fiskalne mogą być większe niż w czasie ożywienia gospodarczego. Jak wynika z pracy Auerbacha i Gorodnichenki (2011), w gospodarce amerykańskiej w okresie ożywienia gospodarczego mnożniki fiskalne nie przekraczają 0,5, a podczas recesji mieszczą się w przedziale 1,0–1,5. Potwierdzają to oszacowania Romera i Bernsteina (2009), według których fiskalne działania stymulacyjne w okresie kryzysu cechują się mnożnikiem fiskalnym wyższym od jedności. Również wyniki badań, które przedstawiają Afonso, Baxa i Slavík (2011), wskazują, że w czasie ostatniego kryzysu mnożniki fiskalne w większości krajów uległy zwiększeniu.

²² Otrzymane saldo sektora finansów publicznych wynikające z prowadzonej polityki fiskalnej jest przy tym prawie identyczne niezależnie od tego, czy jako punkt odniesienia przyjmiemy średni udział w PKB w analizowanym okresie czy udział w PKB w okresie początkowym.

²³ W ramach analizy skutków polityki fiskalnej zbadano efekty odchyleń strukturalnych dochodów i wydatków publicznych w relacji do PKB od ich średniego poziomu w próbie. Nie jest to jednoznaczne z przyjęciem założenia, że kształtowanie się średniego poziomu strukturalnych dochodów i wydatków publicznych w latach 1995–2010 było neutralne z punktu widzenia średniego poziomu PKB w tym okresie. Oddziaływanie polityki fiskalnej w latach 1995–2010 na średni poziom PKB w próbie nie ma jednak odzwierciedlenia w oszacowanym wpływie zmian w polityce fiskalnej na wahania koniunktury i nie jest uwzględniane w analizie skutków polityki fiskalnej zaprezentowanej w niniejszym opracowaniu.

²⁴ Wartość przeciętna luki produkcyjnej wyznaczonej za pomocą filtra CF w polskiej gospodarce w latach 2009–2010 wynosiła -1,2%. Zgodnie z przeprowadzonymi oszacowaniami w przypadku braku aktywnej polityki fiskalnej luka produkcyjna w tym okresie kształtowałaby się średnio na poziomie -1,8%. Analogiczne wielkości w przypadku luki produkcyjnej wyznaczonej za pomocą filtra HP wynoszą, odpowiednio, -0,6% oraz -1,4%.

Na podstawie oszacowań wpływu dochodów i wydatków publicznych na kształtowanie się luki produktowej w polskiej gospodarce wyznaczono przebieg hipotetycznego cyklu koniunkturalnego w Polsce w sytuacji braku aktywnej polityki fiskalnej, a następnie wyliczono miary zbieżności pomiędzy oczyszczonym z wpływu polityki fiskalnej przebiegiem cyklu koniunkturalnego w Polsce a cyklem w strefie euro. Wykresy 6 i 7 ukazują oczyszczoną z wpływu polityki fiskalnej lukę produkcyjną w Polsce oraz lukę produkcyjną w strefie euro przy wykorzystaniu, odpowiednio, filtra CF i HP.

Na podstawie nowych szeregów luki produkcyjnej w Polsce ponownie wyznaczono miary synchronizacji cyklu w Polsce, skorygowanego o wpływ polityki fiskalnej, z cyklem w strefie euro. Wyniki prezentuje tabela 3.

Z porównania miary zbieżności dla komponentu cyklicznego PKB w Polsce po usunięciu wpływu polityki fiskalnej z wyjściowymi obliczeniami wynika, że w przypadku braku aktywnej polityki fiskalnej występują wyższe wartości współczynnika korelacji, indeksu zgodności oraz indeksu podobieństwa luk. Wartość wariancji różnic między komponentami cyklicznymi jest natomiast niższa. Otrzymane wyniki wskazują zatem, że usunięcie wpływu prowadzonej w Polsce polityki fiskalnej powoduje zwiększenie zbieżności cykli zarówno względem upodobnienia się amplitud wahań, jak i samych faz cykli²⁵.

Niezależnie od przyjętej miary synchronizacji cykli oraz metody filtracji widać, że polityka fiskalna w Polsce w analizowanym okresie nie oddziaływała na zwiększenie zbieżności cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro.

5. Podsumowanie

W opracowaniu przeanalizowano wpływ polityki fiskalnej na synchronizację cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro. W analizie wykorzystano dane kwartalne z lat 1995–2010.

