

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 266

Ocena wpływu cykliczności polityki fiskalnej na synchronizację cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro

Piotr Krajewski, Katarzyna Piłat, Michał Mackiewicz

Piotr Krajewski – Uniwersytet Łódzki, Instytut Ekonomii,
Katarzyna Piłat – Uniwersytet Łódzki, Instytut Ekonomii,
Michał Mackiewicz – Uniwersytet Łódzki, Instytut Ekonomii.

Projekt badawczy został zrealizowany w ramach konkursu Komitetu Badań Ekonomicznych NBP na projekty badawcze przeznaczone do realizacji przez pracowników NBP i osoby spoza NBP oraz sfinansowany ze środków Narodowego Banku Polskiego.

Projekt graficzny:
Oliwka s.c.

Skład i druk:
Drukarnia NBP

Wydał:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21
tel. 22 653 23 35, fax 22 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2012

Materiały i Studia są rozprowadzane bezpłatnie

Dostępne są również na stronie internetowej NBP: <http://www.nbp.pl>

Spis treści	1
Streszczenie	2
Wprowadzenie	3
1. Znaczenie oraz metody wyodrębniania aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej	7
1.1. Aktywna i pasywna polityka fiskalna a deficyt strukturalny i cykliczny	7
1.2. Polityka dyskrecjonalna versus automatyczne stabilizatory koniunktury	11
1.3. Metody wyodrębniania deficytu strukturalnego i cyklicznego	14
2. Oddziaływanie aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej na przebieg fluktuacji gospodarczych w Polsce	22
2.1. Dekompozycja dochodów publicznych na komponent cykliczny i strukturalny	22
2.2. Cykliczne i strukturalne wydatki publiczne	35
2.3. Wpływ aktywnej polityki fiskalnej na przebieg fluktuacji gospodarczych	39
2.4. Siła działania automatycznych stabilizatorów koniunktury	46
3. Synchronizacja cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro	54
3.1. Miary synchronizacji	54
3.2. Wpływ aktywnej polityki fiskalnej na zbieżność cykli	62
3.3. Automatyczne stabilizatory a synchronizacja wahań koniunktury	65
3.4. Polityka fiskalna optymalna z punktu widzenia synchronizacji	68
Podsumowanie	78
Bibliografia	81

Streszczenie

W pracy poddano analizie oddziaływanie aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej na synchronizację cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro. Badanie przeprowadzono na podstawie danych kwartalnych z lat 1995-2010. Otrzymano, że aktywna polityka fiskalna, choć w analizowanym okresie miała charakter antycykliczny, to jednocześnie wpłynęła na zmniejszenie się synchronizacji cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro. Natomiast działanie automatycznych stabilizatorów, zgodnie z przeprowadzonymi szacunkami wygładzających wahania koniunktury w gospodarce polskiej o mniej niż 10%, nie ma istotnego wpływu na poziom zbieżności cykli. Ponadto w pracy określono dla gospodarki polskiej regułę fiskalną optymalną z punktu widzenia synchronizacji. Analiza cech, jakie powinna spełniać tego typu reguła fiskalna, ukazała, że praktyczna możliwość skutecznego stosowania reguły uzależniającej politykę fiskalną od wahań koniunktury w Polsce i strefie euro jest jednak niewielka.

Klasyfikacja JEL: E32, E62

Słowa kluczowe: polityka fiskalna, automatyczne stabilizatory koniunktury, synchronizacja cykli koniunkturalnych

Wprowadzenie

Jednym z kluczowych czynników warunkujących zasadność akcesji do strefy euro jest stopień zsynchronizowania cykli koniunkturalnych. W okresie pełnego uczestnictwa Polski w Unii Gospodarczej i Walutowej zniknie możliwość przeciwdziałania skutkom szoków asymetrycznych poprzez politykę monetarną. Szczęólnego znaczenia nabiera zatem oszacowanie, w jaki sposób polityka fiskalna wpływa na poziom synchronizacji wahań aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro. Z tego względu cel niniejszego badania stanowi ocena wpływu polityki fiskalnej na stopień zbieżności cykli koniunkturalnych oraz sformułowanie zasad prowadzenia polityki fiskalnej optymalnej z punktu widzenia synchronizacji cyklu w Polsce i strefie euro.

Cele badania zostaną osiągnięte poprzez weryfikację następujących hipotez badawczych:

1. Prowadzona w Polsce dyskrejonalna polityka fiskalna nie oddziaływała na synchronizację cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro;
2. Automatyczne stabilizatory koniunktury przyczyniają się do niwelowania różnic w przebiegu cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro;
3. Antycykliczność polityki fiskalnej nie stanowi warunku dostatecznego polityki optymalnej z punktu widzenia zbieżności cykli;
4. Warunkiem optymalnej z punktu widzenia synchronizacji cykli polityki fiskalnej w Polsce jest uzależnienie jej od kształtowania się wahań koniunktury w strefie euro;

Weryfikacja hipotez przeprowadzona zostanie w oparciu o dane kwartalne dla gospodarki polskiej oraz strefy euro z lat 1995-2010.

Niniejsza praca opiera się na dwóch obszarach badawczych, silnie powiązanych ze światowym nurtem badań, tj:

- badaniach dotyczących sprzężeń zwrotnych pomiędzy polityką fiskalną a wahaniami koniunktury,

- analizach synchronizacji cykli koniunkturalnych w kontekście integracji monetarnej.

Badania dotyczące współzależności pomiędzy kształtowaniem się deficytu budżetowego a aktywnością gospodarczą sięgają lat 30-tych XX w. (por. Myrdal, 1939 oraz Hansen, 1941). W latach osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych wzrosło znaczenie analiz dotyczących wynikającego z fluktuacji gospodarczych deficytu cyklicznego i działania automatycznych stabilizatorów koniunktury (por. np. Momigliano, 1999, Roger, in't Veld, 1997). Oprócz badań dotyczących wbudowanej reakcji salda budżetowego na sytuację gospodarczą rosnącego znaczenia nabierają analizy cykliczności aktywnej polityki fiskalnej, której upatruje się m.in. w ograniczeniach płynności wynikających z poziomu deficytu (Perry, 2003, Woo, 2005), słabościach instytucjonalnych (Alesina i Tabellini, 2008), wynikających np. z korupcji (Kaufmann, Kraay i Mastruzzi, 2004), czy też polaryzacją preferencji społecznych (Woo, 2005). Również oddziaływanie w drugim kierunku, tj. wpływ polityki fiskalnej na przebieg krótkookresowych zmian PKB, jest przedmiotem licznych analiz, na gruncie zarówno 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, 1996, Bukowski i in., 2005). Badania, w jakim stopniu polityka fiskalna oddziałuje na kształtowanie się wahań koniunktury, dotyczą zarówno wpływu na kształtowanie się PKB zmian w polityce dyskrecjonalnej, jak i skuteczności automatycznych stabilizatorów koniunktury (por. Barrell i Pina, 2002, Brunila, Buti i in't Veld, 2002, Baum, Koester, 2011).

Synchronizacja cykli koniunkturalnych pomiędzy krajami chcącymi utworzyć unię monetarną została wysunięta jako postulat tzw. nowej teorii optymalnych obszarów walutowych. Istnienie zbieżności wahań aktywności ekonomicznej ma uchronić gospodarki krajów obszaru przed oddziaływaniem asymetrycznych szoków popytowych (por. np. De Grauwe, 1997, Rose, 2000, Wojnicka, 2002). Z drugiej strony Frankel i Rose (1996) opowiadali się za endogenicznością procesów integracji monetarnej i przebiegu cykli koniunkturalnych, sugerując, iż pokonanie barier przyjęcia wspólnej waluty

spowoduje intensyfikację wymiany handlowej i w rezultacie zwiększenie korelacji cykli koniunkturalnych. Jednakże, zarówno w przypadku gdy zbieżność wahań aktywności gospodarczej będzie czynnikiem egzo jak i endogenicznym integracji monetarnej, stanowi ona ważny miernik stopnia dostosowania gospodarczego poszczególnych krajów. Z tego względu badania nad cyklami koniunkturalnymi są prowadzone przez 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 i Ying, 2005, Skrzypczyński, 2006, 2008, 2010, Konopczak, 2009).

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

Analiza automatycznych stabilizatorów i zależności pomiędzy aktywną polityką fiskalną a fluktuacjami gospodarczymi wydają się przy tym szczególnie uzasadniona w okresie obecnego kryzysu gospodarczego. Z jednej bowiem strony antycykliczna polityka fiskalna stanowi jedno z istotnych narzędzi stymulowania popytu. Z drugiej strony próby łagodzenia skutków kryzysu poprzez prowadzenie aktywnej polityki fiskalnej, łącznie z pojawieniem się deficytów cyklicznych, doprowadziły do znacznego zwiększenia nierównowagi finansów publicznych w większości krajów Unii Europejskiej (por. np. European Commission, 2011). W rezultacie w okresie obecnego kryzysu gospodarczego zarówno pozytywne jak i negatywne skutki prowadzenia antycyklicznej polityki fiskalnej są szczególnie widoczne, a zasadność jej stosowania uzależniona jest w znacznym stopniu od siły oddziaływania dochodów i wydatków publicznych na fluktuacje gospodarcze.

Układ opracowania jest następujący. W pierwszej kolejności przedstawiono ogólną charakterystykę aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej. Następnie oszacowany został wpływ komponentów strukturalnych i cyklicznych dochodów i

wydatków publicznych na kształtowanie się koniunktury w gospodarce polskiej. Na podstawie przeprowadzonych oszacowań poddano analizie oddziaływanie polityki fiskalnej na synchronizację cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro oraz zdefiniowano poziom nierównowagi finansów publicznych optymalny z punktu widzenia synchronizacji cykli. Opracowanie kończy się podsumowaniem oraz wnioskami z przeprowadzonej analizy.

1. Znaczenie oraz metody wyodrębniania aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej

Politykę fiskalną podzielić można na politykę aktywną, związaną z działaniami państwa, oraz pasywną, wynikającą z występowania automatycznych stabilizatorów koniunktury (por. np. Owskiak, 2002, Moździerz, 2009). Ww. rodzaje polityki mają odmienny charakter oraz przyczyny występowania, m.in. w odróżnieniu od polityki aktywnej, uruchomienie automatycznych stabilizatorów koniunktury nie wymaga decyzji podmiotów odpowiedzialnych za politykę fiskalną. Wyodrębnienie skutków działania automatycznych stabilizatorów koniunktury umożliwia bardziej precyzyjną ocenę prowadzonej polityki fiskalnej. W niniejszym podrozdziale przedstawiono ogólną charakterystykę aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej oraz związanymi z nią komponentami strukturalnymi i cyklicznymi deficytu sektora finansów publicznych.

1.1. Aktywna i pasywna polityka fiskalna a deficyt strukturalny i cykliczny

Zmiany deficytu budżetowego w ramach pasywnej polityki fiskalnej są następstwem właściwej niektórym rodzajom podatków i wydatków publicznych wrażliwości na zmiany dochodu narodowego i bezrobocia. W okresie recesji, wraz ze spadkiem produkcji, zatrudnienia oraz dochodów ludności i firm, maleją również dochody budżetowe. Natomiast wysokość wydatków publicznych związanych z bezrobociem podczas recesji ulega zwiększeniu. W wyniku tego, przy niezmienionej polityce fiskalnej, deficyt budżetowy rośnie podczas recesji i maleje w okresie ożywienia. Pasywna polityka fiskalna jest więc związana z występowaniem cyklicznego deficytu sektora finansów publicznych, będącego rezultatem cyklu koniunkturalnego (por. Owskiak, 2002).¹

¹ Jak wskazują Pietrzak, Polański i Woźniak (2003), s. 692 - „deficyt cykliczny (koniunkturalny) jest rezultatem cyklicznego przebiegu procesów gospodarczych, obrazuje wpływ cyklu koniunkturalnego na zmiany w dochodach i wydatkach budżetu i jest niezależny od bieżącej polityki fiskalnej”.

Aktywna polityka fiskalna jest natomiast związana ze zmianami dochodów i wydatków publicznych, nie wynikającymi z wahań koniunktury. Aktywną politykę fiskalną określa strukturalny deficyt sektora finansów publicznych. Deficyt strukturalny jest wielkością hipotetyczną, informującą o tym, jaka byłaby wysokość deficytu, gdyby rzeczywista produkcja równała się produkcji potencjalnej, czyli nie występowała luka produkcyjna.² Deficyt strukturalny uzyskuje się więc poprzez skorygowanie rzeczywistego deficytu o wpływ czynników cyklicznych.³ Wyodrębnienie komponentu strukturalnego i cyklicznego w deficycie budżetowym umożliwia identyfikację źródeł powstawania deficytu budżetowego, określenie czy wynika on ze zmian koniunktury gospodarczej czy z rozwiązań systemowych (Murchison, Robbins, 2002).

Deficyt strukturalny jest używany jako bardziej precyzyjna, niż całkowity deficyt, miara restrykcyjności prowadzonej polityki fiskalnej (por. Chalk, 2002, Pietrzak, Polański, Woźniak, 2003). Posługiwanie się wysokością nie skorygowanego o wahania cykliczne deficytu budżetowego może bowiem mylnie wskazywać na zaostrzenie polityki fiskalnej podczas ożywienia i poluzowanie podczas recesji (por. Owsiak, Kosek-Wojnar, Surówka, 1993).

Kształtowanie się deficytu strukturalnego stanowi przybliżoną miarę dyskrecjonalnych działań państwa. Jednak, jak wskazuje Wojtyna (2003), deficyt strukturalny nie jest idealnym miernikiem działań władz fiskalnych, ponieważ na deficyt budżetowy mogą mieć wpływ niecykliczne zmiany o charakterze autonomicznym,⁴ a na bieżącą sytuację nakładają się skutki decyzji podjętych w poprzednich latach. Natomiast Bailey (1995), choć uważa, że wysokość deficytu strukturalnego jest zasadniczo związana z prowadzoną polityką dyskrecjonalną, to również wskazuje na przypadki, gdy zmiany deficytu strukturalnego nie następują w

² „Element strukturalny deficytu informuje, jaka jest relacja między dochodami i wydatkami budżetu przy przeciętnym (normalnym) poziomie aktywności gospodarczej” (Lubiński, 2002, s. 18).

³ Oprócz określenia „deficyt strukturalny” stosuje się również określenie „deficyt przy pełnym zatrudnieniu” oraz „deficyt skorygowany o wahania cykliczne” (Musgrave, Musgrave, 1989, European Commission, 2000).

⁴ Np. zwiększenie zróżnicowania dochodów prowadzące do wzrostu dochodów ze względu na progresywny system podatkowy.

wyniku dyskrecjonalnej polityki państwa, lecz zmian strukturalnych.⁵ Ponadto, nawet wówczas, gdy nie występują szoki strukturalne, zmiana wysokości deficytu skorygowanego o wahania cykliczne nie musi wiązać się ze zmianą prowadzonej polityki fiskalnej. Przykładowo, wydatki publiczne zazwyczaj rosną wraz ze wzrostem liczby ludności, inflacją, czy też wzrostem poziomu technologicznego niektórych usług, np. służby zdrowia. Jeżeli zmienne te rosną w innym tempie niż PKB, automatycznie pociąga to za sobą zmianę relacji wydatków publicznych do PKB. Wpływa to na zmianę deficytu strukturalnego w relacji do PKB, nie wynika jednak ze zmiany polityki fiskalnej (por. Murchison i Robbins, 2002).⁶

Zmiany w poziomie deficytu strukturalnego nie zawsze informują również precyzyjnie o wpływie polityki fiskalnej na gospodarkę. Przykładowo, oddziaływanie zmiany deficytu strukturalnego na łączny popyt zależy od tego, czy nastąpi ona na skutek zmian w dochodach, czy w wydatkach publicznych (por. Wojtyna, 2003). Wpływ aktywnej polityki fiskalnej na gospodarkę wyznaczyć można poprzez przyporządkowanie dochodom i wydatkom strukturalnym wag określających siłę ich oddziaływania na wysokość popytu globalnego (por. Murchison i Robbins, 2002).⁷ Im większa dekompozycja deficytu skorygowanego o wahania cykliczne tym dokładniejsza ocena efektów polityki fiskalnej.⁸

⁵ Również Chalk (2002) wskazuje, że wysokość deficytu strukturalnego wynika nie tylko z dyskrecjonalnej polityki fiskalnej, ale i z szoków strukturalnych niezależnych od polityki fiskalnej, np. ze zmian cen ropy naftowej, zmian inflacji, czy zmian kursu walutowego. Dlatego autor ten osobno analizuje strukturalny i dyskrecjonalny komponent deficytu budżetowego.

⁶ Z powyższych względów kształtowanie się deficytu strukturalnego w niniejszej pracy nie jest interpretowane jako miara restrykcyjności bieżących działań fiskalnych.

⁷ Murchison i Robbins (2002) wyróżniają dwa wskaźniki: deficyt skorygowany o wahania cykliczne oraz poziom restrykcyjności polityki fiskalnej. Według ww. autorów deficyt skorygowany o wahania cykliczne informuje o wysokości deficytu budżetowego niezależnego od wahań koniunktury i wynikającego z rozwiązań systemowych, natomiast poziom restrykcyjności polityki fiskalnej informuje o wpływie polityki fiskalnej na gospodarkę. Murchison i Robbins proponują stosowanie określenia ekspansywna i restrykcyjna polityka fiskalna w przypadku analizy poziomu restrykcyjności polityki fiskalnej. Natomiast w przypadku zmian wysokości deficytu skorygowanego o wahania cykliczne, ukazujących zmiany zbilansowania finansów publicznych w średnim okresie, można według nich mówić o pogorszeniu lub polepszeniu polityki fiskalnej.

⁸ W celu uwzględnienia możliwych różnic w oddziaływaniu poszczególnych komponentów sektora finansów publicznych w niniejszej pracy dokonano dekompozycji deficytu strukturalnego na strukturalne dochody i strukturalne wydatki publiczne. Bardziej szczegółowa dekompozycja nie była możliwa ze względu na relatywnie krótkie szeregi czasowe.

Mimo wymienionych powyżej ograniczeń, deficyt strukturalny stanowi istotną miarę oceny polityki fiskalnej w Unii Gospodarczej i Walutowej. Według zapisów zawartych w Pakcie Stabilności i Wzrostu państwa należące do strefy euro powinny utrzymywać nadwyżkę lub zbilansowane saldo strukturalne (por. European Commission, 2003, 2010). W pierwszych latach funkcjonowania Paktu Stabilności i Wzrostu wymóg zrównoważenia strukturalnego salda sektora finansów publicznych był zawarty jedynie *implicite*. Tworząc Pakt Stabilności i Wzrostu przyjęto, że państwa Unii powinny przyjąć średniookresowy cel utrzymywania zrównoważonego salda sektora finansów publicznych lub nadwyżki budżetowej. Zarówno na poziomie poszczególnych rządów, jak i na poziomie Komisji Europejskiej standardową praktyką była ocena spełnienia zawartego w Pakt Stabilności i Wzrostu zapisu dotyczącego średniookresowego celu utrzymywania zrównoważonego salda na podstawie deficytu strukturalnego (Momigliano, Staderini, 1999). Interpretowano, że ocena celów średniookresowych krajów członkowskich i zbadanie spełnienia tych celów musi uwzględniać pozycję danego kraju w ramach cyklu i wynikający z tego efekt dla salda budżetowego, a średni okres interpretowany powinien być jako czas trwania cyklu koniunkturalnego (Franco, 1999). W 2002 roku Komisja Europejska *explicite* przyjęła, że ocena polityki fiskalnej powinna opierać się na wielkości strukturalnego salda sektora finansów publicznych (por. European Commission, 2002). Zgodnie z wytycznymi Komisji Europejskiej średniookresowy cel budżetowy powinien dotyczyć salda skorygowanego o wahania cykliczne (European Commission, 2003, 2011). Zatem polityka fiskalna w strefie euro według zapisów Paktu Stabilności i Wzrostu powinna umożliwiać działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury (por. Morris, Ongena, Schuknecht, 2006, European Commission, 2010).

Z punktu widzenia działania automatycznych stabilizatorów koniunktury istotne jest również wprowadzenie tzw. sześciopaku, czyli przyjętego w 2011r. pakietu dyrektyw i rozporządzeń, które mają wzmocnić nadzór nad finansami publicznymi państw Unii Europejskiej. Zgodnie z jedną z przyjętych w 2011 roku regulacji zawartych w „sześciopaku” wydatki publiczne państw Unii nie powinny

zwiększać się szybciej niż PKB w średniej perspektywie.⁹ W rezultacie strukturalny poziom wydatków publicznych nie powinien ulegać zwiększeniu,¹⁰ natomiast umożliwia się występowanie fluktuacji kategorii budżetowych, wynikające z działania automatycznych stabilizatorów. Do plusów wprowadzonego rozwiązania, w porównaniu z oceną polityki fiskalnej w oparciu o poziom deficytu strukturalnego zaliczyć można to, że opiera się ono na zmiennej obserwowalnej, która jest bardziej przejrzysta i czytelna dla opinii publicznej niż deficyt skorygowany o wahania cykliczne (por. European Commission, 2011).