Oddziaływanie polityki fiskalnej na wahania koniunktury w Polsce oszacowano na podstawie kształtowania się strukturalnych dochodów oraz strukturalnych wydatków pierwotnych. Do wyznaczenia komponentów strukturalnych wykorzystano oszacowania luki produktowej oraz krótkookresowych elastyczności poszczególnych dochodów i wydatków publicznych względem PKB.

Z przeprowadzonych analiz wynika, że polityka fiskalna wywarła najsilniejszy wpływ na kształtowanie się luki produkcyjnej po pojawieniu się kryzysu finansowego na rynkach światowych. Luka produkcyjna wyznaczona na podstawie filtra Christiano-Fitzgeralda, jak też filtra Hodricka-Prescotta była w latach 2009–2010 znacznie niższa niż, gdyby nie prowadzono w tym okresie aktywnej polityki fiskalnej. Polityka fiskalna przyczyniła się zatem do relatywnie dobrej sytuacji gospodarczej w Polsce w okresie kryzysu finansowego.

Na podstawie oszacowań wpływu polityki fiskalnej na przebieg wahań koniunktury przeanalizowano, w jaki sposób polityka fiskalna oddziałuje na synchronizację cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro. Zbieżność cykli, wyznaczonych na podstawie filtra CF oraz filtra HP, zbadano na podstawie współczynnika korelacji, indeksu zbieżności, indeksu równości luk produkcyjnych oraz wariancji różnic między komponentami cyklicznymi.

²⁵ Analiza periodogramów i współczynników cross-korelacji wskazała, że polityka fiskalna nie wpłynęła natomiast na zmiany długości cyklu ani na przesunięcie cyklu koniunkturalnego w Polsce w stosunku do cyklu w strefie euro.

Niezależnie od przyjętej miary stwierdzono, że polityka fiskalna w analizowanym okresie wpłynęła na zmniejszenie się synchronizacji polskiej gospodarki ze strefą euro. Przeprowadzone badania potwierdziły zatem hipotezę, że polityka fiskalna w latach 1995–2010 nie powodowała zwiększenia zbieżności cykli.

Bibliografia

- Afonso A., Baxa J., Slavík M. (2011), *Fiscal developments and financial stress. A threshold VAR analysis*, ECB Working Paper, 1319, European Central Bank.
- Afonso A., Sousa R. (2009), *The macroeconomic effects of fiscal policy*, ECB Working Paper, 991, European Central Bank.
- Artis M., Marcellino M., Proietti T. (2002), *Dating the euro area business cycle*, European University Institute Working Paper, Florence.
- Aschauer D. (1988), The equilibrium approach to fiscal policy, *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, 41–62.
- Assarsson B., Gidehag R., Zettegren G. (1999), Fiscal policy in Sweden – an analysis of the budget over the business cycle, w: *Indicators of structural budget balances*, Banca d'Italia, Rome.
- Auerbach A.J., Gorodnichenko Y. (2011), *Fiscal multipliers in recession and expansion*, NBER Working Paper, 17447.
- Barrell R., Pina A. (2002), *How important are automatic stabilizers in Europe? A stochastic simulation assessment*, National Institute of Economic and Social Research, Discussion Papers, 196, London.
- 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, 03.
- Baxter M., King R.G. (1993), Fiscal policy in general equilibrium, *The American Economic Review*, 83(3), 315–334.
- Baxter M., King R.G. (1995), *Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series*, NBER Working Paper, 5022, National Bureau of Economic Research.
- Benčík M. (2011), *Business cycle synchronisation between the V4 countries and the euro area*, NBS Working Paper, 1/2011, Národná Banka Slovenska.
- Bergman U.M. (2004), *How similar are European business cycles?*, EPRU Working Paper, 04–13, Copenhagen.
- Blanchard O.J. (1990), *Suggestions for a new set of fiscal indicators*, OECD, Economics and Statistics Working Papers, 24.
- Bower U., Guillemineau C. (2006), *Determinants of business cycle synchronisation across euro area countries*, ECB Working Paper, 587, European Central Bank.
- Brandner P., Diebalek L., Schuberth H. (1998), *Structural budget deficits and sustainability of fiscal positions in the European Union*, Oesterreichische Nationalbank, Working Paper, 26, Vienna.
- Brunila A., Buti M., in't Veld J. (2002), *Fiscal policy in Europe: how effective are automatic stabilisers?*, European Economy, Economic Papers, 177.
- Brunila A., Tujula M. (1999), Indicators of the cyclically adjusted budget balance, w: *Indicators of structural budget balances*, Banca d'Italia, Rome.

- Bry G., Boschan C. (1971), *Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer programs*, NBER Technical Paper, 20, New York.
- Bukowski M., Kowal P., Lewandowski P., Zawistowski J. (2005), *Struktura i poziom wydatków sektora finansów publicznych a sytuacja na rynku pracy. Doświadczenia międzynarodowe i wnioski dla Polski*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Burns A.F., Mitchell W.C. (1946), *Measuring business cycles*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Buti M., Giudice G. (2002), *EMU's fiscal rules: what can and cannot be exported*, European Commission Working Paper, 30 April.
- Christiano L.J., Eichenbaum M. (1990), Current real business cycle theory and aggregate labor market fluctuations, *American Economic Review*, 82.
- Christiano L.J., Fitzgerald T.J. (1999), *The band pass filter*, Working Paper, 9906, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Coenen G., Erceg C., Freedman C., Furceri D., Kumhof M. (2010), *Effect of fiscal stimulus in structural models*, IMF Working Paper, 1073.
- Coricelli F., Ercolani V. (2002), *Cyclical and structural deficits on the road to accession: fiscal rules for an enlarged European Union*, CEPR Discussion Paper Series, 3672.
- de Cos P.H. (1999), Some considerations regarding the calculation of cyclically adjusted balances, w: *Indicators of structural budget balances*, Banca d'Italia.
- De Haan J., Inklaar R., Jong-A-Pin R. (2005), *Will business cycles in the euro area converge: a critical survey of empirical research*, CCSO Working Paper, 8, University of Groningen, Groningen.
- Devries P., Guajardo J., Leigh D., Pescatori A. (2011), *New action-based dataset of fiscal consolidation*, IMF Working Paper, 128.
- de Grauwe P. (1997), *The economics of monetary integration*, Oxford University Press, Oxford.
- European Commission (2000), *Specifications on the implementation of the Stability and Growth Pact and Guidelines on the format and content of Stability and Convergence*, http://ec.europa.eu/economy_finance/articles/euro/documents/com_367_code_en.pdf.
- European Commission (2011), *Public finances in EMU– 2011*, Office for Official Publications of the EC, <http://ec.europa.eu/mwg-internal/de5fs23hu73ds/progress?id=vqg0hQSSGe>.
- Fedelino A., Ivanova A., Horton M. (2009), *Computing cyclically adjusted balances and automatic stabilizers*, IMF, Fiscal Affairs Department, Technical Notes and Manuals, November.
- Frankel J., Rose A.K. (1996), *The endogeneity of the optimum currence area criteria*, NBER Working Paper, 5437, National Bureau of Economic Research.
- Franses P.H., Paap R., Fok D. (2005), *Performance of seasonal adjustment procedures: simulation and empirical results*, OECD Workshop on International Development of Business and Consumer Tendency Surveys.
- Giorno C., Richardson P., Roseveare D., van den P. Noord (1995), *Potential output, output gap and structural budget balances*, OECD Economic Studies, 24.
- Hansen A. (1941), *Fiscal policy and business cycles*, George Allen and Unwin, London.
- Hansen N.L. (1999), Cyclicity of the Danish government budget, w: *Indicators of structural budget balances*, Banca d'Italia.
- Harding D., Pagan A. (1999), *Dissecting the cycle*, Melbourne Institute Working Paper, 13/99.