1.2. *Polityka dyskrecjonalna versus automatyczne stabilizatory koniunktury*

Dyskusja, czy istnieje uzasadnienie dla aktywnego reagowania narzędziami polityki fiskalnej na przejściowe fluktuacje gospodarcze ma odbicie w bogatym dorobku teoretycznym na ten temat w literaturze światowej. W kolejnych okresach rozwoju makroekonomii dominowały w tej kwestii różne poglądy. Wielki Kryzys w latach trzydziestych XX w. i teoria J. M. Keynesa utorowały drogę koncepcji korygowania niedoskonałości rynku drogą interwencji państwa. Przekonanie o słuszności aktywnej polityki regulacji łącznego popytu przez politykę fiskalną uległo wyraźnemu osłabieniu w latach siedemdziesiątych, zarówno pod wpływem doświadczenia stagflacji, jak i ważnych teorii zaliczanych do nurtu nowej szkoły klasycznej (Barro, 1974, Sargent i Wallace, 1976, Kydland, Prescott, 1977). Od lat dziewięćdziesiątych zauważyć można znaczący renesans zainteresowania możliwymi reakcjami polityki fiskalnej na fluktuacje gospodarcze, związany przede wszystkim z nową ekonomią keynesistowską (por. Linnemann, Schabert, 2003). Nadal jednak z reguły przyjmuje się, że automatyczne stabilizatory koniunktury stanowią szybsze i bardziej przewidywalne narzędzie stabilizowania koniunktury niż aktywna polityka fiskalna (por. Wojtyna, 2003).

Aktywna polityka fiskalna może być nieskutecznym narzędziem ograniczania wahań koniunktury ze względu na znaczne opóźnienie pomiędzy

⁹ Poza zasiłkami dla bezrobotnych oraz wydatkami mającymi pokrycie w dodatkowych dochodach, bezpośrednio wynikających ze zmian w przepisach podatkowych (por. European Commission, 2011).

¹⁰ Lub być finansowany strukturalnymi zmianami dochodów publicznych.

okresem, w którym powinno się zastosować bodziec fiskalny, a okresem, w którym w rzeczywistości zaczyna on oddziaływać na gospodarkę. Według Stiglitz (1988), ze względu na długie i nieprzewidywalne opóźnienia pomiędzy wystąpieniem recesji a pojawieniem się skutków zmiany polityki fiskalnej, próby stabilizacji koniunktury poprzez dyskrecjonalne zmiany w polityce fiskalnej doprowadzić mogą do wzmocnienia wahań łącznego popytu. Mimo że problem opóźnień w polityce gospodarczej analizowany był początkowo z punktu widzenia polityki pieniężnej, to problem opóźnień jest nawet poważniejszy w przypadku polityki fiskalnej, m.in. ze względu na fakt, że polityka fiskalna charakteryzuje się długim procesem decyzyjnym (por. Belka, 2003).

Występowanie automatycznych stabilizatorów koniunktury sprzyja wygładzeniu konsumpcji i PKB (por. m.in. Musgrave, Musgrave, 1989, Buiter, 1990). Poprzez wpływ na kształtowanie się produkcji automatyczne stabilizatory oddziałują też na zmniejszenie wahań bezrobocia (por. Wojtyła, 2003). Działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury, oprócz wpływu na zmniejszenie krótkookresowych wahań produkcji i zatrudnienia, zapobiega też częstym zmianom w systemie podatkowym i prowadzić może do podwyższenia długookresowej ścieżki PKB (por. van den Noord, 2000). Oparcie polityki fiskalnej jedynie na automatycznych stabilizatorach powinno zapewniać że:

- polityka fiskalna wpływa na ograniczenie wahań PKB (saldo budżetowe jest procykliczne),
- automatyczne stabilizatory oddziałują symetrycznie w ramach cyklu (działają zarówno podczas ożywienia jak i recesji),
- nie występują opóźnienia informacyjne i decyzyjne,
- stopy podatkowe nie ulegają wahaniom w ramach cyklu.

Do minusów automatycznych stabilizatorów koniunktury można zaliczyć to, że w przypadku trwałego szoku podażowego działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury opóźnia dostosowanie PKB do nowego poziomu potencjalnego (por. Brunila, Buti, in't Vel, 2002). Prowadzenie jedynie biernej polityki fiskalnej w przypadku przy występowaniu deficytu strukturalnego prowadzi do narastania długu publicznego. Ponadto w przypadku znacznego ograniczenia

PKB działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury może prowadzić bardzo wysokiego poziomu deficytu finansów publicznych, negatywnie wpływającego na postrzeganie stabilności finansowej danego kraju. Wpływ działania automatycznych stabilizatorów na poziom nierównowagi finansów publicznych był szczególnie widoczny w okresie obecnego kryzysu finansowego. Wzrost średniego poziomu deficytu finansów publicznych w krajach Unii Europejskiej o 6,1 punktu proc. pomiędzy 2007 a 2009 rokiem wynikał bowiem aż w 50% z działania automatycznych stabilizatorów koniunktury (European Commission, 2011).

Wahania koniunktury powodują powstanie cyklicznego komponentu deficytu budżetowego, który z kolei działa jako automatyczny stabilizator koniunktury, zmniejszając skalę wahań PKB. Istnienie sprzężenia zwrotnego między deficytem cyklicznym a wysokością wahań PKB sprawia, że działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury zmniejsza siłę oddziaływania dyskrecjonalnej polityki fiskalnej na gospodarkę. W celu zwiększenia PKB o określoną wielkość wzrost wydatków rządowych musi być wyższy przy występowaniu automatycznych stabilizatorów koniunktury niż w sytuacji braku ich występowania. Musgrave i Musgrave (1989) ukazują tę zależność za pomocą mnożnika wydatków rządowych:

$$(1) \quad \Delta Y = \frac{1}{1-c} \Delta G = \frac{1}{1-c(1-t)} \Delta G' ,$$

gdzie:

ΔG - wzrost wydatków bez występowania automatycznych stabilizatorów koniunktury,

$\Delta G'$ - wzrost wydatków przy występowaniu automatycznych stabilizatorów,

Y – produkcja,

c - krańcowa skłonność do konsumpcji,

t - stopa podatkowa.

A zatem otrzymuje się:

$$(2) \quad \Delta G' = \frac{1-c(1-t)}{1-c} \Delta G .$$

czyli:

$$(3) \quad \Delta G' > \Delta G ,$$

W celu zwiększenia PKB o określoną wielkość wzrost wydatków rządowych musi być więc wyższy przy występowaniu automatycznych stabilizatorów koniunktury niż w sytuacji braku ich występowania.

1.3. Metody wyodrębniania deficytu strukturalnego i cyklicznego

Najczęściej stosowaną metodą wyznaczania deficytu strukturalnego i cyklicznego jest metoda oparta na szacunkach luki produkcyjnej oraz szacunkach elastyczności dochodów i wydatków budżetowych względem PKB (por. Fedelino, Ivanova, Horton, 2009, European Commission, 2011). Metoda ta, określana jako metoda typu „luka produkcyjna + elastyczność” (*output gap + elasticity approach*),¹¹ stosowana jest przez większość organizacji międzynarodowych, m.in. przez OECD, MFW i Komisję Europejską. Do innych, rzadziej stosowanych metod dekompozycji deficytu zaliczyć można metody oparte na wyznaczaniu trendów podstawowych kategorii dochodów i wydatków budżetowych (por. Brandner, Diebalek i Schuberth, 1998), wyodrębnianiu cyklicznych komponentów poszczególnych zmiennych makroekonomicznych (por. Langenus, 1999 oraz Momigliano, Staderini, 1999), zastąpieniu produkcji potencjalnej obserwowalnym wskaźnikiem makroekonomicznym (por. Blanchard, 1990, Assarsson, Gidehag, Zettegren, 1999, Brunila, Tujula, 1999, Hansen, 1999), lub analizie poszczególnych działań dyskrecjonalnych państwa (Devries i in., 2011).

W niniejszym opracowaniu deficyt strukturalny i cykliczny wyodrębniony został w oparciu o metodę „luka produkcyjna + elastyczność”, ponieważ przy jej stosowaniu wysokość komponentu cyklicznego:

- nie zawiera przejściowych efektów polityki fiskalnej, nie związanych z wahaniami koniunktury (w odróżnieniu od metody stosowanej przez Brandnera, Diebaleka i Schubertha (1998), w której komponent cykliczny zawiera również czynniki przejściowe, nie wynikające z fluktuacji gospodarczych),

¹¹ Na określenie różnicy pomiędzy produkcją rzeczywistą a potencjalną stosuje się również określenie komponent cykliczny lub luka popytowa.

- uzależniona jest 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), bierze pod uwagę, że wahania koniunktury mogą wynikać z innych przyczyn niż fluktuacje stopy bezrobocia.

Jednocześnie również metoda oparta na szacunkach luki produkcyjnej i elastyczności posiada pewne ograniczenia, m.in. w otrzymane wyniki uzależnione są w znaczny sposób od oszacowań luki produkcyjnej, której wielkość jest trudna do precyzyjnego wyznaczenia, szczególnie w końcowym okresie próby.¹² Z tego względu w pracy ukazując skutki polityki fiskalnej przedstawiono analizy wariantowe, ukazujące wpływ polityki fiskalnej przy różnych założeniach dotyczących luki produktowej.

Zakładając, 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 otrzymuje się (por. Brandner, Diebalek, Schuberth, 1998, Fedelino, Ivanova, Horton, 2009):

$$(4) \quad \frac{R_{i,t}^S}{R_{i,t}} = \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\varepsilon_i},$$

$$(5) \quad \frac{E_{j,t}^S}{E_{j,t}} = \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\beta_j},$$

gdzie:

$R_{i,t}$ - dochody publiczne kategorii i ,

$E_{j,t}$ - wydatki publiczne kategorii j ,

¹² Jak wskazano w European Commission (2011) niewłaściwe szacunki Komisji Europejskiej luk produkcyjnych 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 kształtowanie się dochodów i wydatków publicznych poprzez inne kanały niż fluktuacje PKB (por. European Commission, 2011).

$R_{i,t}^S$ - strukturalne dochody publiczne kategorii i ,

$E_{j,t}^S$ - strukturalne wydatki publiczne kategorii j .

ε_i - krótkookresowa elastyczność dochodów publicznych kategorii i względem PKB,

β_j - krótkookresowa elastyczność wydatków publicznych kategorii j względem PKB,

Y_t - PKB,

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

Zatem strukturalne dochody i wydatki publiczne określone są wzorami postaci::

$$(6) \quad R_{i,t}^S = R_{i,t} \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\varepsilon_i},$$

$$(7) \quad E_{j,t}^S = E_{j,t} \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\beta_j}.$$

Na podstawie równań (6) i (7) otrzymuje się, że strukturalny komponent salda budżetowego określony jest wzorem postaci:

$$(8) \quad B_t^S = \sum_{i=1}^p R_{i,t} \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\varepsilon_i} - \sum_{j=1}^q E_{j,t} \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\beta_j}.$$

Strukturalny deficyt budżetowy zapisać można w postaci, w której wysokość deficytu uzależniona jest od wysokości luki produkcyjnej. Logarytmując obie strony równania (4) otrzymuje się:

$$(9) \quad \ln R_{i,t}^S - \ln R_{i,t} = \varepsilon_i (\ln Y_t^P - \ln Y_t),$$

czyli:

$$(10) \quad \ln R_{i,t}^S - \ln R_{i,t} = -\varepsilon_i (\ln Y_t - \ln Y_t^P).$$

Różnica logarytmów w przybliżeniu równa się procentowej różnicy, zatem:

$$(11) \quad \frac{R_{i,t}^S - R_{i,t}}{R_{i,t}} = -\varepsilon_i \left(\frac{Y_t - Y_t^P}{Y_t^P} \right).$$

Uwzględniając, że:

$$(12) \quad \tilde{y}_t = \frac{Y_t - Y_t^P}{Y_t^P}$$

gdzie \tilde{y}_t oznacza lukę produkcyjną, otrzymuje się:

$$(13) \quad \frac{R_{i,t}^S - R_{i,t}}{R_{i,t}} = -\varepsilon_i \tilde{y}_t,$$

Tak więc:

$$(14) \quad R_{i,t}^S = R_{i,t} - R_{i,t} \varepsilon_i \tilde{y}_t.$$

Analogiczne zależności dotyczą wydatków budżetowych. Zatem na podstawie równania (5) otrzymuje się:

$$(15) \quad E_{j,t}^S = E_{j,t} - E_{j,t} \beta_j \tilde{y}_t.$$

Deficyt strukturalny można więc określić wzorem:

$$(16) \quad B_t^S = \sum_{i=1}^p R_{i,t} - \sum_{j=1}^q E_{j,t} - \left(\sum_{i=1}^p R_{i,t} \varepsilon_i \tilde{y}_t - \sum_{j=1}^q E_{j,t} \beta_j \tilde{y}_t \right).$$

Deficyt strukturalny wyznaczony na podstawie powyższych równań zawiera wszystkie nieregularne czynniki, które nie zależą od fluktuacji gospodarczych (por. Brandner, Diebalek, Schuberth, 1998). Zatem, jak wskazuje Momigliano (1999), deficyt strukturalny wyznaczony na podstawie przedstawionej powyżej metody jest synonimem deficytu skorygowanego o wahania cykliczne (deficytu skorygowanego o efekty wahań PKB).

Cykliczne saldo (B_t^C), dochody ($R_{i,t}^C$) i wydatki publiczne ($E_{j,t}^C$) określa się jako wynikające z odchyleń PKB od poziomu potencjalnego różnice między wielkościami rzeczywistymi a strukturalnymi, czyli:

$$(17) \quad B_t^C = B_t - B_t^S,$$

$$(18) \quad R_{i,t}^C = R_{i,t} - R_{i,t}^S = R_{i,t} \left[1 - \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\varepsilon_i} \right],$$

$$(19) \quad E_{j,t}^C = E_{j,t} - E_{j,t}^S = E_{j,t} \left[1 - \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\beta_j} \right].$$

gdzie B_t oznacza saldo sektora finansów publicznych

Na podstawie powyższych równań otrzymuje się, że cykliczny komponent salda budżetowego (B_t^C) określa wzór postaci:

$$(20) \quad B_t^C = \sum_{i=1}^p R_{i,t} \left[1 - \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\varepsilon_i} \right] - \sum_{j=1}^q E_{j,t} \left[1 - \left(\frac{Y_t^P}{Y_t} \right)^{\beta_j} \right] .$$

Zastosowanie równań (14) i (15) umożliwia uproszczenie zapisu cyklicznych dochodów i wydatków budżetowych. Dochody i wydatki cykliczne definiowane są jako różnice między wielkościami rzeczywistymi a strukturalnymi, zatem na podstawie równań (14) i (15) otrzymuje się:

$$(21) \quad R_{i,t}^C = R_{i,t} \varepsilon_i \tilde{y}_t ,$$

$$(22) \quad E_{i,t}^C = E_{i,t} \beta_i \tilde{y}_t ,$$

czyli:

$$(23) \quad B_t^C = \left(\sum_{i=1}^p R_{i,t} \varepsilon_i - \sum_{j=1}^q E_{j,t} \beta_j \right) \tilde{y}_t .$$

Jak wynika z równań (16) i (23), wysokość strukturalnego i cyklicznego deficytu budżetowego uzależniona jest od kształtowania się luki produkcyjnej oraz krótkookresowych elastyczności dochodów i wydatków budżetowych. Zatem, przy zastosowaniu opisanej powyżej metody typu „luka produkcyjna + elastyczność”, w celu oszacowania strukturalnego i cyklicznego komponentu deficytu budżetowego konieczne jest wyznaczenie PKB skorygowanego o wahania cykliczne i na tej podstawie określenie luki produkcyjnej oraz krótkookresowych elastyczności poszczególnych dochodów i wydatków budżetowych względem PKB.

Elastyczności dochodów i wydatków publicznych względem PKB szacować można 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 w oparciu o makromodel ekonometryczny na podstawie symulacji wyznacza się wpływ na dochody i wydatki budżetowe szoku polegającego na zmianie wysokości luki produkcyjnej o 1 pkt proc. Podejście to umożliwia wyodrębnienie wpływu różnych rodzajów szoków. Zarazem jednak

wysokość otrzymanych na podstawie makromodelu ekonometrycznego elastyczności dochodów i wydatków budżetowych zależy od specyfikacji konkretnego makromodelu, co utrudnia dokonywanie porównań międzynarodowych.

Przy wyznaczaniu elastyczności dochodów (wydatków) budżetowych względem PKB w oparciu o liniową funkcję regresji jako zmienną objaśnianą przyjmuje się wysokość analizowanego dochodu (wydatku) budżetowego, a jako zmienne objaśniające przyjmuje się 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 przedstawione jest w opracowaniu Urla (1997), w którym każdy z dochodów budżetowych zdekomponowany jest na strukturalną część wynikającą z produkcji potencjalnej i zmieniających się w czasie parametrów polityki fiskalnej oraz na część cykliczną wynikającą z luki produkcyjnej (por. też Brandner, Diebalek, Schuberth, 1998). Zatem poziom dochodu budżetowego jest określony przez zmiany systemowe, produkcję potencjalną i odchylenia produkcji od poziomu potencjalnego. Rzeczywista produkcja jest zdekomponowana 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. Metoda ta 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 obciążone dużym błędem, a 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 w oszacowaniu elastyczności dochodów budżetowych względem PKB zawarty będzie również wpływ tych dyskrecjonalnych działań państwa (por. Murchison, Robbins, 2002).

W niniejszym opracowaniu, ze względu na przedstawione powyżej mankamenty wyznaczania elastyczności wyłącznie na podstawie analizy ekonometrycznej, zastosowano metodę dwustopniową, wykorzystującą analizę systemu podatkowego. W metodzie dwustopniowej w pierwszym kroku, na podstawie danych dotyczących systemu podatkowego, bada się zależność pomiędzy wpływami podatkowymi a bazą podatkową, a w drugim kroku wyznacza się równanie regresji między bazą podatkową (lub zmienną makroekonomiczną stanowiącą przybliżenie bazy podatkowej) a PKB (por. Coricelli, Ercolani, 2002).

Elastyczność dochodu budżetowego względem PKB rozbija się zatem na dwa komponenty: elastyczność bazy podatkowej względem PKB i elastyczności wysokości podatku względem bazy podatkowej. Tak więc:

$$(24) \quad \varepsilon_i = ER_{TB} ETB_Y = \left(\frac{\partial R_i}{\partial TB_i} \frac{TB_i}{R_i} \right) \left(\frac{\partial TB_i}{\partial Y} \frac{Y}{TB_i} \right),$$

gdzie:

TB_i - baza podatkowa (lub zmienna makroekonomiczna stanowiąca przybliżenie bazy podatkowej),

ER_{TB} - krótkookresowa elastyczność wysokości podatku względem bazy podatkowej,

ETB_Y - krótkookresowa elastyczność bazy podatkowej względem PKB.

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 określa natomiast 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 wybrana zmienna makroekonomiczna stanowi dokładniejsze przybliżenie bazy podatkowej i im jest ściślej powiązana z PKB, tym dokładniejsze jest szacowanie elastyczności podatków na podstawie analizy rozwiązań prawnych (por. Momigliano, Staderini, 1999).

Opisana powyżej, dwustopniowa metoda wyznaczania elastyczności jest stosowana do badania wpływu wahań koniunktury na dochody budżetowe m.in. przez OECD i Międzynarodowy Fundusz Walutowy. Dwustopniowa metoda wyznaczania krótkookresowych elastyczności kategorii budżetowych względem PKB została również zastosowana w niniejszym opracowaniu.

2. Oddziaływanie aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej na przebieg fluktuacji gospodarczych w Polsce

Na sposób oddziaływania polityki fiskalnej na przebieg wahań koniunktury wpływ ma wiele czynników, zależnych od uwarunkowań danego kraju. Z jednej strony, siła wpływu automatycznych stabilizatorów koniunktury uzależniona jest od wynikającej z kształtu systemu podatkowego wrażliwości wpływów z podatków na fluktuacje gospodarcze oraz elastyczności wydatków związanych z bezrobociem względem PKB. Z drugiej strony, na oddziaływanie aktywnej polityki fiskalnej na niwelowanie fluktuacji gospodarczych ma wpływ cykliczność prowadzonej polityki. Zatem znaczenie aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej w wygładzaniu wahań koniunktury w poszczególnych krajach może być odmienne.

W niniejszym podrozdziale oszacowano wpływ aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej na kształtowanie się wahań koniunktury w gospodarce polskiej. Estymacje wykonane zostały na podstawie danych kwartalnych Eurostatu oraz GUS z lat 1995-2010 oraz danych rocznych Ministerstwa Finansów dotyczących systemu podatkowego.