- Hemming R., Kell M., Mahfouz S. (2002), *The effectiveness of fiscal policy in stimulating economic activity – a review of the literature*, IMF Working Paper, 02/208.
- Hodrick R.J., Prescott E. (1980), *Post-war U.S. business cycle: an empirical investigation*, Working Paper, 451, Carnegie-Mellon University.
- Hood C.C., Ashley J.D., Findley D.F. (2000), *An empirical evaluation of the performance of TRAMO/SEATS on simulated series*, Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, Alexandria.
- Józefiak C. (2005), Pułapka deficytu strukturalnego, *e-Finanse*, 1, University of Information Technology and Management, Rzeszów.
- Keynes J.M. (1985), *Ogólna teoria zatrudnienia, procentu i pieniądza*, Wydawnictwa Naukowe PWN, Warszawa.
- Klein L.R. (1968), *The Keynesian Revolution*, Macmillan, New York.
- Konopczak K. (2009), Analiza zbieżności cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej ze strefą euro na tle krajów Europy Środkowo-Wschodniej oraz państw członkowskich strefy euro, w: NBP, *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Projekty badawcze. Część III*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Krajewski P. (2005), Wpływ koniunktury na kształtowanie się dochodów budżetowych z podatków od dochodów osobistych, *Ekonomista*, 1, 34–63.
- Krajewski P. (2006), *Strukturalny i cykliczny komponent deficytu budżetowego w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Krajewski P. (2011), Podażowe efekty polityki fiskalnej w świetle modelu realnego cyklu koniunkturalnego i wnioski dla gospodarki polskiej, *Ekonomista*, 4, 43–72.
- Langenus G. (1999), The NBB's work on structural or cyclically-adjusted fiscal indicators, w: *Indicators of structural budget balances*, Banca d'Italia, Rome.
- Levasseur S. (2008), *Updating empirical evidence on business cycle synchronisation between CEECs and the euro area: How important is the recent period*, Observatoire français des conjonctures économiques (OFCE), Document de travail, 2008-11, Paris.
- Linnemann L., Schabert A. (2003), Fiscal policy in the new neoclassical synthesis, *Journal of Money, Credit and Banking*, 35.
- Ljungqvist L., Sargent T.J. (2004), *Recursive macroeconomic theory*, MIT Press, Cambridge.
- Łaski K., Osiatyński J., Zięba J. (2010), *Mnożnik wydatków państwowych i szacunki jego wielkości Polski*, Materiały i Studia, 246, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Maciejowska K., Zwiernik P. (2005), Modele przełącznikowe Markowa w analizach cykli koniunkturalnych przy wykorzystaniu wskaźników koniunktury, *Zeszyty Koniunktury w Gospodarce Polskiej*, 21, 6–34.
- Mink M., Jacobs J.P.A.M., De Haan J. (2008), *Measuring the similarity of business cycles in the euro area and the U.S.*, Australian National University, Canberra.
- 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.
- Murchison S., Robbins J. (2002), Fiscal policy and the business cycle: a new approach to identifying the interaction, w: *The impact of fiscal policy*, Banca d'Italia.
- Myrdal G. (1975), *Teoria i polityka stabilizacji koniunktury. Wybór tekstów*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.

- van den Noord P. (2000), *The size and role of automatic fiscal stabilizers in the 1990s and beyond*, OECD, Economic Department Working Papers, 230.
- OECD (2010), *OECD Economic Surveys: Poland 2010*, 2010/8, Paris.
- Pedregal D.J., Young P.C. (2001), Some comments on the use and abuse of Hodrick-Prescott filter, *Review on Economic Cycles*, 2, July, 1–32.
- Roger W., in't Veld J. (1997), *QUEST II: A Multi Country Business Cycle and Growth Model*, European Commission Economic Papers, 123.
- Rogosz J., Pietrucha J., Żelazny R., red. (2009), *Koniunktura gospodarcza. Od bańki internetowej do kryzysu Subprime*, C.H. Beck, Warszawa.
- Romer Ch., Bernstein J. (2009), *The job impact of the American recovery and reinvestment plan*, http://www.economy.com/mark-zandi/documents/The_Job_Impact_of_the_American_Recovery_and_Reinvestment_Plan.pdf.
- Rose A.K. (2000), *Common currency areas in practise*, University of California, Ottawa.
- RPP (2010), *Raport o inflacji październik 2010 r.*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Savva C.S., Neanidis K.C., Osborn D.R. (2008), *Business cycle synchronisation of the euro area with the new and negotiating member countries*, Discussion Paper, 091, Centre for Growth and Business Cycle Research, University of Manchester.
- Skrzypczyński P. (2006), *Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro*, Materiały i Studia, 210, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Skrzypczyński P. (2008), *Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro*, Materiały i Studia, 227, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Skrzypczyński P. (2010), *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, Materiały i Studia, 252, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Tomljanovich M., Ying Y. (2005), *We're all connected: business cycle synchronization in G-7 countries*, www.academics.hamilton.edu/economics/home/marc_t.pdf.
- Url T. (1997), *How serious is the Pact on Stability and Growth?*, Austrian Institute of Economic Research, Vienna.
- Wojnicka E. (2002), Spory wokół teorii optymalnych obszarów walutowych, *Ekonomista*, 1, 4–27.
- Wośko Z. (2009), Czy filtry liniowe są przydatnym narzędziem badania koniunktury? Analiza spektralna na przykładzie ankietowych wskaźników koniunktury, w: J. Czech-Rogosz, J. Pietrucha, R. Żelazny (red.), *Koniunktura gospodarcza. Od bańki internetowej do kryzysu subprime*, C.H. Beck, Warszawa.

Aneks

Tabela 1

Miary synchronizacji cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro

Miara	Wartość miary dla cykli w Polsce i strefie euro	
	filtr CF	filtr HP
Współczynnik korelacji	0,840	0,658
Indeks zgodności	0,719	0,656
Indeks podobieństwa amplitud cykli	0,430	0,010
Wariancja różnic między komponentami cyklicznymi	0,602	1,512

Źródło: obliczenia na podstawie danych Eurostatu.

Tabela 2

Współczynniki cross-korelacji pomiędzy szeregami czasowymi reprezentującymi cykle koniunkturalne w Polsce i strefie euro

Okres	Szeregi otrzymane za pomocą filtra CF		Szeregi otrzymane za pomocą filtra HP	
	opóźnienie	wyprzedzenie	opóźnienie	wyprzedzenie
0	0,8401 ***	0,8401 ***	0,6575***	0,6575***
1	0,8053 ***	0,7522 ***	0,6142***	0,6019***
2	0,6609 ***	0,5580 ***	0,5091***	0,3951***
3	0,4427 ***	0,3066 **	0,3567***	0,1761
4	0,1966	0,0583	0,2283*	0,0079
5	-0,0346	-0,1382	0,0770	-0,1109
6	-0,2212 *	-0,2612 **	-0,0899	-0,1848
7	-0,3496 ***	-0,3159 **	-0,2075*	-0,2307*
8	-0,4203 ***	-0,3233 ***	-0,2388*	-0,2299*

*, **, *** współczynniki istotne na poziomie odpowiednio 0,01; 0,05; 0,1.

Źródło: obliczenia na podstawie danych Eurostatu.

Tabela 3

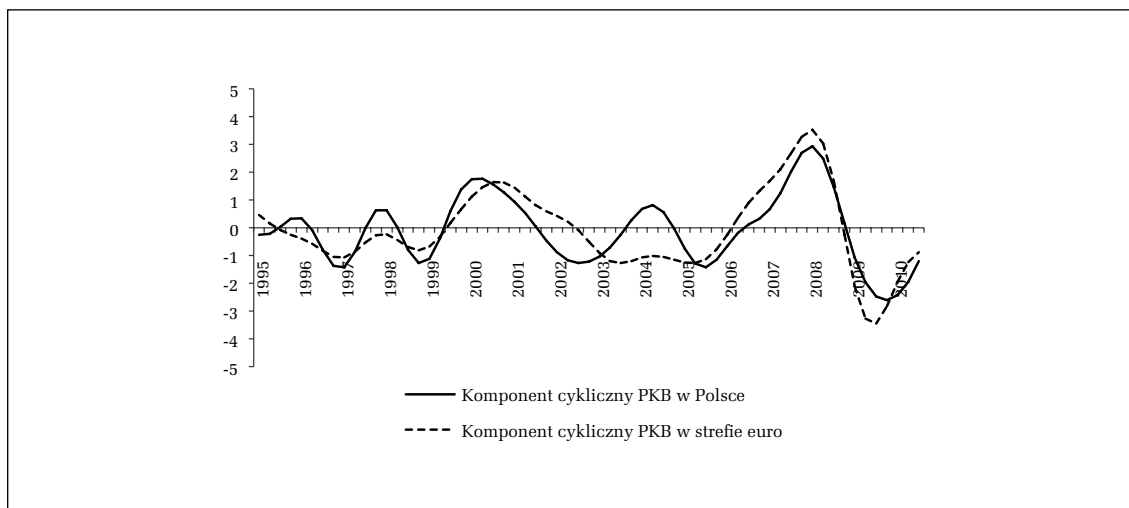
Miary synchronizacji cyklu koniunkturalnego w Polsce po wyłączeniu wpływu polityki fiskalnej z cyklem w strefie euro

Miara	Wartość miary dla cykli w Polsce po wyłączeniu wpływu polityki fiskalnej i strefie euro	
	filtr CF	filtr HP
Współczynnik korelacji	0,859	0,708
Indeks zgodności	0,766	0,656
Indeks podobieństwa amplitud cykli	0,457	0,014
Wariancja różnic między komponentami cyklicznymi	0,571	1,501

Źródło: obliczenia na podstawie Eurostatu, GUS i Ministerstwa Finansów.