W celu wyodrębnienia oddziaływania aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej w pierwszej kolejności przeprowadzono dekompozycję dochodów i wydatków publicznych na część strukturalną i cykliczną. W dalszej kolejności oszacowano siłę oddziaływania zmian w strukturalnych dochodach i wydatkach publicznych na kształtowanie się PKB. Następnie zanalizowany został wpływ aktywnej polityki fiskalnej na przebieg fluktuacji gospodarczych oraz oddziaływanie automatycznych stabilizatorów na wygładzenie wahań koniunktury w gospodarce polskiej.

2.1. *Dekompozycja dochodów publicznych na komponent cykliczny i strukturalny*

Dekompozycja dochodów na część strukturalną i cykliczną przeprowadzona została dwuetapowo. W pierwszej kolejności, w oparciu o oszacowania krótkookresowych elastyczności poszczególnych podatków względem PKB oraz szacunki luki produkcyjnej, wyznaczono cykliczne komponenty zmiennych

wrażliwych na wahania koniunktury. Następnie, rzeczywiste dochody publiczne skorygowano o wyznaczone komponenty cykliczne, uzyskując strukturalne dochody sektora finansów publicznych.

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). Wysokość cyklicznych komponentów poszczególnych podatków uzależniona jest od ich krótkookresowych elastyczności względem PKB oraz wysokości luki produkcyjnej w danym okresie.

Krótkookresową elastyczność wpływów podatkowych z PIT względem PKB wyznaczono przy założeniu, że nowi pracownicy charakteryzują się takim samym rozkładem wynagrodzeń, jak pracownicy wcześniej zatrudnieni (por. Giorno, Richardson, Roseveare, van den Noord, 1995), czyli:

$$(25) \quad \varepsilon_{PIT,Y} = \frac{\partial PIT}{\partial Y} \frac{Y}{PIT} = \frac{\partial[(PIT/L)L]}{\partial Y} \frac{Y}{PIT} =$$

$$= \left(\frac{\partial(PIT/L)}{\partial w} \frac{w}{PIT/L} \right) \left(\frac{\partial w}{\partial Y} \frac{Y}{w} \right) + \frac{\partial L}{\partial Y} \frac{Y}{L}$$

gdzie:

$\varepsilon_{PIT,Y}$ - krótkookresowa elastyczność wpływów z PIT względem PKB,

PIT – wpływy z podatku dochodowego od osób fizycznych (bez opcji podatkowej),¹³

L – zatrudnienie,

w - średni poziom wynagrodzeń.¹⁴

¹³ W podatku PIT wyodrębnić można podatek rozliczany na zasadach ogólnych oraz tzw. opcją podatkową, czyli podatek liniowy płacony przez przedsiębiorców. Reakcja na wahania koniunktury wpływów budżetowych z opcji podatkowej jest odmienna niż w przypadku podatku rozliczanego na zasadach ogólnych, ponieważ w opcja podatkowa nie jest systemem progresywnym, a jej baza podatkowa nie jest uzależniona od poziomu wynagrodzeń, lecz od zysków przedsiębiorstw. Z tych względów w opracowaniu wpływy z opcji podatkowej wyłączono z podatku PIT i analizowano łącznie z podatkiem CIT.

¹⁴ W pracy analizowany jest główny składnik bazy podatkowej podatku PIT rozliczanego na zasadach ogólnych, czyli dochody z wynagrodzeń. Na bazę podatkową składają się również inne

Powyższe równanie można zapisać w postaci:

$$(26) \quad \varepsilon_{PIT,Y} = \varepsilon_{pit,w} \varepsilon_{w,Y} + \varepsilon_{E,Y} \quad ,$$

gdzie:

$\varepsilon_{E,Y}$ - krótkookresowa elastyczność liczby podatników względem PKB (której przybliżenie stanowi krótkookresowa elastyczność zatrudnienia względem PKB),

$\varepsilon_{w,Y}$ - krótkookresowa elastyczność przeciętnego wynagrodzenia w danej grupie podatników względem PKB (której przybliżenie stanowi krótkookresowa elastyczność przeciętnej stawki płac względem PKB),

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

Wpływ wzrostu przeciętnej stawki płac na wpływy podatkowe zależy od systemu podatkowego. Czym większe różnice między krańcowymi a przeciętnymi stawkami podatkowymi tym silniejszy wpływ wahań przeciętnej stawki płac na fluktuacje wpływów z podatku PIT. Zatem im silniejsza progresja podatkowa tym większa elastyczność wysokości płaconego podatku względem wynagrodzenia.

Krótkookresową elastyczność wpływów z PIT przypadających na jednego podatnika oszacować można poprzez 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, Richardson, Roseveare, van den Noord, 1995):

$$(27) \quad \varepsilon_{pit,w} = \sum_{j=1}^n \frac{PIT_j}{PIT} \frac{\frac{\partial pit_j}{\partial tb_j}}{\frac{pit_j}{tb_j}} \quad ,$$

gdzie:

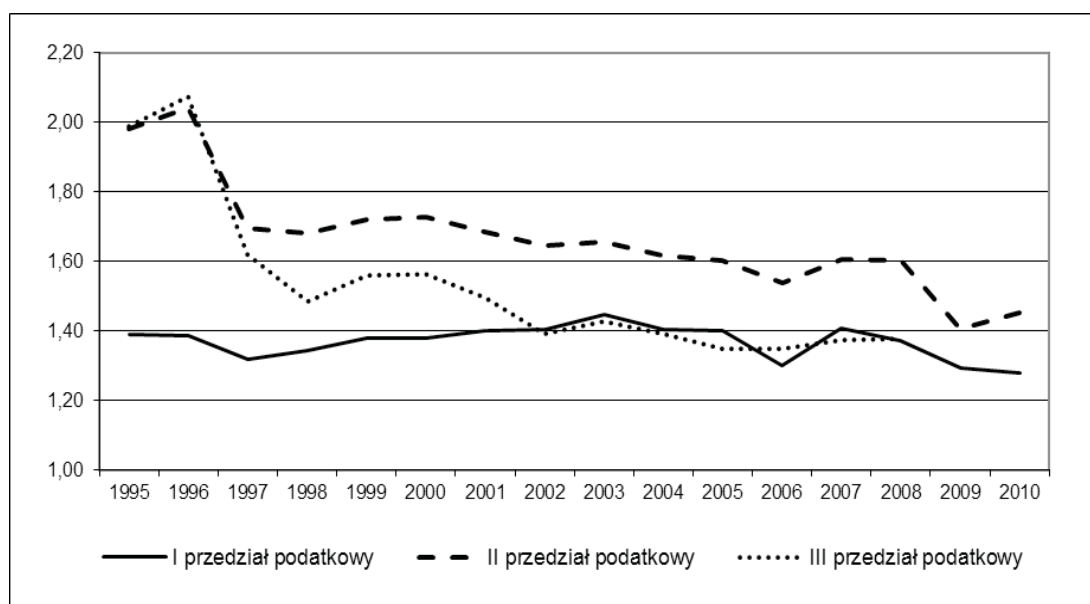
PIT_j - wpływy podatkowe od podatników należących do j -tego przedziału podatkowego,

elementy, m.in. emerytury, renty, dochody z umów zleceń i o dzieło (szerzej na temat bardziej szczegółowej dekompozycji elastyczności wpływów z PIT względem PKB por. Krajewski, 2005).

$\frac{\partial pit_j}{\partial tb_j}$ - krańcowa stopa podatkowa dla j -tego przedziału podatkowego,

$\frac{pit_j}{tb_j}$ - efektywna (przeciętna) stopa podatkowa dla j -tego przedziału podatkowego.

Wykres 1. Stosunek krańcowych do przeciętnych stóp podatkowych w podatku PIT rozliczanym na zasadach ogólnych w latach 1995-2010

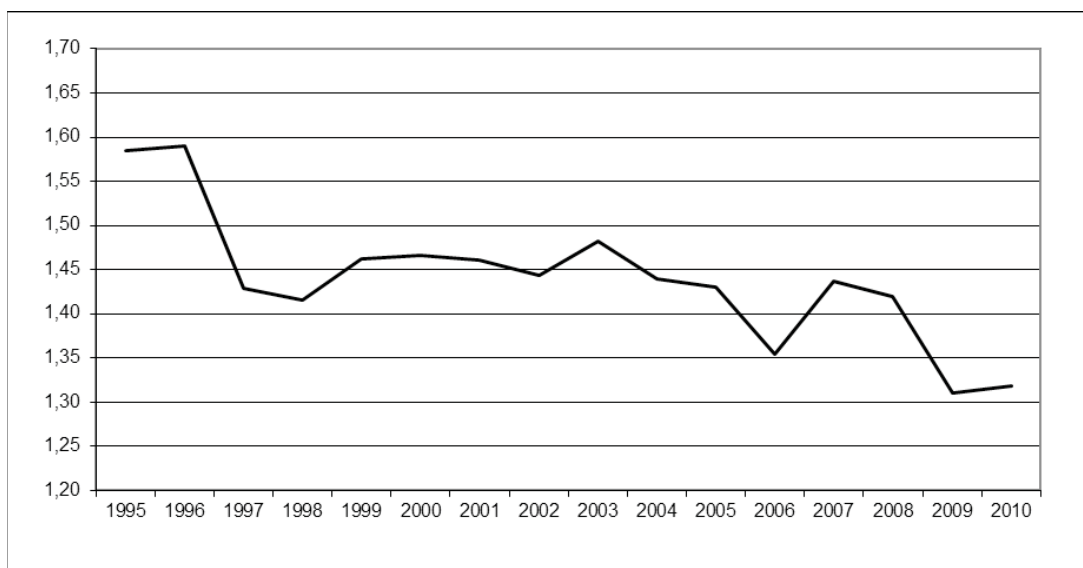


Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych Ministerstwa Finansów

Wykres 1. ukazuje kształtowanie się relacji krańcowych do przeciętnych stóp podatkowych w poszczególnych przedziałach podatkowych. Jak wynika z przedstawionych danych, najwyższa relacja krańcowych do przeciętnych stóp podatkowych w przeciągu prawie całego badanego okresu występowała w drugim przedziale podatkowym. Kształtowanie się krótkookresowej elastyczności wpływów z PIT przypadających na jednego podatnika względem przeciętnego wynagrodzenia, wyznaczonej na podstawie równania (27) w oparciu o wyznaczone relacje krańcowych do przeciętnych stóp podatkowych, przedstawia wykres 2. Elastyczność wpływów z PIT przypadających na jednego podatnika względem średniego poziomu wynagrodzeń była najwyższa w 1996 roku, gdy występowały stawki podatkowe 21, 33 i 45%. Natomiast jej najniższy poziom miał miejsce w

roku 2009, po zlikwidowaniu trzeciego przedziału podatkowego. Średnia wartość analizowanej elastyczności w badanym okresie wynosiła 1,44.

Wykres 2. Krótkookresowa elastyczność wpływów z PIT przypadających na jednego podatnika względem przeciętnego wynagrodzenia w latach 1995-2010



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych Ministerstwa Finansów

Jak wynika z równania (26), na poziom krótkookresowej elastyczności wpływów z PIT względem PKB ma również wpływ siła reakcji zatrudnienia i wynagrodzeń na wahania koniunktury. Krótkookresowa elastyczność zatrudnienia względem PKB wyznaczona została (podobnie jak np. w pracy Czyżewskiego i Łapińskiej-Sobczak, 2001) na podstawie równania:

$$(28) \quad \overset{\circ}{L}_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \overset{\circ}{Y}_{t,i} + \xi_{t,i} ,$$

gdzie $\overset{\circ}{L}_{t,i}$ oraz $\overset{\circ}{Y}_{t,i}$ oznaczają tempo wzrostu liczby pracujących (wg. BAEL) oraz realne tempo wzrostu PKB w roku t w i -tym kwartale w stosunku do analogicznego kwartału roku poprzedniego (dane GUS).¹⁵

Ponieważ na podstawie testu stacjonarności ADF otrzymano, że przy poziomie istotności 5% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że tempo wzrostu

¹⁵ Analogiczne oznaczenia temp wzrostu przyjęto w dalszej części opracowania.

liczby pracujących jest zmienną niestacjonarną (zmienną $I(1)$)¹⁶, zatem w celu zapewnienia stacjonarności zmiennych zależność określona równaniem (28) oszacowano na pierwszych przyrostach:

$$(29) \quad \Delta L_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_{t,i} + \xi_{t,i} ,$$

uzyskując metodą najmniejszych kwadratów następujące wyniki estymacji:¹⁷

$$\Delta L_{t,i} = 0,001 + 0,346 \Delta Y_{t,i}$$

(0,273) (4,577)

$$R^2 = 0,265 \quad DW = 1,956$$

Otrzymano więc oszacowanie krótkookresowej elastyczności zatrudnienia względem PKB znacznie niższe od jedności.¹⁸ Fluktuacje PKB są zatem w pewnym stopniu absorbowane przez wahania wydajności pracy. Ograniczony wpływ wahań produkcji na kształtowanie się liczb pracujących tłumaczony może być m.in. występowaniem zjawiska „chomikowania pracy” w przedsiębiorstwach i rozwiązaniami instytucjonalnymi prowadzącymi do wysokiego stopnia ochrony stosunku pracy (por. m.in. Tokarski, 2001, Lubiński, 2002).

W celu wyznaczenia krótkookresowej elastyczności stawki płac względem produkcji oszacowano parametry równania:

$$(30) \quad w_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t,i} + \xi_{t,i} ,$$

gdzie $w_{t,i}$ oznacza tempo wzrostu przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia realnego brutto w gospodarce narodowej ogółem (dane GUS).

Ponieważ przeprowadzona klasyczną metodą najmniejszych kwadratów estymacja równania (30) wskazała na występowanie silnej autokorelacji składnika losowego, zatem równanie (30) oszacowano przy założeniu, że składnik losowy jest

¹⁶ Możliwość występowania niestacjonarności tempa wzrostu liczby pracujących w gospodarce polskiej jest zjawiskiem nietypowym i trudnym do wyjaśnienia na gruncie teoretycznym. Jednocześnie wyniki testu KPSS wskazują, że przy poziomie istotności 5% nie ma również podstaw do odrzucenia hipotezy, że tempo wzrostu liczby pracujących jest zmienną stacjonarną.

¹⁷ Pod oszacowaniami w nawiasach podano wartości statystyk t-Studenta, analogiczne oznaczenie jest przyjęte przy estymacji równań (30), (33), (36) oraz (45).

¹⁸ Jednocześnie otrzymane oszacowanie jest w sposób statystycznie istotny niższe od jedności, przy poziomie istotności 5%.

postaci $\xi_{t,i} = \rho \xi_{t-1,i} + \eta_{t,i}$, dla $i=1$, $\xi_{t,i} = \rho \xi_{t-1,i-1} + \eta_{t,i}$, dla $i=2,3,4$,¹⁹ otrzymując następujące wyniki estymacji:

$$\overset{\circ}{w}_{t,i} = 0,007 + 0,558 \overset{\circ}{Y}_{t,i}$$

(1,060) (4,033)

$$R^2 = 0,635 \quad DW = 1,901$$

W oparciu o przedstawione powyżej oszacowania, na podstawie równania (26) uzyskuje się średnią w badanym okresie wartość krótkookresowej elastyczności wpływów z PIT względem PKB równą 1,150. Tabela 1. ukazuje kształtowanie się analizowanej elastyczności w poszczególnych latach.²⁰

Tabela 1. Krótkookresowa elastyczność wpływów z PIT względem PKB w latach 1995-2010

Rok	Elastyczność
1995	1,230
1996	1,234
1997	1,143
1998	1,136
1999	1,162
2000	1,164
2001	1,161
2002	1,152
2003	1,173
2004	1,149
2005	1,144
2006	1,102
2007	1,148
2008	1,138
2009	1,077
2010	1,082

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS i Ministerstwa Finansów

W przypadku składek na fundusze celowe wysokość wpływów zmienia się proporcjonalnie do funduszu wynagrodzeń.²¹ W rezultacie otrzymuje się wzór na

¹⁹ Ze względu na występowanie autokorelacji składnika losowego analogiczne założenie dotyczące składnika losowego przyjęto w przypadku estymacji równań (33) oraz (36).

²⁰ Różnice w wartościach elastyczności w poszczególnych latach wynikają z faktu, że w badanym okresie zmianom ulegały relacje krańcowych do przeciętnych stóp podatkowych.

²¹ Poziom, od którego przestaje płacić składki na ubezpieczenie emerytalne i rentowe (tzw. limit 30-krotności) jest zależny od średniego poziomu wynagrodzeń, a więc procentowy udział funduszu

krótkookresową elastyczność dochodów funduszy celowych ze składek względem PKB ($\varepsilon_{SSC,Y}$) postaci:

$$(31) \quad \varepsilon_{SSC,Y} = \frac{\partial SSC}{\partial Y} \frac{Y}{SSC} = \varepsilon_{E,Y} + \varepsilon_{w,Y} \quad ,$$

gdzie SSC oznacza dochody funduszy celowych ze składek.

Krótkookresowa elastyczność dochodów funduszy celowych ze składek względem PKB jest zatem uzależniona od reakcji funduszu wynagrodzeń na wahania koniunktury. Przyjmując wcześniej wyznaczone oszacowania krótkookresowej elastyczności zatrudnienia i stawki płac względem PKB uzyskuje się krótkookresową elastyczność dochodów funduszy celowych ze składek względem PKB wynoszącą 0,904.

Ze względu na nie występowanie progresji podatkowej w podatku CIT, krótkookresowa elastyczność wpływów z tego podatku względem PKB ($\varepsilon_{CIT,Y}$) jest uzależniona od jedynie elastyczności bazy podatkowej, czyli dana wzorem:

$$(32) \quad \varepsilon_{CIT,Y} = \frac{\partial CIT}{\partial Y} \frac{Y}{CIT} = \frac{\partial \pi}{\partial Y} \frac{Y}{\pi} \quad ,$$

gdzie CIT oznacza wpływ z podatku CIT (wraz z opcją podatkową), natomiast π - poziom zysków.²²

W celu wyznaczenia krótkookresowej elastyczności zysków przedsiębiorstw względem PKB dokonano estymacji równania:

$$(33) \quad \overset{\circ}{\pi}_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \overset{\circ}{Y}_{t,i} + \xi_{t,i} \quad ,$$

wynagrodzeń, od którego nie płaci się części składek nie zmienia się wraz z fluktuacjami gospodarczymi i nie wpływa na elastyczność składek względem funduszu wynagrodzeń.

²² W pracy założono zatem, że wpływy z CIT są proporcjonalne do bazy podatkowej. Warto przy tym zaznaczyć, że regulowanie zobowiązań podatkowych przez przedsiębiorstwa ma z reguły charakter procykliczny. Narosłe w czasie osłabienia aktywności gospodarczej zobowiązania podatkowe są spłacane w czasie ożywienia gospodarczego, gdy sytuacja finansowa przedsiębiorstwa ulega poprawie. Efekt ten zwiększa procykliczność wpływów z podatku CIT. Z drugiej strony przenoszenie straty powstałej podczas pogorszenia koniunktury na okres ożywienia gospodarczego zmniejsza procykliczność wpływów z podatku CIT. Jak wskazuje van den Noord (2000) trudno jednoznacznie ocenić, który z powyższych efektów ma większy wpływ na kształtowanie się dochodów budżetowych z CIT, dlatego z reguły zakłada się, że efektywna stopa podatkowa podatku CIT nie zmienia się w trakcie cyklu koniunkturalnego.

gdzie $\pi_{t,i}^{\circ}$ oznacza realne tempo wzrostu zysków brutto przedsiębiorstw (dane GUS),²³ otrzymując następujące oszacowania parametrów:

$$\pi_{t,i}^{\circ} = -0,007 + 1,188 Y_{t,i}^{\circ}$$

(-0,023) (4,237)

$$R^2 = 0,666 \quad DW = 2,162$$

Otrzymane oszacowanie krótkookresowej elastyczność wpływów z CIT względem PKB, mimo braku występowanie progresji w tym podatku, jest nieznacznie wyższe niż w przypadku PIT, co wynika z relatywnie silnej reakcji zysków na wahania koniunktury.²⁴

Oddziaływanie wahań koniunktury na zyski przedsiębiorstw, stanowiące przybliżenie bazy podatkowej podatku CIT, wyznaczyć można również na podstawie funkcji produkcji. Zakładając, że funkcja produkcji jest funkcją Cobba-Douglasa o stałych efektach skali i elastyczności produkcji względem kapitału równej α , a czynniki produkcji są opłacane zgodnie z ich produktami krańcowymi otrzymuje się:

$$(34) \quad \frac{\partial \pi}{\partial Y} \frac{Y}{\pi} = \frac{1}{\alpha} + \frac{1-\alpha}{\alpha} \left(\frac{\partial L}{\partial Y} \frac{Y}{L} + \frac{\partial w}{\partial Y} \frac{Y}{w} \right).$$

Jak wskazuje Welfe (2007), poszczególne oszacowania elastyczności produkcji względem kapitału (udziału dochodów z kapitału) dla Polski znacząco się różnią, zawierając się w przedziale 0,25-0,5. Przyjmując wcześniej wyznaczone krótkookresowe elastyczności zatrudnienia i wynagrodzeń względem PKB oraz udział dochodów z kapitału równy 0,25 otrzymuje się krótkookresową elastyczność zysków względem PKB wynoszącą 1,288. Natomiast dla $\alpha = 0,5$ wynosi ona 1,096. Zatem niezależnie od wartości parametru α uzyskuje się wyniki wyższe od jedności, zbliżone do otrzymanych na podstawie estymacji parametrów równania (33).