Wykres 1

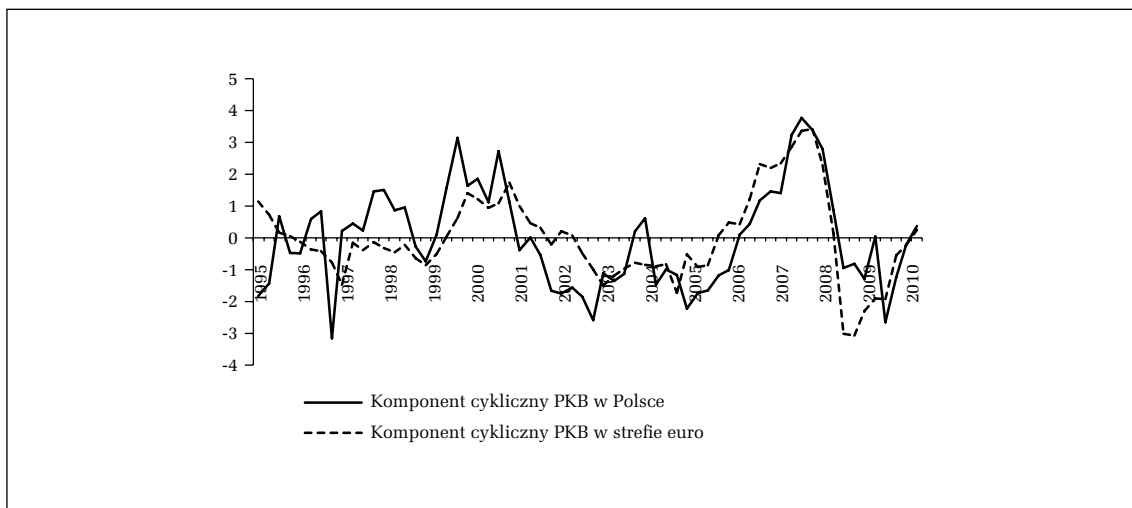
Komponenty cykliczne PKB w Polsce i strefie euro uzyskane przy zastosowaniu filtra CF¹



¹ PKB w 2000 r. = 100.

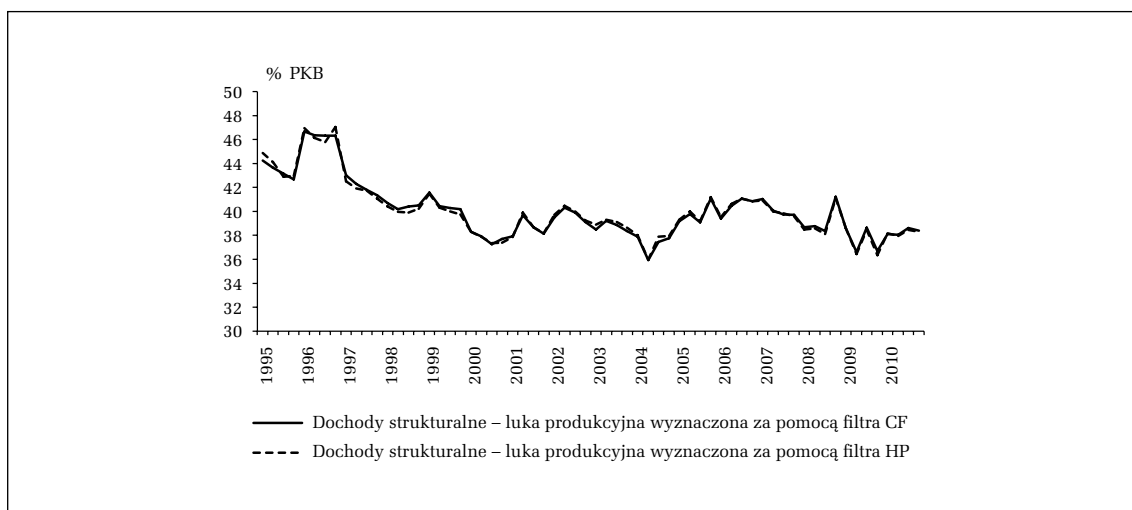
Źródło: obliczenia na podstawie danych Eurostatu.

Wykres 2

Komponenty cykliczne PKB w Polsce i strefie euro uzyskane przy zastosowaniu filtra HP¹¹ PKB w 2000 r. = 100.