²³ Tempo wzrostu sumy wyników finansowych brutto przedsiębiorstw osiągających zyski, urealnione deflatorem PKB.

²⁴ Jednocześnie jednak należy podkreślić, że zarówno elastyczność względem PKB wpływów zarówno z podatku PIT, podatku CIT jak i składek nie jest, przy założonym poziomie istotności 5%, w sposób statystycznie istotna różna od jedności.

Oprócz podatków bezpośrednich jako automatyczny stabilizator koniunktury działają również podatki pośrednie. Zazwyczaj zakłada się, że występuje jednostkowa elastyczność wpływów z podatków pośrednich względem bazy podatkowej (por. van den Noord, 2000). Mimo że wysokość wpływów z podatków pośrednich jest zazwyczaj proporcjonalna do wysokości bazy podatkowej, w niektórych krajach występują wyższe stopy opodatkowania dóbr luksusowych o wysokiej elastyczności dochodowej. W takim przypadku elastyczność wpływów z podatków pośrednich względem bazy podatkowej może być wyższa od jedności. Ponieważ jednak określenie różnicy pomiędzy elastycznością dochodową produktów objętych stawką 22% i produktów objętych niższymi stawkami VAT jest trudne do precyzyjnego oszacowania, założono jednostkową elastyczność wpływów z VAT względem bazy podatkowej. W celu oszacowania efektywności podatków pośrednich jako automatycznego stabilizatora koniunktury konieczne jest również wyznaczenie krótkookresowej elastyczności bazy podatkowej podatków pośrednich względem PKB. Na bazę podatkową podatków pośrednich składa się spożycie indywidualne (C) oraz ta część zakupów rządowych, która objęta jest podatkiem VAT (G^{VAT})²⁵. Zatem krótkookresowa elastyczność wpływów z podatków pośrednich ($\varepsilon_{IT,Y}$) dana jest wzorem:

$$(35) \quad \varepsilon_{IT,Y} = \frac{\partial IT}{\partial Y} \frac{Y}{IT} = \frac{C}{C + G^{VAT}} \left(\frac{\partial C}{\partial Y} \frac{Y}{C} \right) + \frac{G^{VAT}}{C + G^{VAT}} \left(\frac{\partial G^{VAT}}{\partial Y} \frac{Y}{G^{VAT}} \right),$$

gdzie IT oznacza wpływy z podatków pośrednich.

W literaturze przyjmuje się zazwyczaj, że wysokość spożycia zbiorowego nie zależy w sposób automatyczny od wahań PKB (jest uzależniona od polityki gospodarczej państwa).²⁶ Natomiast krótkookresowa elastyczność konsumpcji prywatnej względem PKB oszacowana została na podstawie estymacji parametrów równania:

²⁵ Czyli wydatki rządowe pomniejszone o wydatki na wynagrodzenia.

²⁶ Zazwyczaj przyjmuje się, że spośród wydatków publicznych jedynie część transferów (tj. wydatki na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu) jest bezpośrednio powiązana ze stanem koniunktury (por. np., Momigliano, Staderini, 1999, European Commission, 2000, van den Noord, 2000). Jeżeli zakłada, że z wahaniami koniunktury związane są również inne wydatki publiczne, wówczas założenie to dotyczy z reguły innych transferów, np. wydatków socjalnych (por. Chak, 2002).

$$(36) \quad \dot{C}_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \dot{Y}_{t,i} + \xi_{t,i} \quad ,$$

gdzie $\dot{C}_{t,i}$ oznacza tempo wzrostu spożycia indywidualnego (dane GUS), w wyniku której uzyskano następujące oszacowania parametrów:

$$\dot{C}_{t,i} = 0,010 + 0,705 \dot{Y}_{t,i}$$

(1,540) (5,832)

$$R^2 = 0,723 \quad DW = 2,042$$

Otrzymana krótkookresowa elastyczność konsumpcji prywatnej względem PKB jest niższa od jedności (wynosi 0,70), czyli wahania konsumpcji w ramach cyklu są relatywnie mniejsze niż wahania PKB. Na podstawie otrzymanej elastyczności spożycia indywidualnego względem PKB i uwzględniając, średni w analizowanym okresie udział spożycia indywidualnego w bazie podatkowej VAT otrzymuje się krótkookresową elastyczność spożycia ogółem względem PKB równą 0,573. Otrzymane oszacowanie elastyczności jest przy tym, odmiennie niż w przypadku wcześniej analizowanych podatków, w sposób statystycznie istotny niższe od jedności.²⁷

Powyżej oszacowane elastyczności obliczono przy założeniu, że zależności pomiędzy wahaniami zmiennymi wpływającymi na kształtowanie się baz podatkowych poszczególnych podatków a PKB kształtują się na stałym poziomie w ramach całego badanego okresu. Uchylając to założenie, dokonano osobnych estymacji parametrów równań (29), (30), (33), (36) osobno dla dwóch podokresów, tj. przed wejściem i po wejściu Polski do Unii Europejskiej. Otrzymane oszacowania elastyczności ukazuje poniższa tabela.

²⁷ Przy poziomie istotności 5%.

Tabela 2. Oszacowania krótkookresowych elastyczności względem PKB zmiennych wpływających na kształtowanie się baz podatkowych przed wstąpieniem i po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej

Zmienna	Oszacowanie elastyczności	
	Przed wstąpieniem do UE	Po wstąpieniu do UE
Zatrudnienia	0,356	0,372
Stawka płac	0,537	0,438
Zyski	0,925	1,264
Konsumpcja prywatna	0,734	0,654

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS

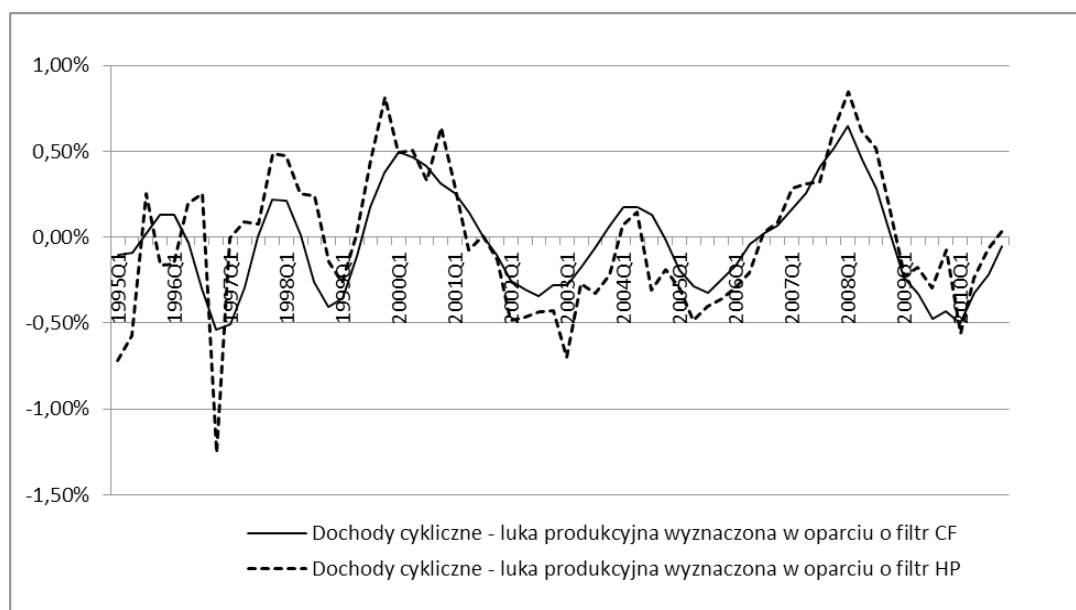
Otrzymane oszacowania parametrów kształtują się o obydwu podokresach na zbliżonym poziomie i nie są w statystycznie istotny sposób różne od siebie. Z tego względu w dalszej części badania oparto się na oszacowaniach parametrów wyznaczonych na podstawie całej badanej próby.

Jak wynika z równania (21), na kształtowania się cyklicznych komponentów dochodów publicznych, oprócz krótkookresowych elastyczności wpływów podatkowych względem PKB, wpływ ma również wysokość luki produkcyjnej w danym okresie. Lukę produkcyjną wyznaczono na podstawie danych kwartalnych GUS z lat 1995-2010. Ponieważ na uzyskane wyniki dotyczące kształtowania się cyklicznych komponentów budżetowych może w znacznym wpływać metoda wyznaczania luki produkcyjnej, zatem w ramach analizy wrażliwości porównano wyniki otrzymane przy wykorzystaniu dwóch metod liczenia luki produkcyjnej, tj. przy wykorzystaniu filtra Christiano-Fitzgeralda oraz filtra Hodricka-Prescotta.²⁸

²⁸ W analogiczny sposób wyznaczono lukę produkcyjną w przypadku oszacowania komponentów cyklicznych wydatków budżetowych. Szczegółowo sposób wyznaczania luki produkcyjnej na podstawie filtra CF i HP opisano w części opracowania dotyczącej cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro.

Kształtowanie się w obydwu przypadkach komponentów cyklicznych dochodów publicznych, wyznaczonych w oparciu o oszacowane powyżej krótkookresowe elastyczności wpływów podatkowych względem PKB, ukazuje wykres 3.

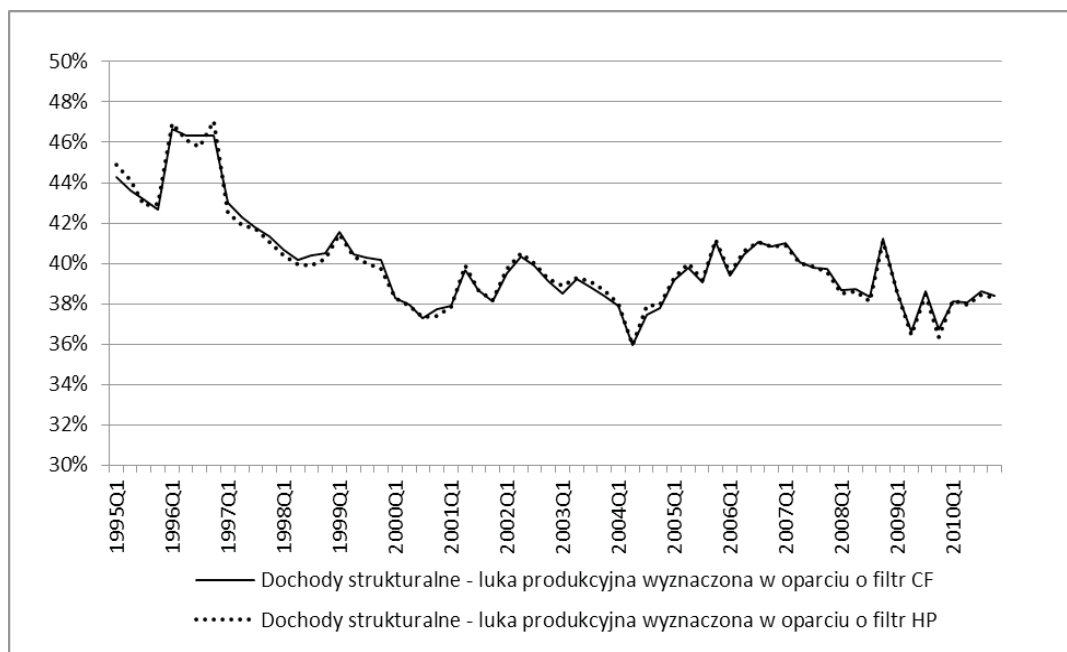
Wykres 3. Komponenty cykliczne dochodów publicznych w latach 1995-2010 (w % PKB)



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

Odejmując do dochodów sektora finansów publicznych komponent cykliczny uzyskuje się dochody strukturalne, których kształtowanie się w latach 1995-2010 przedstawiono na wykresie 4.

Wykres 4. Strukturalne dochody publiczne w latach 1995-2010 (w % PKB)*



Skorygowane o wahania sezonowe metodą Census X12

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

2.2. Cykliczne i strukturalne wydatki publiczne

Analogicznie jak w przypadku dochodów sektora finansów publicznych, w celu wyznaczenia strukturalnych wydatków, w pierwszej kolejności konieczne jest oszacowanie ich komponentu cyklicznego. Wśród wydatków publicznych od fluktuacji gospodarczych w sposób bezpośredni uzależnione są wydatki związane z bezrobociem. Wraz z osłabieniem aktywności gospodarczej maleje zatrudnienie i rośnie bezrobocie, co prowadzi do zwiększenia się wydatków publicznych na zasiłki dla bezrobotnych. Oprócz wydatków związanych z bezrobociem na wahania koniunktury reagować mogą również inne wydatki, np. wydatki socjalne lub wydatki na służbę zdrowia. Jednakże badania empiryczne wskazują, że trudno jest określić stabilną zależność między tymi wydatkami (tj. wydatkami innymi niż wydatki związane z bezrobociem) a luką produkcyjną (por. European Commission, 2000). Dlatego zazwyczaj przyjmuje się, że jedynymi wydatkami automatycznie

reagującymi na zmiany koniunktury są wydatki związane z wysokością bezrobocia – wydatki na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu.²⁹

Do wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu zalicza się zasiłki dla bezrobotnych, zasiłki przedemerytalne i świadczenia przedemerytalne. Wysokość wydatków publicznych na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu (UB) zależy od liczby bezrobotnych (U) i średniej wysokości świadczenia przypadającego na jednego bezrobotnego (ub):

$$(38) \quad UB = U \cdot ub \quad .$$

Kształtowanie się cyklicznego komponentu wydatków publicznych uzależnione jest od krótkookresowej elastyczności wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobocia oraz luki produkcyjnej. Krótkookresową elastyczność wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu względem PKB ($\beta_{UB,Y}$) wyznaczyć można, wykorzystując równanie (38), na podstawie wzoru:

$$(39) \quad \beta_{UB,Y} = \frac{\partial U}{\partial Y} \frac{Y}{U} + \frac{\partial ub}{\partial Y} \frac{Y}{ub} \quad .$$

Średnia wysokość zasiłku nie jest uzależniona od fluktuacji gospodarczych, lecz wynika z przepisów rynku pracy, a zatem wysokość wydatków publicznych na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu jest proporcjonalna do wysokości bezrobocia. Otrzymuje się więc:

$$(40) \quad \beta_{UB,Y} = \frac{\partial U}{\partial Y} \frac{Y}{U} \quad ,$$

czyli:

$$(41) \quad \beta_{UB,Y} = \frac{\partial L^S - \partial L}{\partial Y} \frac{Y}{U} \quad ,$$

gdzie L^S oznacza siłę roboczą, natomiast L zatrudnienie. Dokonując przekształceń równania (41) otrzymuje się:

²⁹ Choć np. Chalk (2002) do wydatków automatycznie reagujących na wahania koniunktury oprócz wydatków bezpośrednio związanych z bezrobociem zalicza również inne wydatki budżetowe, m.in. wydatki socjalne.

$$(42) \quad \beta_{UB,Y} = -\left(\frac{\partial L}{\partial Y} \frac{Y}{L}\right) \left[\frac{1 - \left(\frac{\partial L^S}{\partial L} \frac{L}{L^S}\right)}{u} - 1 \right],$$

gdzie u oznacza stopę bezrobocia.

Przy założeniu, że wysokość siły roboczej nie reaguje na wahania koniunktury i związane z nimi wahania zatrudnienia (krótkookresowa elastyczność siły roboczej względem zatrudnienia jest równa zero)³⁰ otrzymuje się zatem:

$$(43) \quad \beta_{UB,Y} = -\left(\frac{\partial L}{\partial Y} \frac{Y}{L}\right) \frac{1-u}{u}.$$

Oszacowanie krótkookresowej elastyczności zatrudnienia względem PKB przyjęto na poziomie analogicznym jak w przypadku analizy dochodów budżetowych, tj. na poziomie 0,295. Uwzględniając średni poziom stopy bezrobocia w analizowanym okresie,³¹ na podstawie równania (43) otrzymuje się, że średni poziom krótkookresowej elastyczności wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu względem PKB w latach 1995-2010 wynosił -2,176, a zatem w ujęciu bezwzględny był znacznie wyższy od jedności.³² Jednocześnie warto zaznaczyć, że ze względu na fakt, że stopa bezrobocia w analizowanym okresie ulegała znacznym wahaniom, istotnym fluktuacjom ulegała również krótkookresowa elastyczność wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu względem PKB, co obrazuje tabela 3.

³⁰ Wyniki estymacji równania $L_{t,i}^S = \alpha_0 + \alpha_1 L_{t,i} + \xi_{t,i}$ nie wskazują na występowanie statystycznie istotnej zależności między krótkookresowymi wahaniami zatrudnienia i siły roboczej.

³¹ Stopa bezrobocia rejestrowanego, dane GUS. W ramach analizy wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu nie jest analizowana stopa bezrobocia wg. BAEL, ponieważ kształtowanie się stopy bezrobocia rejestrowanego ma większy wpływ na ilość zasiłków dla bezrobotnych.

³² Otrzymano ponadto, że elastyczność wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu względem PKB w ujęciu bezwzględny w sposób statystycznie istotny różni się od jedności (przy założonym poziomie istotności 5%).

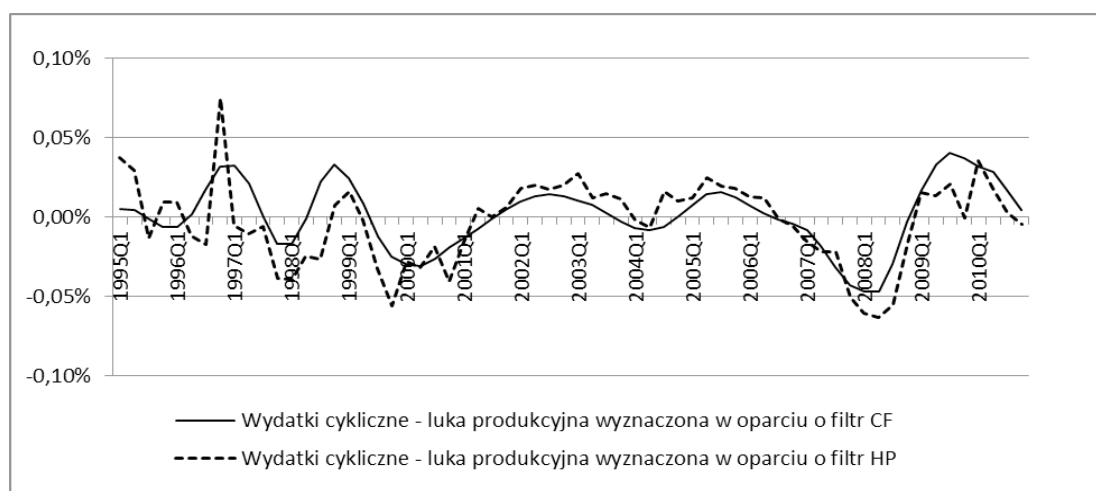
Tabela 3. Krótkookresowa elastyczność wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu względem PKB w latach 1995-2010

Rok	Elastyczność
1995	-1,976
1996	-2,275
1997	-3,013
1998	-2,981
1999	-2,295
2000	-1,945
2001	-1,438
2002	-1,384
2003	-1,384
2004	-1,475
2005	-1,620
2006	-1,992
2007	-2,743
2008	-3,296
2009	-2,514
2010	-2,467

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS

Kształtowanie się cyklicznych komponentów wydatków publicznych w dwóch analizowanych wariantach wyznaczania luki produkcyjnej ukazuje wykres 5.

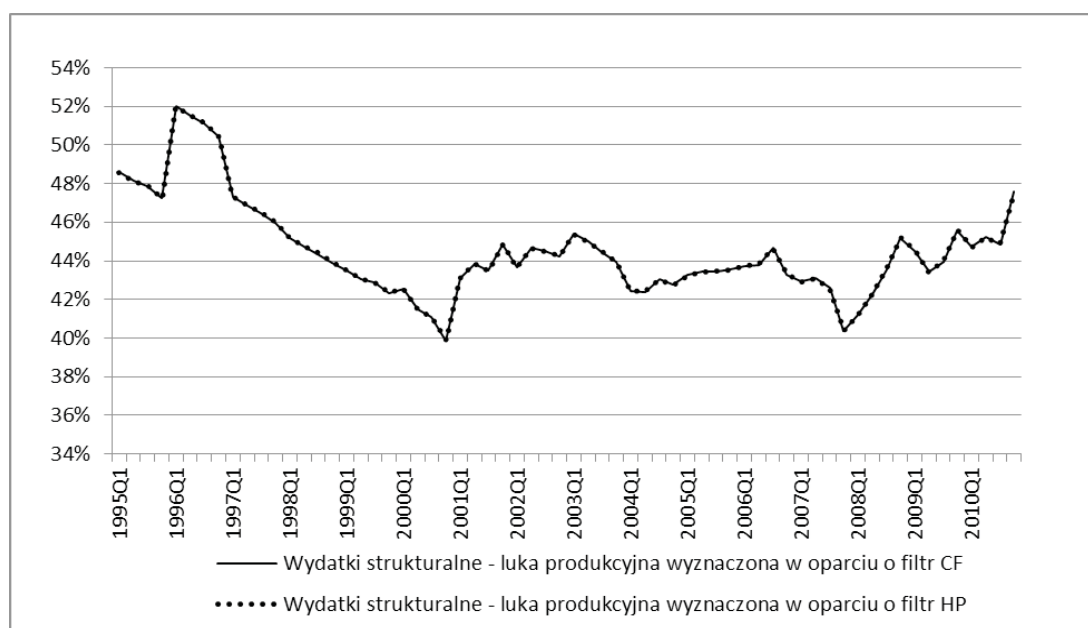
Wykres 5. Komponent cykliczny wydatków publicznych w latach 1995-2010 (w % PKB)



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu oraz GUS

Jak wynika z wykresu 5, mimo wysokiej wartości bezwzględnej elastyczności wydatków związanych z bezrobociem względem PKB, komponent cykliczny wydatków publicznych w relacji do PKB jest nieznaczny, co wynika z niskiego udział wydatków wrażliwych na wahania koniunktury w wydatkach publicznych ogółem. Strukturalne wydatki publiczne, wyznaczone poprzez odjęcie od wydatków ogółem komponentu cyklicznego, przedstawia wykres 6.

Wykres 6. Strukturalne wydatki publiczne w latach 1995-2010 (w % PKB)*



* Skorygowane o wahania sezonowe metodą Census X12

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu i GUS

Jak wynika z powyższego wykresu wydatki strukturalne wyodrębnione w oparciu o metodę wyznaczania luki produkcyjnej wykorzystującą filtr HP pokrywają się z wydatkami wykorzystującymi filtr CF, co wynika z faktu, że różnice pomiędzy cyklicznymi komponentami wydatków otrzymanymi każdą z ww. metod są relatywnie niewielkie w porównaniu ze skalą łącznych zmian wydatków publicznych.

2.3. Wpływ aktywnej polityki fiskalnej na przebieg fluktuacji gospodarczych

W celu określenia stopnia w jakim aktywna polityka fiskalna oddziaływała na kształtowanie się wahań koniunktury w gospodarce polskiej konieczne jest,

oprócz wyznaczenia strukturalnych dochodów i wydatków publicznych, oszacowanie siły ich wpływu na krótkookresowe zmiany PKB. Przy badaniu wpływu aktywnej polityki fiskalnej na fluktuacje gospodarcze przyjmować można, że poziom produkcji jest w krótkim okresie rosnącą funkcją strukturalnego deficytu budżetowego (por. Buti, Giudice, 2002) lub osobno badać wpływ zmian strukturalnych dochodów i wydatków budżetowych na kształtowanie się PKB. Założenie, że poziom produkcji jest w krótkim okresie rosnącą funkcją deficytu budżetowego oznacza przyjęcie założenia, że wzrost wydatków powoduje taki sam efekt, jak spadek dochodów podatkowych. W rzeczywistości siła oddziaływania zmian po stronie dochodowej i wydatkowej finansów publicznych może być odmienna. Osobna analiza wpływu zmian dochodów i wydatków budżetowych na kształtowanie się PKB daje zatem dokładniejsze oszacowanie wpływu aktywnej polityki fiskalnej i z tego względu metoda ta została zastosowana w niniejszym opracowaniu.³³

W opracowaniu analizowany jest wpływ strukturalnego deficytu pierwotnego (skorygowanego o wahania cykliczne deficytu pierwotnego, *cyclically adjusted primary balance - CAPB*), czyli nie są uwzględniane odsetki od długu publicznego. Jak wskazuje m.in. Józefiak (2005) deficyt pierwotny, a nie całkowity, stanowi bowiem miarę informującą o oddziaływaniu polityki fiskalnej na agregatowy popyt.

Analizowane zmienne fiskalne obejmują zatem strukturalne dochody i wydatki pierwotne sektora finansów publicznych.³⁴ Natomiast jako zmienne niefiskalne, ukazujące wpływ koniunktury zewnętrznej i systemu pieniężnego na

³³ Również w ramach dochodów i wydatków publicznych poszczególne kategorie budżetowe mogą mieć odmienną siłę oddziaływania na wahania koniunktury. Przykładowo, po stronie dochodowej finansów publicznych, podatek PIT oddziałuje na popyt globalny głównie poprzez wpływ na dochody gospodarstw domowych do dyspozycji, CIT – poprzez wpływ na poziom zysków netto, natomiast podatki pośrednie oddziałują na cenę dóbr konsumpcyjnych. Jednak ze względu na krótkie szeregi czasowe nie było możliwe ekonometryczne oszacowanie wpływu poszczególnych kategorii dochodowych i wydatkowych na kształtowanie się wahań koniunktury w gospodarce polskiej. Oszacowania takie na podstawie makromodelu QUEST dla Unii Europejskiej wykonali Brunila, Buti i in't Veld (2002). Z ich oszacowań wynika, że największy wpływ na wahania PKB ma zmiana wydatków związanych z zatrudnieniem w sferze budżetowej, a najmniejszy – zmiana transferów. Natomiast po stronie dochodowej na podstawie makromodelu QUEST otrzymuje się, że w krótkim okresie największy wpływ na PKB wywiera podatek VAT.

³⁴ W cenach stałych z 2000 roku, dane Eurostatu.

fluktuacje gospodarcze, przyjęto realną podaż pieniądza³⁵ oraz realne PKB w strefie euro.³⁶

W celu zapewnienia stacjonarności zmiennych, a także ze względu na fakt, że w ramach badania skuteczności automatycznych stabilizatorów koniunktury analizowany jest krótkookresowy wpływ zmian wielkości fiskalnych na wahania PKB, model oszacowano na pierwszych przyrostach. Uwzględniając możliwość występowania opóźnionych zmiennych egzogenicznych przeprowadzono estymację parametrów równania:³⁷

$$(44) \quad \Delta Y_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R_t^S + \alpha_2 \Delta R_{t-1,i}^S + \alpha_3 \Delta E_{t,i}^S + \alpha_4 \Delta E_{t-1}^S + \\ + \alpha_5 \Delta Y_{t,i}^{EURO} + \alpha_6 \Delta Y_{t-1,i}^{EURO} + \alpha_7 \Delta m_{t,i} + \alpha_8 \Delta m_{t-1,i} + \xi_{t,i}$$

Estymacje przeprowadzono dla dwóch wariantów wyznaczania luki produkcyjnej (tj na podstawie filtra CF i filtra HP). W obydwu przypadkach na podstawie estymacji równania (44) otrzymano, że spośród zmiennych opóźnionych jedynie opóźniona podaż pieniądza w statystycznie istotny sposób wpływa na zmienną objaśnianą. Po usunięciu nieistotnych statystycznie zmiennych opóźnionych dokonano estymacji równania:

$$(45) \quad \Delta Y_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R_t^S + \alpha_2 \Delta E_{t,i}^S + \alpha_3 \Delta Y_{t,i}^{EURO} + \alpha_4 \Delta m_{t,i} + \\ + \alpha_5 \Delta m_{t-1,i} + \xi_{t,i}$$

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

³⁵ Jako miarę podaży pieniądza przyjęto agregat M1. Ponieważ poziom podaży pieniądza nie jest uzależniony jedynie od polityki monetarnej, ale również od kreacji pieniądza przez system bankowy, zatem zmienna ta nie stanowi miary prowadzonej polityki pieniężnej.

³⁶ Dane Eurostatu.

³⁷ Przyrosty dotyczą zmian w stosunku do analogicznego kwartału roku ubiegłego, czyli dla przyrostu w i -tym kwartale roku t : $\Delta x_{t,i} = x_{t,i} - x_{t-1,i}$.

$$\Delta Y_{t,i} = 0,006 - 0,240 \Delta R_t^S + 0,255 \Delta E_{t,i}^S + 0,726 \Delta Y_{t,i}^{EURO} +$$

(1,487) (-2,078) (2,579) (8,372)

$$+ 0,008 \Delta m_{t,i} + 0,011 \Delta m_{t-1,i}$$

(4,633) (8,351)

$$R^2 = 0,728 \quad DW = 2,202 \quad .^{38}$$

Natomiast w przypadku dochodów i wydatków strukturalnych wyznaczonych przy wykorzystaniu filtra Hodricka-Prescotta otrzymano następujące oszacowania parametrów:

$$\Delta Y_{t,i} = 0,006 - 0,310 \Delta R_t^S + 0,297 \Delta E_{t,i}^S + 0,743 \Delta Y_{t,i}^{EURO} +$$

(1,443) (-2,780) (3,022) (8,800)

$$+ 0,008 \Delta m_{t,i} + 0,011 \Delta m_{t-1,i}$$

(4,889) (8,419)

$$R^2 = 0,743 \quad DW = 2,214 \quad .^{39}$$

Otrzymano zatem, że zarówno zmiany strukturalnych dochodów jak i wydatków publicznych oddziałują na krótkookresowe zmiany PKB, przy czym otrzymane oszacowania parametrów są znacznie mniejsze od jedności.⁴⁰ Dla luki produkcyjnej wyznaczonej w oparciu o filtr CF uzyskano, że zwiększenie strukturalnych wydatków publicznych o 1 zł powoduje wzrost PKB o 25 gr, natomiast analogiczny wzrost strukturalnych dochodów publicznych – spadek PKB o 24 gr. Wpływ na otrzymane wyniki zastosowania innej metody wyznaczania luki produkcyjnej jest relatywnie niewielki. W przypadku oparcia oszacowań na luce produkcyjnej wyznaczonej przy wykorzystaniu filtra HP uzyskuje się, że zwiększenie wydatków strukturalnych o 1 zł powoduje wzrost PKB o 30 gr, natomiast wzrost dochodów strukturalnych – spadek PKB o 31 gr.⁴¹ Kierunek

³⁸ Test normalności reszt Jarquera-Bera: 39,848, heteroskedastyczności: 0,393, LM Breuscha-Godfrey'a: 1,012, ARCH: 0,432.

³⁹ Test normalności reszt: 46,533, heteroskedastyczności: 0,357, LM Breuscha-Godfrey'a: 0,933, ARCH: 0,406.

⁴⁰ Porównując otrzymane wyniki z wynikami innych badań, otrzymuje się, że krótkookresowe mnożniki fiskalne w gospodarce polskiej są relatywnie niskie. Jak wskazują Baum i Koester, (2011) w większości badaniach krótkookresowe mnożniki fiskalne w ujęciu bezwzględny kształtują się pomiędzy 0,2 a 2, przy czym są z reguły niższe od jedności (por. też. Hemming, Kell, Mahfouz 2002, Afonso, Sousa, 2009, Coenen i in., 2010).

⁴¹ Otrzymane wyniki należy jednak interpretować z dużą ostrożnością, ze względu na krótki badany okres oraz relatywnie niskie wartości statystyk t-studenta dotyczących parametrów przy zmiennych fiskalnych. Ponadto, w modelu przyjęto założenie, że oddziaływanie wydatków i dochodów

wpływu strukturalnych dochodów i wydatków publicznych jest zatem zgodny z teoretycznymi przewidywaniami dotyczącymi krótkookresowego, popytowego oddziaływania polityki fiskalnej.⁴²

Na podstawie przedstawionych powyżej oszacowań oddziaływania zmian dochodów i wydatków strukturalnych wyznaczyć można oddziaływanie zmian aktywnej polityki fiskalnej na kształtowanie się luki produktowej. Zmiany polityki fiskalnej zdefiniowano jako odchylenia od poziomu średniego w analizowanym okresie.⁴³ W rezultacie dochody (wydatki) publiczne wynikające z prowadzonej aktywnej polityki fiskalnej zdefiniowano jako odchylenie dochodów (wydatków) strukturalnych od poziomu wynikającego ze średniego udziału dochodów (wydatków) strukturalnych w PKB w latach 1995-2010.⁴⁴ Uzyskane oszacowanie oddziaływania aktywnej polityki fiskalnej na przebieg cyklu koniunkturalnego w gospodarce polskiej przedstawia wykres 7.

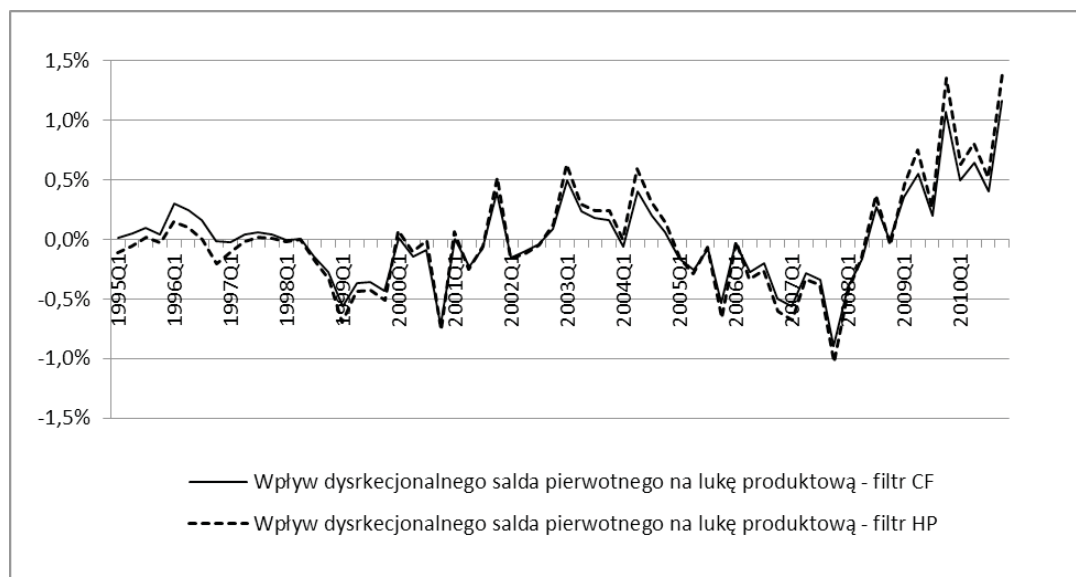
publicznych ma charakter liniowy, natomiast część badań wskazuje, że wpływ polityki fiskalnej na wahania koniunktury może mieć charakter nieliniowy (por. Buitter 1977, Baum, Koester, 2011).

⁴² Kierunek oddziaływania wydatków i dochodów publicznych jest również zgodny z teoretycznymi implikacjami płynącymi z modeli realnego cyklu koniunkturalnego, dotyczących krótkookresowego podaźowego wpływu polityki fiskalnej na PKB (por. np. Aschauer, 1988, Baxter, King, 1993, Ljungqvist, Sargent, 2004, Krajewski, 2011).

⁴³ Otrzymane saldo sektora finansów publicznych wynikające z prowadzonej polityki fiskalnej jest przy tym prawie identyczne przy przyjęciu jako punktu odniesienia średniego udziału w PKB w analizowanym okresie, jak i udziału w PKB w okresie początkowym.

⁴⁴ Zatem w pracy, analizując skutki aktywnej polityki fiskalnej, bada się efekty odchyień 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 prowadzonej w latach 1995-2010 polityki fiskalnej na średni poziom PKB w próbie nie wpływa jednak na oszacowanie wpływu zmian w polityce fiskalnej na przebieg wahań koniunktury i w ramach analizy skutków aktywnej polityki fiskalnej nie jest w opracowaniu uwzględniane.

Wykres 7. Wpływ aktywnej polityki fiskalnej na kształtowanie się luki produktowej (w punktach proc.)



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

Jak wynika z wykresu 7, aktywna polityka fiskalna wywarła najsilniejszy wpływ na kształtowanie się luki produkcyjnej po pojawieniu się kryzysu finansowego na rynkach światowych. Zależnie od zastosowanej metody liczenia luki produkcyjnej otrzymuje się, że zwiększenie strukturalnego deficytu pierwotnego finansów publicznych w latach 2009-2010 wpłynęło na podwyższenie PKB od 0,6 do 0,8%.⁴⁵ Z przeprowadzonych w oparciu o filtr CF szacunków wynika, że luka produkcyjna w gospodarce polskiej w latach 2009-2010 była, co do wartości bezwzględnej, o 33% niższa niż w przypadku, gdyby nie prowadzono w tym okresie aktywnej polityki fiskalnej. W przypadku obliczeń wykonanych na podstawie filtra HP uzyskuje się nawet silniejszy wpływ aktywnej polityki fiskalnej na złagodzenie skutków kryzysu. Luka produkcyjna wyznaczona w oparciu o filtr HP w latach 2009-2010 była aż o 56% niższa, niż w sytuacji braku prowadzenia aktywnej polityki fiskalnej. Zatem poluzowanie polityki fiskalnej w ostatnich latach

⁴⁵ Wartość przeciętna luki produkcyjnej wyznaczonej w oparciu o filtr CF w gospodarce polskiej w latach 2009-2010 wynosiła -1,2%. Natomiast zgodnie z przeprowadzonymi oszacowaniami w przypadku braku prowadzenia aktywnej polityki fiskalnej luka produkcyjna w tym okresie kształtowałaby się średnio na poziomie -1,8%. Analogiczne wielkości w przypadku luki produkcyjnej wyznaczonej w oparciu o filtr HP wynoszą odpowiednio -0,6% oraz -1,4%.

przyczyniło się w znacznym stopniu do relatywnie dobrej sytuacji gospodarczej w Polsce w okresie kryzysu finansowego.

Na podstawie danych z lat 1995-2010 otrzymuje się, że współczynnik korelacji pomiędzy strukturalnym saldem pierwotnym sektora finansów publicznych a luką produktową jest dodatni,⁴⁶ co wskazywać może, że aktywna polityka fiskalna w gospodarce polskiej w analizowanym okresie miała charakter antycykliczny. Wyznaczenie salda strukturalnego eliminuje przy tym jedynie wpływ fluktuacji gospodarczych na wysokość deficytu, nie rozwiązuje natomiast problemu oddziaływania odwrotnego – tj. oddziaływania aktywnej polityki fiskalnej na wahania koniunktury. Z tego względu lukę produktową skorygowano o wpływ aktywnej polityki fiskalnej i zbadano korelację pomiędzy strukturalnym saldem pierwotnym sektora finansów publicznych a luką produkcyjną, która miałaby miejsce w przypadku nie prowadzenia aktywnej polityki fiskalnej. Niezależnie od metody wyznaczania luki produktowej otrzymano dodatni, istotny statystycznie współczynnik korelacji pomiędzy ww. zmiennymi,⁴⁷ co potwierdza, że aktywna polityka fiskalna miała w latach 1995-2010 charakter antycykliczny.

Na podstawie przeprowadzonych szacunków otrzymuje się ponadto, że w latach 1995-2010 aktywna polityka fiskalna wpłynęła na istotne ograniczenie amplitudy wahań koniunktury. W wyniku aktywnej polityki fiskalnej odchylenie standardowe luki produkcyjnej wyznaczonej w oparciu o filtr CE uległo zmniejszeniu o ok. 20%, natomiast luki produkcyjnej wyznaczonej w oparciu o filtr HP – o ok. 15%.

Antycykliczny charakter polityki fiskalnej w Polsce nie stanowi wyjątku w Unii Europejskiej. Również w większości krajów Unii Gospodarczej i Walutowej polityka fiskalna miała charakter antycykliczny, w okresie spowolnienia wzrostu gospodarczego następowało zazwyczaj zwiększenie strukturalnego deficytu pierwotnego sektora finansów publicznych (por. tabela 4).⁴⁸

⁴⁶ Dla luki wyznaczonej w oparciu o filtr CF jest statystycznie istotny i wynosi 0,41, natomiast dla luki wyznaczonej na podstawie filtra HP wynosi 0,19.

⁴⁷ Wynoszący odpowiednio 0,70 w przypadku filtra CF i 0,52 w przypadku filtra HP.

⁴⁸ Przed utworzeniem strefy euro polityka fiskalna w krajach, które utworzyły strefę euro była z reguły procykliczna (European Commission, 2000).