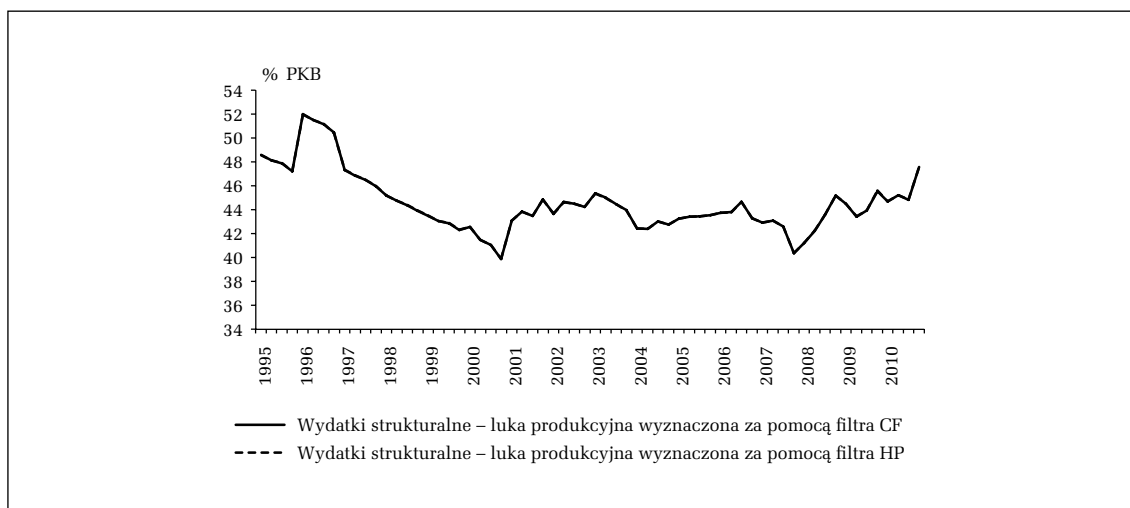
Źródło: obliczenia na podstawie danych Eurostatu.

Wykres 3

Strukturalne dochody publiczne w latach 1995–2010¹¹ Skorygowane o wahania sezonowe metodą Census X12.

Źródło: obliczenia na podstawie danych Eurostatu, GUS i Ministerstwa Finansów.

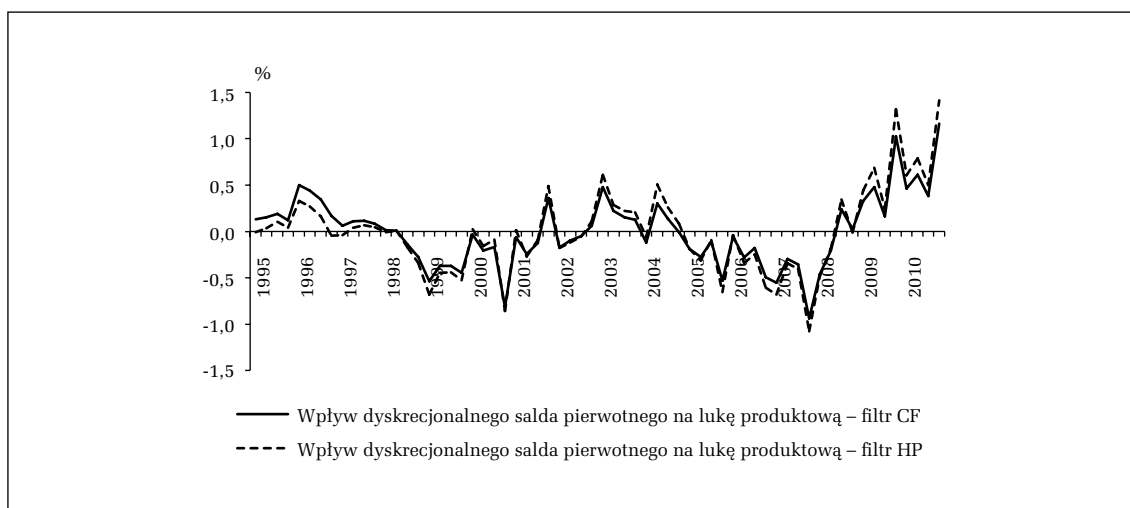
Wykres 4

Strukturalne wydatki publiczne w latach 1995–2010¹¹ Skorygowane o wahania sezonowe metodą Census X12.

Źródło: obliczenia na podstawie danych Eurostatu i GUS.