Tabela 4. Procykliczność polityki fiskalnej w krajach strefy euro latach 1999-2010

	Lata 1999-2000 („boom” gospodarczy)	Lata 2001-2003 (spowolnienie wzrostu)	Lata 2004-2008 (ożywienie gospodarcze)	Lata 2009-2010 (kryzys gospodarczy)
Austria	Restrykcyjna (antycykliczna)	Restrykcyjna (procykliczna)	Ekspansywna (procykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Belgia	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)	Ekspansywna (procykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Finlandia	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Francja	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Grecja	Ekspansywna (procykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)	Ekspansywna (procykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Hiszpania	Restrykcyjna (antycykliczna)	Restrykcyjna (procykliczna)	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Holandia	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Irlandia	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Luksemburg	Ekspansywna (procykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Niemcy	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Portugalia	Ekspansywna (procykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)	Ekspansywna (procykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Włochy	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)	Ekspansywna (procykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)
Strefa euro	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)	Restrykcyjna (antycykliczna)	Ekspansywna (antycykliczna)

Źródło: European Commission (2008), obliczenia własne na podstawie European Commission (2011)

2.4. Siła działania automatycznych stabilizatorów koniunktury

Wpływ automatycznych stabilizatorów koniunktury na wygładzenie wahań PKB mierzyć można na różne sposoby. Ich skuteczność rozpatrywać można porównując rzeczywiste wahania koniunktury, z wahaniami które miałyby miejsce gdyby nie występowały cykliczne podatki i wydatki publiczne (wysokość dochodów i wydatków publicznych nie była wrażliwa na wahania koniunktury). Z drugiej strony efektywność automatycznych stabilizatorów analizować można porównując rzeczywiste wahania koniunktury, z wahaniami które miałyby miejsce, gdyby

wpływ cyklicznych komponentów dochodów i wydatków publicznych na saldo budżetu został zneutralizowany przez dyskrecjonalne zmiany w polityce fiskalnej mające na celu utrzymanie deficytu finansów publicznych na niezmiennym poziomie. Pierwsza z opisanych metod przedstawiona jest m.in. w opracowaniu Komisji Europejskiej (European Commission, 2001), natomiast druga z opisanych metod – m.in. w opracowaniu Brunili, Butiego, in't Velda (2002). W niniejszym opracowaniu zastosowano drugą z ww. metod.⁴⁹

Zgodnie z wcześniejszymi oszacowaniami, dochody i wydatki publiczne w odmienny sposób mogą oddziaływać na fluktuacje gospodarcze, przyjęto zatem, że polityka fiskalna niwelująca wpływ działania automatycznych stabilizatorów koniunktury polega na utrzymywaniu na niezmiennym poziomie zarówno dochodów, jak i wydatków publicznych. Czym większe wahania PKB w przypadku utrzymywania niezmiennego poziomu dochodów i wydatków publicznych, tym większe znacznie dla wygładzenia wahań koniunktury ma umożliwienie działania automatycznych stabilizatorów koniunktury, tj. nie niwelowanie deficytu cyklicznego przez dyskrecjonalną politykę fiskalną.

Skuteczność automatycznych stabilizatorów koniunktury jest uzależniona od wielkości komponentów cyklicznych dochodów i wydatków publicznych oraz od siły oddziaływania na PKB zmian w strukturalnych dochodach i wydatkach publicznych, mających na celu utrzymanie stałej wielkości dochodów i wydatków publicznych. Wysokość „wygładzonej” przez działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury luki produkcyjnej (\tilde{y}^{as}) można wyznaczyć na podstawie wzoru postaci:

⁴⁹ Wybór metody przedstawionej przez Brunilę, Butiego, in't Velda (2002) podyktowany jest faktem, że metoda ta ma większe znaczenie aplikacyjne z punktu widzenia oceny możliwych skutków prowadzenia różnych wariantów polityki fiskalnej. Stosowanie ww. metody umożliwia bowiem porównaniu efektów umożliwienia swobodnego działania automatycznych stabilizatorów koniunktury poprzez utrzymywanie stałego poziomu deficytu strukturalnego z efektami wyeliminowania działania automatycznych stabilizatorów koniunktury poprzez zmiany dochodów i wydatków strukturalnych w celu utrzymania stałego poziomu całkowitego deficytu. Natomiast oszacowanie skutków wyeliminowania wbudowanej reakcji podatków na wahania koniunktury ma mniejsze znaczenie aplikacyjne, ponieważ zastąpienie rzeczywiście występujących podatków podatkiem „pogłównym”, czyli podatkiem typu *lump sum*, nie jest praktycznie możliwe.

$$(46) \quad \tilde{y}^{as} = \frac{\partial Y}{\partial R^S} \left(\varepsilon_{PIT,Y} \frac{PIT}{Y} + \varepsilon_{SSC,Y} \frac{SSC}{Y} + \varepsilon_{CIT,Y} \frac{CIT}{Y} + \varepsilon_{IT,Y} \frac{IT}{Y} \right) \tilde{y} + \frac{\partial Y}{\partial E^S} \beta_{UB,Y} \frac{UB}{Y} \tilde{y}$$

Przekształcając równanie (46) do postaci

$$(47) \quad \frac{\tilde{y}^{as}}{\tilde{y}} = \frac{\partial Y}{\partial R^S} \left(\varepsilon_{PIT,Y} \frac{PIT}{Y} + \varepsilon_{SSC,Y} \frac{SSC}{Y} + \varepsilon_{CIT,Y} \frac{CIT}{Y} + \varepsilon_{IT,Y} \frac{IT}{Y} \right) + \frac{\partial Y}{\partial E^S} \left(\beta_{UB,Y} \frac{UB}{Y} \right)$$

otrzymuje się miarę skuteczności pasywnej polityki fiskalnej, informującą jaką część fluktuacji gospodarczych wygładza funkcjonowanie automatycznych stabilizatorów koniunktury.

Na podstawie przeprowadzonych oszacowań dotyczących komponentów cyklicznych podatku PIT, składek na ubezpieczenia społeczne, CIT, podatków pośrednich oraz wydatków związane z bezrobociem, a także oszacowań mnożników fiskalnych ukazujących wpływ zmian dochodów i wydatków na PKB, otrzymuje się, że automatyczne stabilizatory koniunktury w Polsce zmniejszają wahania koniunktury o mniej niż 10%. W przypadku oszacowań opartych na filtrze CF pasywna polityka fiskalna zmniejsza fluktuacje gospodarcze jedynie o 7,3%, natomiast w przypadku zastosowania filtra HP – o 9,3%.⁵⁰

Automatyczne stabilizatory koniunktury nabiorą szczególnego znaczenia po wstąpieniu Polski do strefy euro, ponieważ zgodnie z Paktem Stabilności i Wzrostu polityka fiskalna w ramach strefy euro powinna umożliwiać swobodne działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury. Ponadto w strefie euro polityka pieniężna nie będzie mogła pełnić roli instrumentu przeciwdziałającego skutkom szoków asymetrycznych. Zarazem jednak polityka oparta wyłącznie na automatycznych stabilizatorach koniunktury może być niewystarczającym narzędziem stabilizacji koniunktury.

⁵⁰ Zatem automatyczne stabilizatory obniżają odchylenie standardowe luki produktowej odpowiednio o 7,3% i 9,3%. Różnice w otrzymanych oszacowaniach wynikają z wpływu zastosowanego filtra na kształtowanie się wydatków i dochodów strukturalnych, a w rezultacie na oszacowania siły ich wpływu na zmiany PKB.

W tabeli 5. przedstawione zostały oszacowania skuteczności automatycznych stabilizatorów koniunktury w krajach strefy euro, otrzymane na podstawie makromodeli ekonometrycznych INTERLINK i NiGEM.

Tabela 5. Stabilizacja wahań koniunktury wynikająca z automatycznych stabilizatorów w krajach należących Unii Gospodarczej i Walutowej (w %)

	Model INTERLINK*	Model NiGEM**
Austria	7	12
Belgia	22	5
Finlandia	58	7
Francja	14	7
Grecja	14	-
Hiszpania	17	13
Holandia	36	6
Irlandia	10	7
Luksemburg	-	-
Niemcy	31	18
Portugalia	-	10
Włochy	23	5

* odchylenie standardowe luki produkcyjnej

** odchylenie standardowe tempa wzrostu PKB

Źródło: Barrell, Pina (2002), Brunila, Buti, in't Veld (2002), European Commission (2001)

Według stosowanego przez OECD modelu INTERLINK automatyczne stabilizatory koniunktury w krajach należących do strefy euro wygładzają lukę produkcyjną średnio o 23% (European Commission, 2001). Natomiast według modelu NiGEM automatyczne stabilizatory w strefie euro wygładzają wahania koniunktury średnio o 11% (Barrell, Pina, 2002).⁵¹ Zatem, w porównaniu z krajami strefy euro, działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury w Polsce jest relatywnie niewielkie.

⁵¹ Zestawienie wyników badań dotyczących skuteczności automatycznych stabilizatorów koniunktury w wybranych krajach Unii Europejskiej zawarte jest w Scharnagl, Todter (2004). Skuteczność automatycznych stabilizatorów koniunktury może być przy tym uzależniona od charakteru danego szoku gospodarczego, tj. od tego czy dotyczy on konsumpcji, inwestycji, eksportu, czy produktywności. Największy wpływ na kształtowanie się cyklicznego komponentu deficytu budżetowego, co przekłada się na wysoką skuteczność automatycznych stabilizatorów koniunktury, ma szok wpływający na wysokość konsumpcji, natomiast najniższy wpływ – szok dotyczący produktywności (Brunila, Buti i in't Veld, 2002).

Dlatego w okresie przed wstąpieniem Polski do strefy euro w celu zwiększenia skuteczności antycyklicznej roli pasywnej polityki fiskalnej wskazane byłoby przeprowadzenie reformy systemu podatkowego - zwieszenie znaczenia tych kategorii budżetowych, które silnie działają jako automatyczny stabilizator koniunktury i zmniejszenie znaczenia kategorii budżetowych w nieznacznym stopniu wpływających na zmniejszenie fluktuacji gospodarczych.

Na łączną skuteczność automatycznych stabilizatorów koniunktury w Polsce w różnym stopniu oddziałują poszczególne kategorie budżetowe. Przyjmując za jeden z celów polityki makroekonomicznej zminimalizowanie wahań koniunktury, wskazane jest zwieszenie znaczenia tych kategorii budżetowych, które silnie działają jako automatyczny stabilizator koniunktury i zmniejszenie znaczenia kategorii budżetowych, które w nieznacznym stopniu wpływają na zmniejszenie fluktuacji gospodarczych. W tabeli 6, na podstawie wcześniejszych obliczeń, przedstawione zostało, jak zwieszenie poszczególnych kategorii budżetowych o 1 proc. PKB wpływa na zmniejszenie wahań PKB.

Tabela 6. Wpływ zwiększenia poszczególnych dochodów i wydatków publicznych o 1% PKB na procentowe zmniejszenie wahań PKB

Kategoria budżetowa	Wpływ zwiększenia kategorii budżetowej o 1% PKB na zmniejszenie wahań PKB (w %)	
	Oszacowanie oparte na filtrze CF	Oszacowanie oparte na filtrze HP
Podatek dochodowy od osób fizycznych	0,28	0,36
Składki na fundusze celowe	0,22	0,28
Podatek dochodowy od osób prawnych	0,29	0,37
Podatki pośrednie	0,14	0,18
Pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu	0,55	0,65

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

Jak wynika z powyższej tabeli na zmniejszenie wahań PKB najsilniej wpłynęłoby zwiększenie wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu. Z drugiej jednak strony wzrost tego typu wydatków może przyczynić się do wzrostu bezrobocia i ograniczenia PKB. Wyższe transfery, w tym przede wszystkim wyższe zasiłki dla bezrobotnych, mogą bowiem zniechęcać gospodarstwa domowe do

podjęcia pracy, ograniczając podaż pracy.⁵² Z reguły szczególnie wysoki stosunek zasiłków uzyskiwanych w przypadku zrezygnowania z pracy do płacy netto, a więc i negatywne oddziaływanie zasiłków na podaż pracy, występuje w przypadku, gdy drugi z małżonków jest bezrobotny (por. van den Noord, Heady, 2002). Ponadto wyższe wydatki na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu negatywnie oddziałują na oszczędności, ponieważ z jednej strony zmniejszają obecny dochód, a z drugiej strony zmniejszają niepewność co do przyszłych dochodów (por. Leibfritz, Thornton, Bibbee, 1997, van den Noord, Heady, 2002).

Porównując podatki dochodowe i pośrednie, zaobserwować można, że podatki dochodowe działają silniej jako automatyczne stabilizatory koniunktury. Dlatego z punktu widzenia zwiększenia skuteczności antycyklicznej polityki fiskalnej po wstąpieniu Polski do strefy euro wskazane byłoby przesunięcie obciążeń podatkowych od podatków pośrednich w stronę podatków bezpośrednich. Zarazem jednak zniekształcający wpływ podatków dochodowych jest silniejszy niż w przypadku podatków konsumpcyjnych, ponieważ podatki dochodowe oprócz wpływu na konsumpcję ograniczają także oszczędności i inwestycje (por. Tanzi i Zee, 1998 i 2000, Arnold, 2008 oraz Myles, 2009). Negatywne oddziaływanie podatków dochodowych na kształtowanie się oszczędności odbywa się poprzez zmniejszenie przychodu z oszczędności⁵³ oraz zmniejszenie dochodu do dyspozycji w okresie wysokich dochodów (w wieku produkcyjnym), czyli okresie, w którym generowane są oszczędności (por. van den Noord, Heady, 2002). Niższy poziom oszczędności prowadzi z kolei do ograniczenia inwestycji. Wysokość opodatkowania, oprócz oddziaływania na poziom oszczędności, może również wpływać bezpośrednio na opłacalność inwestycji. Przy wyższym podatku CIT

⁵² Dodatnią zależność między wysokością transferów socjalnych a stopą bezrobocia potwierdzają m.in. doświadczenia Hiszpanii i Irlandii (por. Góra, 2005). Z drugiej strony, w świetle dominującej krytyki zasadności stosowania zasiłków dla bezrobotnych, warty przytoczenia jest pogląd Acocelli (2002), że zasiłki dla bezrobotnych są czynnikiem zwiększającym elastyczność rynku pracy, ponieważ dzięki zasiłkom przedsiębiorcy podczas zwolnień napotykać mniejszy sprzeciw ze strony pracowników.

⁵³ Szczególnie, że podstawą opodatkowania jest z reguły dochód nominalny a nie realny, co w warunkach istnienia inflacji oznacza często bardzo wysokie opodatkowanie w ujęciu realnym.

wyższa musi być stopa zwrotu przed opodatkowaniem z dodatkowej inwestycji, by otrzymać określoną wysokość stopy zwrotu po opodatkowaniu.⁵⁴

Ponadto wzrost podatków dochodowych nakładanych na dochody z pracy, powoduje, że relacja płacy uzyskiwanej przez pracownika do kosztów pracy ponoszonych przez pracodawcę ulega zwiększeniu. Na dodatnią zależność między poziomem opodatkowania pracy a wysokością bezrobocia wskazują m.in. Pissarides (1996), Nickell (1997), Nickell i Layard (1997), Heitger (2000) i (2002).⁵⁵

Zatem z jednej strony podatki dochodowe stanowią skuteczniejsze niż podatki pośrednie narzędzie łagodzenia wahań koniunktury. Z drugiej jednak strony podatki dochodowe silniej niż podatki pośrednie negatywnie oddziałują na wzrost gospodarczy w dłuższym okresie, poprzez zniekształcający wpływ na decyzje dotyczące oszczędności i inwestycji, a także popyt na pracę i podaż pracy.

Wyższą skuteczność antycyklicznej polityki fiskalnej można uzyskać nie tylko poprzez podniesienia podatków dochodowych, ale i w wyniku zwiększenie progresji podatkowej w PIT. Jednak, mimo że często wskazuje się progresję podatkową jako główny mechanizm automatycznej stabilizacji koniunktury, to jej wpływ na antycykliczne działanie pasywnej polityki fiskalnej jest relatywnie niewielki. Przykładowo, zniesienie trzeciej stawki podatkowej od 2009 roku wpłynęło na ograniczenie skuteczności PIT jako automatycznego stabilizatora koniunktury jedynie o ok. 8%. Zarazem zwiększenie progresji może negatywnie oddziaływać na poziom oszczędności. W przypadku zwiększenia progresywności podatku następuje bowiem relatywne zmniejszenia się dochodów osób zamożniejszych, które cechują się z reguły wyższą krańcową skłonnością do

⁵⁴ Warto zaznaczyć, że na opłacalność inwestycji wpływa przy tym efektywne opodatkowanie inwestycji, które zazwyczaj uzależnione jest nie tylko od stawki podatku CIT, ale także od formy finansowania inwestycji. Finansowanie inwestycji z długu jest lżej opodatkowane niż finansowanie inwestycji ze środków własnych, natomiast finansowanie inwestycji nową emisją akcji jest z reguły wyżej opodatkowane niż finansowanie inwestycji z zysku (por. Leibfritz, Thornton, Bibbee, 1997).

⁵⁵ Wpływ wzrostu klina podatkowego na wysokość zatrudnienia uzależniony jest przy tym od elastyczności podaży pracy względem stawki płac i elastyczności popytu na pracę względem stawki płac. Długookresowa elastyczność podaży pracy względem stawki płac jest z reguły niższa niż elastyczność krótkookresowa. Na wrażliwość podaży pracy na przejściowe zmiany stawki płac wpływa międzyokresowa substytucja pracy i czasu wolnego. Natomiast w przypadku trwałych zmian stawki płac efekt ten nie występuje. Z kolei elastyczność popytu na pracę względem stawki płac jest zazwyczaj niższa w krótkim okresie, ponieważ w długim okresie występuje większa możliwość substytucji pracy kapitałem (por. Leibfritz, Thornton, Bibbee, 1997).

oszczędzania niż osoby mniej zarabiające. Progresywne podatki oprócz wpływu na oszczędności, mogą także negatywnie oddziaływać na podaż pracy, ponieważ wiążą się z relatywnie wysokimi krańcowymi stopami podatkowymi. Ponadto progresja podatkowa zmniejsza stopę zwrotu z akumulacji kapitału ludzkiego - utracona płaca podczas edukacji jest niżej opodatkowana niż wysoka płaca po zakończeniu okresu nauki.⁵⁶

Podsumowując, zmiany w systemie podatkowym prowadzące do zwiększenia skuteczności działania automatycznych stabilizatorów koniunktury, polegające na zwiększeniu roli podatków dochodowych lub progresji podatkowej, jednocześnie nie są wskazane z punktu widzenia zwiększania stymulacyjnej roli polityki fiskalnej, ze względu na potencjalny negatywny wpływ takich zmian na kształtowanie się zatrudnienia, oszczędności i inwestycji w gospodarce.

⁵⁶ Warto zaznaczyć, że występują również pozytywne mechanizmy oddziaływania zwiększenia progresji podatkowej na wzrost gospodarczy. Z powodu niedoskonałości rynku kredytowego osoby biedne nie mają dostępu do kredytu, co obniża im możliwość inwestycji w kapitał ludzki, nawet gdy stopa zwrotu z niego byłaby wysoka. Redystrybucja dochodu, zwiększając dochody osób mniej zamożnych, zwiększa również możliwość ich inwestowania w kapitał ludzki. Ponadto jak wskazują Leibfritz, Thornton i Bibbee (1997) zwiększenie progresji podatkowej powodować może obniżenie presji na wzrost płac i w rezultacie wzrost popytu na pracę.

3. Synchronizacja cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro

Jak wynika z przedstawionych we wcześniejszym rozdziale oszacowań, zarówno aktywna jak i pasywna polityka fiskalna wpływa na zmniejszenie wahań koniunktury w gospodarce polskiej. W niniejszym rozdziale poddano analizie, jak antycykliczne oddziaływanie polityki fiskalnej na przebieg fluktuacji gospodarczych w Polsce przekłada się na zbieżność cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro.

W pierwszej części rozdziału zaprezentowano zastosowane miary synchronizacji cykli koniunkturalnych i na ich podstawie przedstawiono miary zbieżności wahań koniunktury w Polsce i strefie euro. W następnych podrozdziałach ukazano kolejno wpływ aktywnej polityki fiskalnej oraz automatycznych stabilizatorów koniunktury na stopień zsynchronizowania gospodarki polskiej z koniunkturą w strefie euro. W końcowej części rozdziału zaprezentowano optymalną z punktu widzenia zbieżności cykli regułę polityki fiskalnej.

3.1. Miary synchronizacji

Istnieje wiele różnych 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)⁵⁷. 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. Późniejszych zmian w datowaniu cykli koniunkturalnych dokonało także, na podstawie obserwacji powojennych wahań aktywności gospodarczej, *National Bureau of Economics Research* (NBER), określając długość trwania cyklu na okres od około sześciu do trzydziestu dwóch kwartałów, tj. 1,5 roku do 8 lat (por. Baxter i King, 1995, Christiano, Fitzgerald, 1999). Taka długość cyklu jest standardowo przyjmowana w opracowaniach

⁵⁷ Wyodrębnienie dwóch faz cyklu koniunkturalnego dotyczy tzw. cykli współczesnych – notowanych po II wojnie światowej. Wcześniej wyróżniano cztery fazy cyklu: recesja, depresja, ożywienie i ekspansja (por. Skrzypczyński, 2010)

analizujących wahania aktywności gospodarczej (por. Skrzypczyński, 2006, 2010, Harding, Pagan, 1999) i dlatego została także przyjęta w niniejszej pracy.

W celu uzyskania szeregów reprezentujących cykl koniunkturalny w Polsce i strefie euro wykorzystano kwartalne dane realnego produktu krajowego brutto,⁵⁸ obejmujące okres od pierwszego kwartału roku 1995 do czwartego kwartału 2010 r. Ponieważ szeregi te cechowała silna sezonowość została przeprowadzona procedura wyrównania sezonowego oparta na metodzie Census X-12.⁵⁹ W celu uzyskania komponentów cyklicznych szeregów PKB dla gospodarki polskiej i 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*,⁶⁰ czyli filtrem pasmowo przepustowym. Zastosowanie takiego rodzaju filtra umożliwia usunięcie z danych wejściowych długookresowego trendu stochastycznego, składników nieregularnych oraz sezonowych (por. Skrzypczyński, 2006). Dodatkowym atutem zastosowania filtra typu *band pass* jest możliwość określenia zakresu wahań wejściowego szeregu odpowiadającego przyjętemu *a priori* okresowi trwania cyklu koniunkturalnego (por. Skrzypczyński, 2010).

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 generuje oczekiwane rezultaty tylko wtedy, gdy proces generujący dane wejściowe to *random walk* bez dryfu. W przeciwnym wypadku filtr

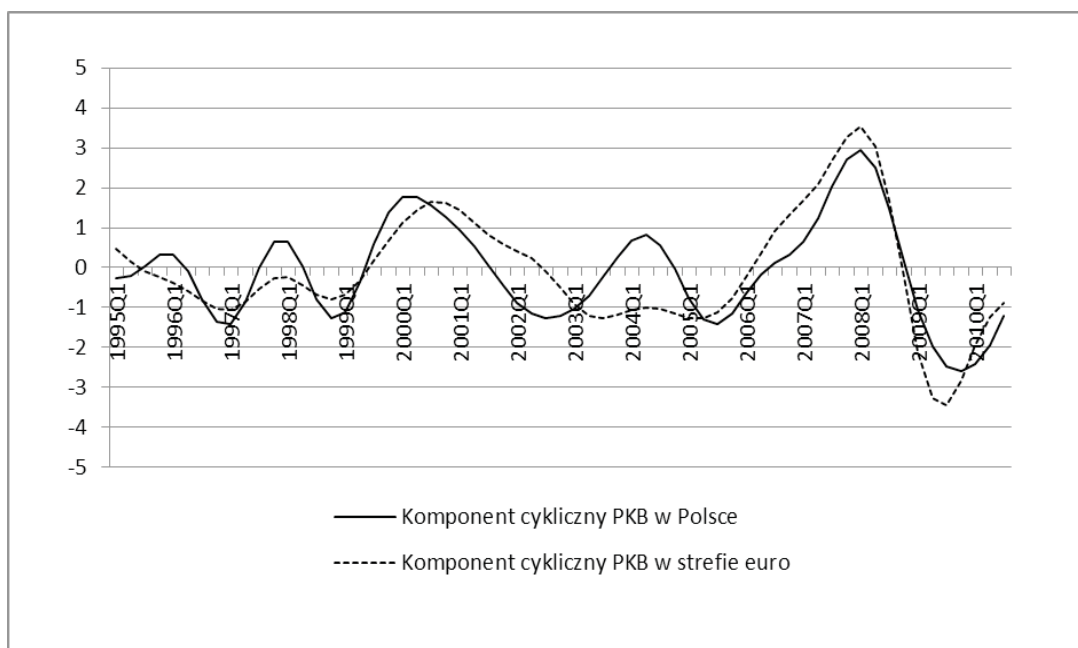
⁵⁸ Szeregi PKB zostały wyrażone w cenach stałych z roku 2000. Dane pochodzą z bazy Eurostat.

⁵⁹ Alternatywną metodą odsezonowywania szeregów czasowych jest metoda TRAMO/SEATS. Różnica między tymi metodami polega na tym, że TRAMO/SEATS dokonuje ekstrakcji sygnału wykorzystując filtry oparte na modelach ARIMA, podczas gdy metoda Census wykorzystuje relacje sygnał/szum do wyboru 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 znaleźć można np. w Hood, Ashley, Findley (2000), Franses, Paap, (2005).

⁶⁰ 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, iż w wyniku jego zastosowania traci się *n* początkowych i końcowych obserwacji. Wartość parametru *n* jest ustalana a priori, przy czym Baxter i King (1999) sugerują, aby stanowiła ona równowartość 3 lat.

ten może generować cykle pozorne (por. Wośko, 2009). Ponieważ szeregi PKB zawierają w sobie długookresowy trend stochastyczny, przed zastosowaniem filtra CF zostały one poddane procedurze usunięcia dryfu. Niestacjonarność procesu została potwierdzona przez przeprowadzenie testów ADF oraz KPSS.⁶¹ Następnie, w wyniku zastosowania filtra CF, otrzymano szeregi reprezentujące komponenty cykliczne PKB⁶² dla gospodarki polskiej i strefy euro, które zostały zilustrowane na wykresie 8. Uzyskane w ten sposób szeregi stały się podstawą w przeprowadzonym badaniu synchronizacji cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro.

Wykres 8. Komponenty cykliczne PKB w Polsce i strefie euro uzyskane przy zastosowaniu filtra CF*



*PKB w 2000 roku =100

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu

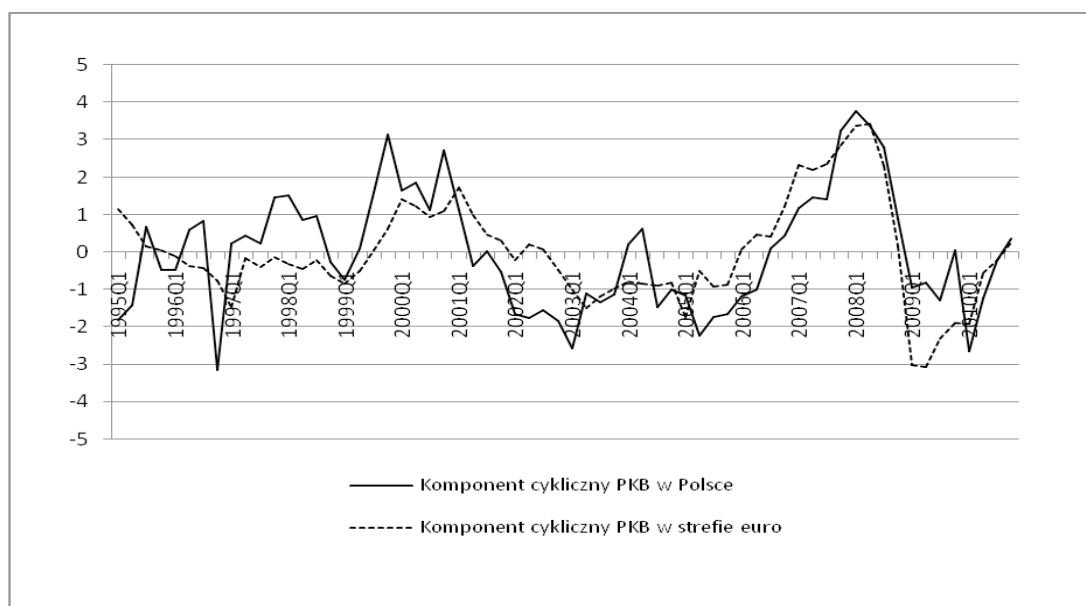
W celu wyodrębnienia komponentów cyklicznych z szeregów reprezentujących kategorie ekonomiczne oprócz filtra CF zastosowano także filtr

⁶¹ Rezultaty otrzymane przy zastosowaniu obydwu testów wskazały, iż 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, natomiast w teście KPSS szerokość pasma została przyjęta na podstawie metody Neweya-Westa.

⁶² W opracowaniu określenie komponenty cykliczne PKB jest używane wymiennie z określeniami: luka PKB, luka produkcyjna i luka popytowa.

Hodricka-Prescotta (1980) (filtr HP). Filtr ten do niedawna był najpopularniejszą metodą transformacji wejściowego szeregu w celu uzyskania wahań o wysokiej częstotliwości – stąd zaliczany jest on do tzw. filtrów *high-pass*. Wzmoczone analizy właściwości tego filtra obnażyły wiele wad spośród których wymienić można wysoką wrażliwość filtru HP na zmiany wartości i dodawanie nowych obserwacji, a także generowanie cykli w przypadku, gdy wejściowy szereg nie charakteryzuje się cyklicznością (por. Woško, 2009, Pedregal, Young, 2001), jednakże autorzy zdecydowali się wykorzystać szeregi otrzymane przy wykorzystaniu filtru HP w celach porównawczych w stosunku do cykli otrzymanych dzięki filtracji CF.

Wykres 9. Komponenty cykliczne PKB w Polsce i strefie euro uzyskane przy zastosowaniu filtra HP*



*PKB w 2000 roku = 100

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu

Powyższa, krótka charakterystyka poszczególnych filtrów może wskazywać na wyższość filtra zaproponowanego przez Christiano i Fitzgeralda nad alternatywnymi metodami filtracji, opartymi na metodyce Hodricka-Prescotta oraz Baxtera-Kinga. Trzeba jednak nadmienić, że filtracja, choć powszechnie stosowana do uzyskiwania szeregów reprezentujących cykliczne fluktuacje, spotyka się z również z krytyką, głównie ze względu na swój mechaniczny charakter.

Alternatywną metodą 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 zależą w znacznym stopniu od przyjętych założeń teoretycznych, w tym przede wszystkim założeń dotyczących postaci funkcji produkcji i sposobu definiowania naturalnej stopy bezrobocia.⁶³ Z tego względu w niniejszym opracowaniu zastosowano metodę wyznaczania luki produkcyjnej opartą na filtracji. Istnieje przy tym zazwyczaj silna korelacja między luką produkcyjną otrzymaną na podstawie filtrów statystycznych i luką produkcyjną otrzymaną na podstawie funkcji produkcji.⁶⁴

W przeprowadzonej analizie synchronizacji cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro zastosowano różne mierniki mające na celu zweryfikowanie 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 komponentów cyklicznych. Ponadto, posłużono się także periodogramem, na podstawie którego określono dominujące okresy trwania cyklu w gospodarce polskiej i strefie euro.

⁶³ Ponadto wyznaczanie produkcji potencjalnej w oparciu o funkcję produkcji ma większe zastosowanie do badania inflacji, a mniejszym w przypadku wyznaczania deficytu strukturalnego (por. Momigliano i Staderini, 1999).

⁶⁴ 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 ramach analiz 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 stworzona była do analiz opartych na danych miesięcznych, jednakże później została dostosowana również 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 posiada także wbudowane mechanizmy zakładające minimalną długość cyklu, tak, ażeby algorytm ten nie identyfikował zbyt krótkich fluktuacji jako punktów zwrotnych cyklu koniunkturalnego.

Współczynniki korelacji są w stanie określić siłę zależności między dwoma cyklami pod względem kierunku zmian w tym samym okresie, natomiast 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), która ma na celu określenie jaki jest procent okresów, w których oba cykle są w tej samej fazie (ożywienia lub recesji). Miara ta daje zatem informację o zgodności faz cykli koniunkturalnych. Indeks ten ma postać:

$$(48) \quad I_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [S_{it}S_{jt} + (1-S_{it})(1-S_{jt})] ,$$

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 Mink, Jacobs oraz De Haan (2008). Indeks ten ma 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:

$$(49) \quad \gamma = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T |\tilde{y}_{it} - \tilde{y}_{jt}|}{\sum_{t=1}^T |\tilde{y}_{it}|} ,$$

gdzie \tilde{y}_{it} , \tilde{y}_{jt} oznacza wartości luk produkcyjnych odpowiednio dla krajów i oraz j w okresie t , natomiast T – liczbę okresów.

Ostatnią z zastosowanych miar synchronizacji fluktuacji gospodarczych w Polsce i strefie euro jest wariancja różnic między komponentami cyklicznymi. Powyżej przedstawione miary zostały wyznaczone dla szeregów reprezentujących

cykl koniunkturalny w gospodarce polskiej i strefy euro. Wyniki zaprezentowane zostały w poniższej tabeli.

Tabela 7. Miary synchronizacji cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro

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

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu

Analiza powyżej zaprezentowanych miar wyznaczonych dla danych reprezentujących wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro wskazuje, iż synchronizacja cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro jest lepsza pod względem zgodności zbieżności faz cykli niż ich amplitud. Amplitudy cyklu w strefie euro są wyższe niż dla gospodarki polskiej, co potwierdzają także wyniki innych badań (por. np. Skrzypczyński, 2010, s.179). Porównując wartości współczynników korelacji i indeksów badających zgodność amplitud cykli otrzymanych dla szeregów uzyskanych za pomocą filtrów HP i CF zauważyć można, że w przypadku drugiego filtra wartości te są wyższe, niższa jest natomiast wariancja różnic badanych komponentów cyklicznych. Wynika to z faktu, że wykorzystując filtr CF otrzymuje się szeregi o bardziej wygładzonych kształtach. Ponadto, analizując współczynniki cross-korelacji zauważyć można, iż zarówno w przypadku filtracji HP, jak i CF cykl koniunkturalny w Polsce nie jest ani istotnie wyprzedzający ani opóźniający się w stosunku do fluktuacji obserwowanych w strefie euro.

Tabela 8. Współczynniki cross-korelacji pomiędzy szeregiem czasowym reprezentującym cykl koniunkturalny Polski i strefy euro

Okres	Szeregi otrzymane na bazie filtru CF		Szeregi otrzymane na bazie filtru 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 istotności odpowiednio 10%, 5% i 1%

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu

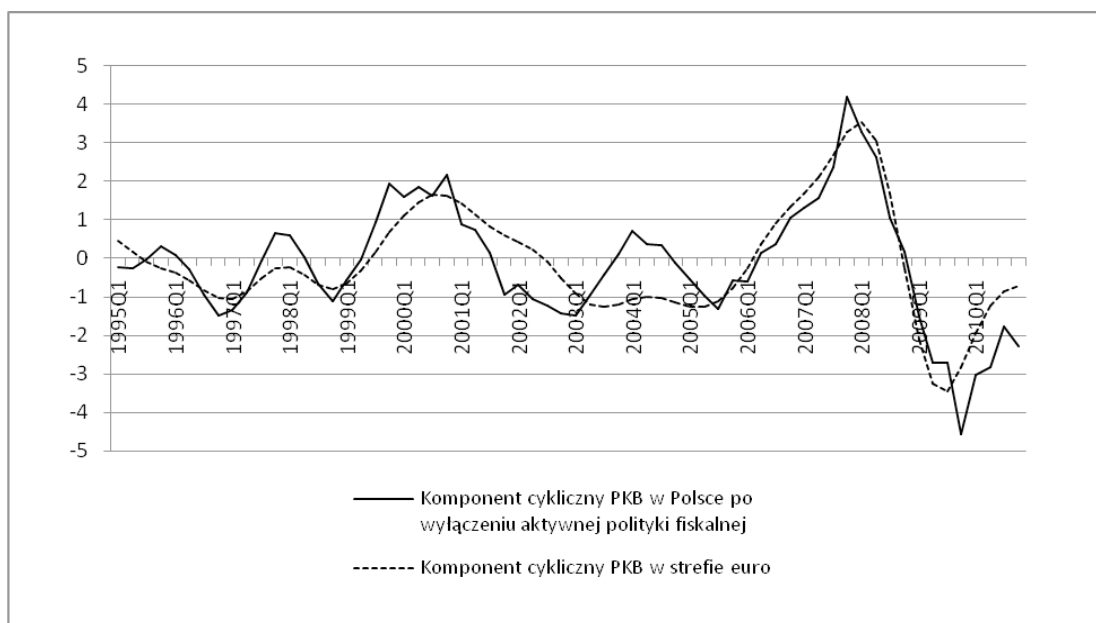
Analiza periodogramów wskazała ponadto, że dominującymi okresami dla cyklu w Polsce są 4 lata (16 kwartałów), natomiast dla fluktuacji w strefie euro jest to 5,3 roku (nieco ponad 21 kwartałów). Drugim rodzajem fluktuacji, które kształtują wahania cykliczne w Polsce i strefie euro są okresy 8-letnie.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

W dalszej części rozdziału przedstawione miary zostały porównane z analogicznymi miarami uzyskanymi po skorygowaniu luki produkcyjnej o wpływ aktywnej oraz pasywnej polityki fiskalnej.

3.2. Wpływ aktywnej polityki fiskalnej na zbieżność cykli

Na podstawie oszacowań wpływu dochodów i wydatków publicznych na kształtowanie się PKB w gospodarce polskiej wyznaczono przebieg hipotetycznego cyklu koniunkturalnego w Polsce, w sytuacji braku prowadzenia aktywnej polityki fiskalnej. Wykres 10 i 11 ukazują oczyszczoną z wpływu aktywnej polityki fiskalnej lukę produkcyjną w Polsce oraz lukę produkcyjną w strefie euro odpowiednio przy wykorzystaniu filtra CF i HP.

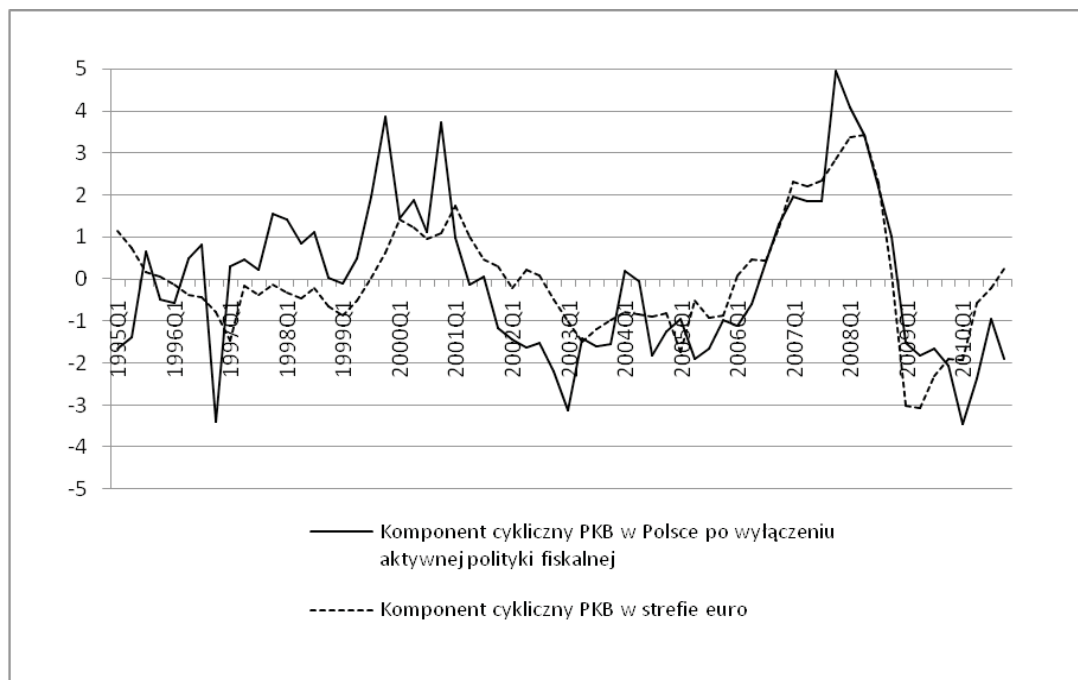
Wykres 10. Komponenty cykliczne PKB w Polsce po wyłączeniu wpływu aktywnej polityki fiskalnej i w strefie euro uzyskane przy zastosowaniu filtra CF*



* PKB w 2000 roku = 100

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

Wykres 11. Komponenty cykliczne PKB w Polsce po wyłączeniu wpływu aktywnej polityki fiskalnej i w strefie euro uzyskane przy zastosowaniu filtra HP*



* PKB w 2000 roku = 100

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

Bazując na nowych szeregach luki produkcyjnej w Polsce ponownie zostały wyznaczone miary synchronizacji cyklu w Polsce, skorygowanego o wpływ aktywnej polityki fiskalnej, z cyklem w strefie euro. Wyniki prezentuje poniższa tabela.