Wykres 5

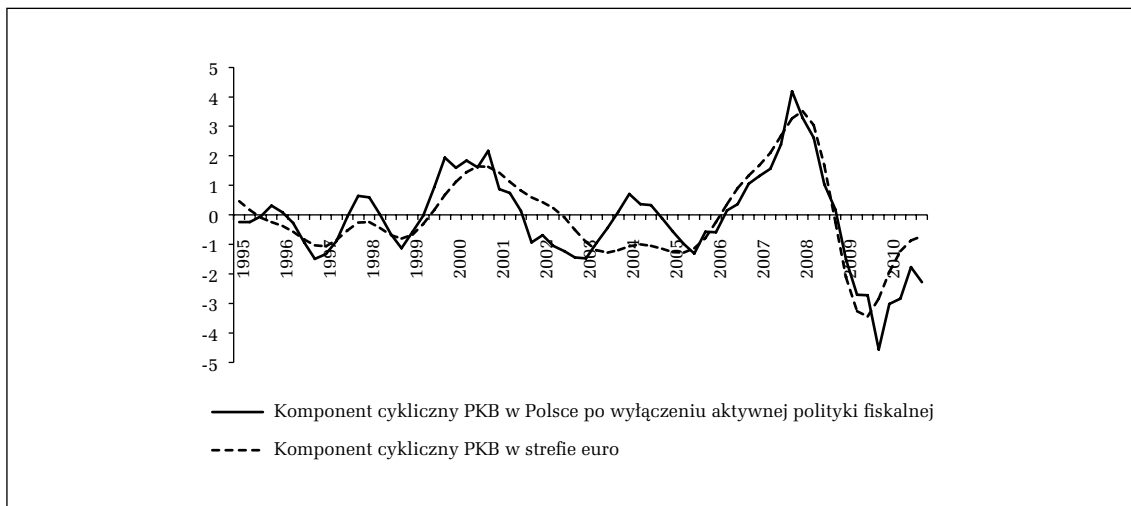
Wpływ polityki fiskalnej na kształtowanie się luki produktowej



Źródło: obliczenia na podstawie danych Eurostatu, GUS i Ministerstwa Finansów.

Wykres 6

Komponenty cykliczne PKB w strefie euro i w Polsce po wyłączeniu wpływu polityki fiskalnej uzyskane przy zastosowaniu filtra CF¹

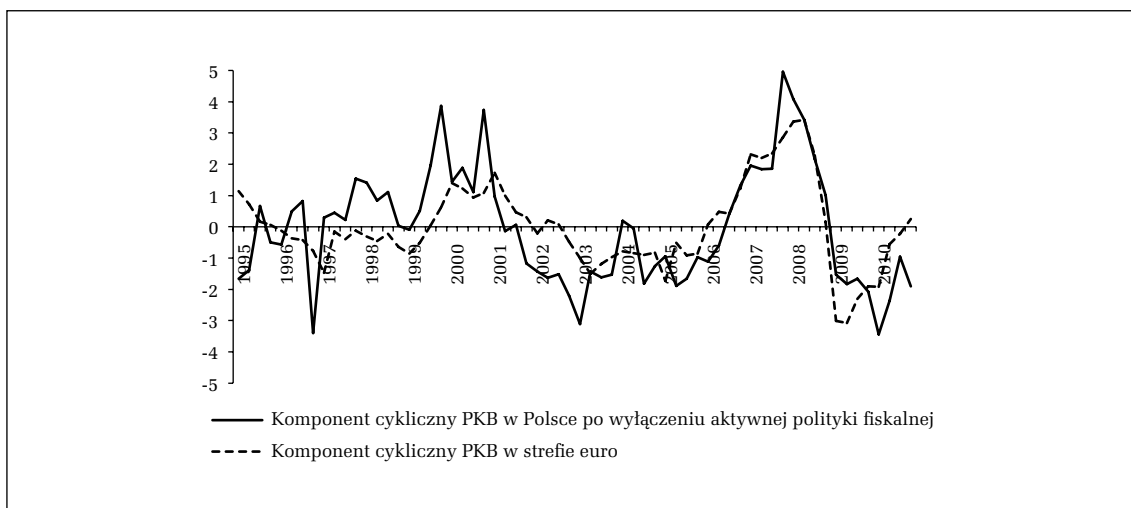


¹ PKB w 2000 r. = 100.

Źródło: obliczenia na podstawie danych Eurostatu, GUS i Ministerstwa Finansów.

Wykres 7

Komponenty cykliczne PKB w strefie euro i w Polsce po wyłączeniu wpływu polityki fiskalnej uzyskane przy zastosowaniu filtra HP¹



¹ PKB w 2000 r. = 100.

Źródło: obliczenia na podstawie danych Eurostatu, GUS i Ministerstwa Finansów.

Fiscal policy in Poland and the business cycle synchronisation with euro area

Abstract

Paper examines the impact of Poland's fiscal policy on the level of synchronisation of polish business cycle with economic activity observed in the euro area. The empirical investigation is based on quarterly data covering the period from 1995 to 2010. The influence of fiscal policy on economic activity in Poland is estimated on the basis of structural revenues and primary structural expenditures. The results of the analysis show that fiscal policy had the most significant influence on the size of output gap in years 2009–2010, what contributed to the relative good economic situation in Poland during recent crises. Moreover, regardless of the measure of business cycle synchronisation, fiscal policy, over the sample period, tended to decrease convergence of business cycles in Poland and euro area.

Keywords: fiscal policy, business cycle synchronisation