Tabela 9. Miary synchronizacji cyklu koniunkturalnych w Polsce po wyłączeniu wpływu aktywnej polityki fiskalnej z cyklem w strefie euro

Miara	Wartość miary dla cykli w Polsce (po wyłączeniu wpływu aktywnej polityki fiskalnej) i strefie euro - filtr CF	Wartość miary dla cykli w Polsce (po wyłączeniu wpływu aktywnej polityki fiskalnej) i strefie euro - filtr HP
Współczynnik korelacji	0,859	0,744
Indeks zgodności	0,766	0,687
Indeks podobieństwa amplitud cykli	0,457	0,015
Wariancja różnic komponentów cyklicznych	0,571	1,499

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

Porównując miary zbieżności dla komponentu cyklicznego PKB w Polsce po usunięciu wpływu aktywnej polityki fiskalnej, z wyjściowymi obliczeniami, otrzymuje się, że w przypadku braku prowadzenia aktywnej polityki fiskalnej występują wyższe wartości współczynnika korelacji, indeksu zgodności oraz indeksu podobieństwa luk. Natomiast wartość wariancji różnic komponentów cyklicznych jest niższa. Otrzymane wyniki wskazują zatem, iż usunięcie wpływu prowadzonej w Polsce aktywnej polityki fiskalnej powoduje zwiększenie synchronizacji cykli zarówno pod względem amplitud wahań jak i stopnia ich zbieżności pod względem dopasowania faz cykli.⁶⁵

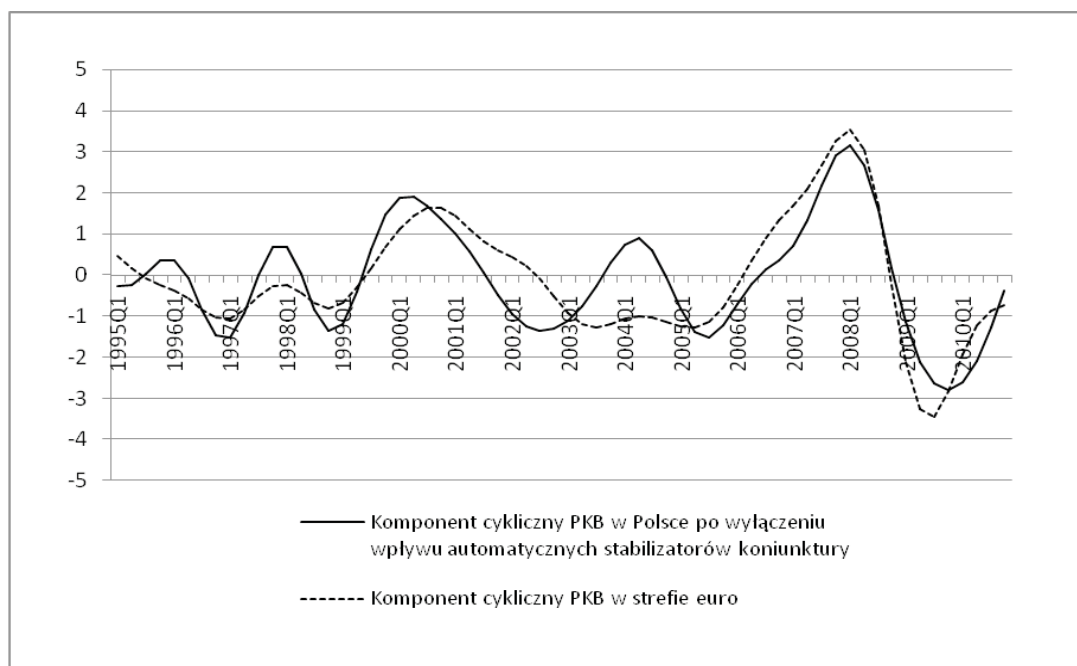
Niezależnie od przyjętej miary synchronizacji cykli oraz metody filtracji otrzymuje się zatem, że aktywna polityka fiskalna w Polsce w analizowanym okresie nie oddziaływała na zwiększenie zbieżności cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro. Wyniki otrzymane dla gospodarki polskiej ukazują ponadto, że antycykliczność polityki fiskalnej nie stanowi warunku dostatecznego polityki optymalnej z punktu widzenia synchronizacji cykli.

⁶⁵ Analiza periodogramów i współczynników cross-korelacji wskazała, że prowadzenie aktywnej polityki fiskalnej nie wpłynęło natomiast na zmiany długości cyklu, ani na przesunięcie cyklu koniunkturalnego w Polsce w stosunku do cyklu strefie euro.

3.3. Automatyczne stabilizatory a synchronizacja wahań koniunktury

W celu analizy oddziaływania automatycznych stabilizatorów koniunktury na zbieżność cykli, analogicznie jak w przypadku aktywnej polityki fiskalnej, wyznaczono hipotetyczny przebieg wahań koniunktury w gospodarce polskiej w przypadku nie występowania automatycznych stabilizatorów koniunktury (por. wykres 12 i 13).

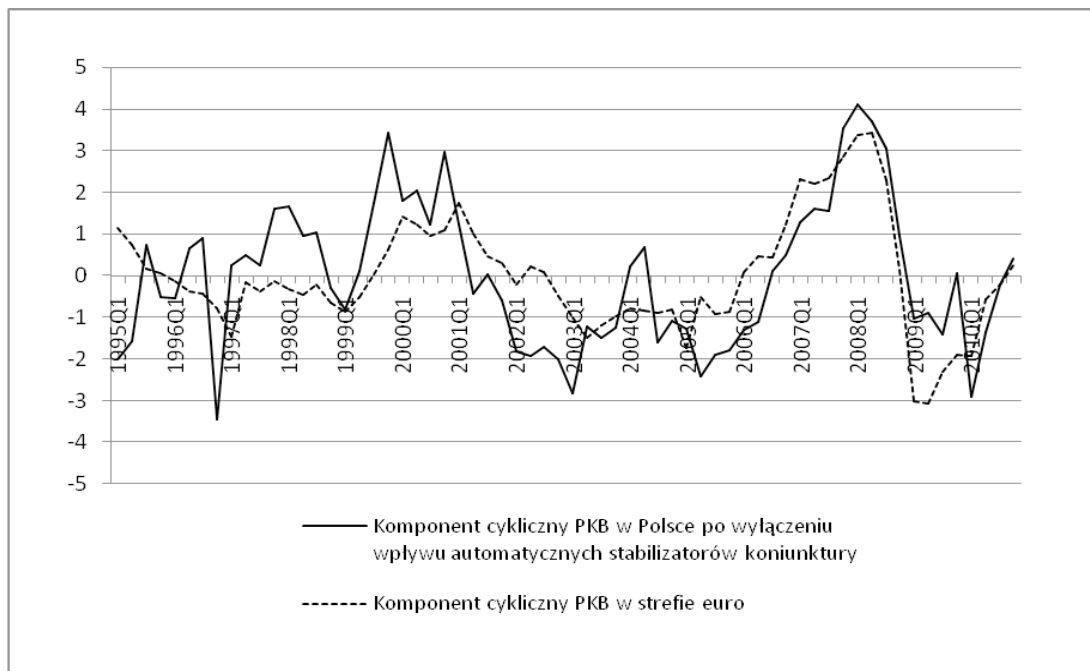
Wykres 12. Komponenty cykliczne PKB w Polsce po wyłączeniu wpływu automatycznych stabilizatorów koniunktury i w strefie euro uzyskane przy zastosowaniu filtra CF*



* PKB w 2000 roku = 100

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

Wykres 13. Komponenty cykliczne PKB w Polsce po wyłączeniu wpływu automatycznych stabilizatorów koniunktury i w strefie euro uzyskane przy zastosowaniu filtra HP*



* PKB w 2000 roku = 100

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

W przypadku luki produkcyjnej skorygowanej o wpływ automatycznych stabilizatorów koniunktury otrzymano następujące wyniki miar zbieżności fluktuacji gospodarczych w Polsce i strefie euro.

Tabela 10. Miary synchronizacji cyklu koniunkturalnych w Polsce po wyłączeniu wpływu automatycznych stabilizatorów koniunktury z cyklem w strefie euro

Miara	Wartość miary dla cykli w Polsce (po wyłączeniu wpływu automatycznych stabilizatorów) i strefie euro - filtr CF	Wartość miary dla cykli w Polsce (po wyłączeniu wpływu automatycznych stabilizatorów) i strefie euro - filtr HP
Współczynnik korelacji	0,840	0,658
Indeks zgodności	0,719	0,656
Indeks podobieństwa amplitud cykli	0,425	-0,010
Wariancja różnic komponentów cyklicznych	0,618	1,504

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

Otrzymane rezultaty ukazują, że usunięcie wpływu automatycznych stabilizatorów na kształtowanie się wahań aktywności gospodarczej w Polsce nie zmieniło siły zależności cykli wyrażonej współczynnikami korelacji, ani też nie wpłynęło na wartość indeksów zgodności, mówiących o dopasowaniu faz cykli gospodarki polskiej i strefy euro. Pozostałe miary nie dały jednoznacznych wyników. Wartość indeksu podobieństwa amplitud przy wykorzystaniu szeregów poddanych filtracji filtrem CF zmniejszyła się, natomiast wariancja różnic komponentów cyklicznych uległa niewielkiemu podwyższeniu. Z kolei wariancja różnic w przebiegu cykli zmniejszyła się w analizie opartej na szeregach filtrowanych filtrem HP. Otrzymane wyniki nie są zatem jednoznaczne i nie potwierdzają hipotezy, że automatyczne stabilizatory koniunktury mają istotny wpływ na niwelowanie różnic w przebiegu cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro.

Jak wynika z oszacowań przedstawionych we wcześniejszym rozdziale, dwa główne składniki cykliczne w ramach sektora finansów publicznych stanowi komponent cykliczny podatku PIT oraz komponent cykliczny podatków pośrednich. W rezultacie podatki te stanowią najważniejsze automatyczne stabilizatory koniunktury w Polsce. Z tego względu poddano analizie, w jaki sposób ww. podatki wpływają na synchronizację wahań koniunktury w Polsce i strefie euro.

W celu zbadania, czy PIT i podatki pośrednie przyczyniają się do synchronizacji cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro porównano kształtowanie się komponentów cyklicznych przybliżeń baz podatkowych ww. podatków, tj. funduszu wynagrodzeń oraz konsumpcji. Cykliczne komponenty funduszu wynagrodzeń oraz konsumpcji wyznaczono na podstawie filtra CF.

Otrzymano, że baza podatkowa podatków pośrednich z reguły kształtuje się na wyższym poziomie, w sytuacji, gdy koniunktura w Polsce jest relatywnie lepsza niż w strefie euro. Współczynnik korelacji pomiędzy komponentem cyklicznym bazy podatkowej podatków pośrednich, a różnicą pomiędzy luką produktową w Polsce i strefie euro wynosi 0,32. Analogiczny współczynnik korelacji dla podatku PIT otrzymano natomiast ujemny, na poziomie statystycznie nieistotnym (-0,12).

Cykliczne kształtowanie się podatku PIT, w odróżnieniu od podatków pośrednich, nie przyczynia się zatem do zwiększenia zbieżności cykli w Polsce i strefie euro.

3.4. *Polityka fiskalna optymalna z punktu widzenia synchronizacji*

Z przeprowadzonych analiz wynika, że prowadzona w Polsce aktywna polityka fiskalna nie przyczynia się do zwiększania synchronizacji cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro. Jednocześnie, po wprowadzeniu euro, zniknie możliwość wykorzystywania polityki monetarnej w celu przeciwdziałania skutkom szoków asymetrycznych. Ze względu na przyszłe znaczenie polityki fiskalnej, jako narzędzia synchronizowania wahań koniunktury, w niniejszym podrozdziale poddano analizie regułę fiskalną, w której kryterium optymalności stanowi zbieżność cykli w Polsce i strefie euro.

Problem stosowania reguł w polityce gospodarczej, w tym również w polityce fiskalnej, jest obecny w literaturze co najmniej od lat czterdziestych, gdy Milton Friedman w swoich pracach zwracał uwagę na niedostatki polityki prowadzonej w sposób dyskrejonalny. Również Buchanan i Wagner (1977) argumentowali za potrzebą oparcia polityki fiskalnej na regule ze względu na istniejącą skłonność polityków do zwiększania deficytu, typową zdaniem tych autorów dla systemu demokratycznego. Zagadnienie stosowania reguł szerzej weszło do programu badań teoretycznych w latach siedemdziesiątych w związku z zauważeniem możliwości występowania problemu niespójności w czasie (Kydland i Prescott, 1977). Od tego czasu aż do lat dziewięćdziesiątych główne zainteresowanie badaczy dotyczyło przede wszystkim reguł polityki pieniężnej (np. reguła Taylora, por. Taylor, 2000). Wzrost zainteresowania regułami polityki fiskalnej, jaki nastąpił od początku lat dziewięćdziesiątych, przypisać można, jak się wydaje, procesowi tworzenia Unii Gospodarczej i Walutowej. Podpisanie traktatu z Maastricht dało początek szeregowi artykułów dotyczących konstruowania ograniczeń fiskalnych najlepszych z punktu widzenia unii monetarnej oraz dyskusji o roli reguł w kształtowaniu polityki gospodarczej. Wśród dostępnej literatury najwcześniejsza jest praca Inmana (1996), zaś oprócz niej wymienić można prace Kopitsa i Symansky'ego (1998), Buitera (2003), a także zbiór artykułów

opracowany przez Banca d'Italia (2001).⁶⁶ Pojawiające się głosy na temat możliwości prowadzenia w warunkach Unii przez niektóre państwa polityki tzw. jazdy na gapę (*free riding*) stały się dodatkowym argumentem przemawiającym za stosowaniem reguł ograniczających ekspansywność polityki fiskalnej w poszczególnych krajach członkowskich.⁶⁷ Negatywne skutki nadmiernego zwiększania przez część krajów strefy euro nierównowagi finansów publicznych stały się szczególnie widoczne w okresie obecnego kryzysu finansowego.

Stosowanie reguł polityki fiskalnej w krajach strefy euro jest wskazane nie tylko ze względu na tendencje części państw do nadmiernego zadłużania się, ale stanowi również narzędzie prowadzenia antycyklicznej polityki fiskalnej, szczególnie istotnej w warunkach unii monetarnej. Badania empiryczne wskazują przy tym, że wbrew postulatom normatywnym reakcje polityki fiskalnej na wahania koniunktury mają często charakter procykliczny (por. Gavin i in., 1996, Calderón, Schmidt-Hebbel, 2003, Lane, 2003, Talvi i Vegh, 2005, Bogdanov, 2010). Optymalne z punktu widzenia ograniczenia wahań koniunktury reguły polityki fiskalnej, wymuszające prowadzenie polityki antycyklicznej, są przedmiotem licznych analiz (por. np. Benigno i Woodford, 2003, Mackiewicz, 2010). Brak jest natomiast badań dotyczących reguł polityki fiskalnej w Polsce, uwzględniających synchronizację wahań koniunktury po akcesji do strefy euro.

Stosowanie reguły fiskalnej, w której kryterium optymalności stanowi synchronizacja cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro, oznaczałyby, że po akcesji do strefy euro aktywna polityka fiskalna w Polsce będzie miała na celu ograniczanie szoków asymetrycznych. Zasadność stosowania takiej reguły będzie więc uzależniona od tego, w jakim stopniu na polityce pieniężnej Europejskiego

⁶⁶ Inny nurt objął empiryczne badania przypadków stosowania reguł budżetowych w tych krajach, gdzie są one stosowane powszechnie – na poziomie stanowym w Stanach Zjednoczonych oraz w Kanadzie. Celem tych analiz było również wyciągnięcie jak najogólniejszych wniosków dotyczących konstruowania dobrych reguł fiskalnych, jak również odniesienie tych wniosków do krajów strefy euro – można tu wskazać m.in. pracę Straucha i von Hagen (2001).

⁶⁷ Całościowy przegląd argumentów związanych ze stosowaniem reguł w warunkach Unii Gospodarczej i Walutowej przedstawiają Buiter i Grafe (2002).

Banku Centralnego spoczywać będzie niwelowanie wahań koniunktury w skali całej unii.⁶⁸

W opracowaniu jako kryterium optymalizacji prowadzonej polityki fiskalnej przyjęto ograniczenie luki produkcyjnej w Polsce oraz zbieżność wahań koniunktury w Polsce i strefie euro. Założono, że funkcja celu przyjmuje zatem postać:

$$(50) \quad L = \lambda \tilde{y}^2 + (1 - \lambda)(\tilde{y} - \tilde{y}^e)^2 ,$$

gdzie \tilde{y} oraz \tilde{y}^e oznaczają lukę produkcyjną odpowiednio w Polsce i strefie euro, $\lambda \in \langle 0, 1 \rangle$.

Optymalną regułę polityki fiskalnej określa minimum funkcji celu. Czym niższa wartość parametru λ , tym większa waga przypisywana synchronizacji wahań koniunktury w Polsce ze strefą euro. Dla $\lambda = 0$ polityka fiskalna ma na celu zapewnienie pełnej zbieżności cykli w Polsce i strefie euro, natomiast dla $\lambda = 1$ celem polityki fiskalnej jest ograniczenie wahań koniunktury, niezależnie od tego, czy wynikają one z fluktuacji gospodarczych w całej strefie euro, czy też z szoków asymetrycznych w gospodarce polskiej.⁶⁹

Instrument polityki fiskalnej stanowi poziom pierwotnego salda strukturalnego sektora finansów publicznych (B^S). Występowanie sprzężeń zwrotnych pomiędzy polityką fiskalną a wahaniami koniunktury określają następujące równania:

$$(51) \quad \tilde{y} = \tilde{y}_0 - \beta B ,$$

$$(52) \quad B = B^S + R^C - E^C ,$$

$$(53) \quad R^C = \varpi_{R,Y} \tilde{y} ,$$

$$(54) \quad E^C = \varpi_{E,Y} \tilde{y} ,$$

⁶⁸ Polityka monetarna może stanowić efektywniejsze narzędzie ograniczania fluktuacji gospodarczych, ze względu na występowanie długich opóźnień w przypadku polityki fiskalnej. Wyplosz (2002) wskazuje, że problem opóźnień jest znacznie poważniejszy w przypadku polityki fiskalnej niż monetarnej. Ta ostatnia charakteryzuje się bowiem znacznie krótszym procesem decyzyjnym, a także dysponuje instrumentami, takimi jak zmiany stóp procentowych, charakteryzującymi się małymi opóźnieniami działania.

⁶⁹ Zatem w pierwszym przypadku zakłada się, że niwelowanie fluktuacji gospodarczych występujących w skali całej unii walutowej spoczywa na wspólnej dla strefy euro polityce monetarnej, natomiast w drugim przypadku – na polityce fiskalnej w poszczególnych krajach.

gdzie:

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

Na podstawie równań(51)-(54) otrzymuje się:

$$(55) \quad \tilde{y} = \tilde{y}_0 - \beta(B^S + (\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y})\tilde{y}),$$

czyli po przekształceniach:

$$(56) \quad \tilde{y} = \frac{\tilde{y}_0 - \beta B^S}{1 + \beta(\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y})}.$$

Wstawiając równanie (56) do funkcji celu uzyskuje się wzór postaci:

$$(57) \quad L = \lambda \left(\frac{\tilde{y}_0 - \beta B^S}{1 + \beta(\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y})} \right)^2 + (1 - \lambda) \left(\frac{\tilde{y}_0 - \beta B^S}{1 + \beta(\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y})} - \tilde{y}^e \right)^2.$$

Na podstawie warunku koniecznego minimalizacji funkcji celu otrzymuje

się:

$$(58) \quad \frac{\partial L}{\partial B^S} = 2\lambda \left(\frac{\tilde{y}_0 - \beta B^S}{1 + \beta(\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y})} \right) \frac{-\beta}{1 + \beta(\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y})} +$$

$$+ 2(1 - \lambda) \left(\frac{\tilde{y}_0 - \beta B^S}{1 + \beta(\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y})} - \tilde{y}^e \right) \frac{-\beta}{1 + \beta(\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y})} = 0,$$

czyli:

$$(59) \quad \frac{\tilde{y}_0 - \beta B^S}{1 + \beta(\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y})} - (1 - \lambda)\tilde{y}^e = 0.$$

Wyznaczając z powyższego wzoru saldo strukturalne otrzymuje się:

$$(60) \quad B^S = \frac{\tilde{y}_0 - (1 - \lambda)(1 + \beta(\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y}))\tilde{y}^e}{\beta}.$$

Warunek dostateczny minimalizacji funkcji celu przyjmuje postać:

$$(61) \quad \frac{\partial^2 L}{\partial (B^S)^2} = \frac{2(-\beta)^2}{(1 + \beta(\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y}))^2} > 0.$$

Warunek dostateczny jest więc spełniony, gdy $\beta \neq 0$.⁷⁰ Na podstawie równania (60) otrzymuje się, że:

$$(62) \quad \frac{\partial B^S}{\partial \tilde{y}^e} = -(1-\lambda) \left(\frac{1}{\beta} + (\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y}) \right),$$

czyli optymalna wysokość salda strukturalnego jest uzależniona od luki produktowej w strefie euro w przypadku wszystkich wariantów reguły, dla których $\lambda \neq 1$.

W dalszej części opracowania porównane zostały dwie skrajne wersje reguły polityki fiskalnej określonej równaniem (60):

- reguła fiskalna, której celem jest niwelowanie wahań koniunktury w Polsce,⁷¹
- reguła fiskalna, której celem jest synchronizacja cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro.⁷²

Na podstawie wcześniejszych oszacowań dotyczących oddziaływania polityki fiskalnej na gospodarkę polską oraz wpływu wahań koniunktury na dochody i wydatki publiczne otrzymuje się następujące wartości liczbowe parametrów:⁷³

1. Reguła mająca na celu niwelowanie wahań koniunktury w Polsce:

$$(63) \quad B^S = 4,283 \tilde{y}_0.$$

2. Reguła mająca na celu synchronizację cykli w Polsce i strefie euro:

$$(64) \quad B^S = 4,283 \tilde{y}_0 - 4,569 \tilde{y}^e.$$

⁷⁰ Ponieważ założone wartości parametrów są nieujemne, zatem warunek $\beta(\varpi_{R,Y} + \varpi_{E,Y}) \neq -1$ jest zawsze spełniony.

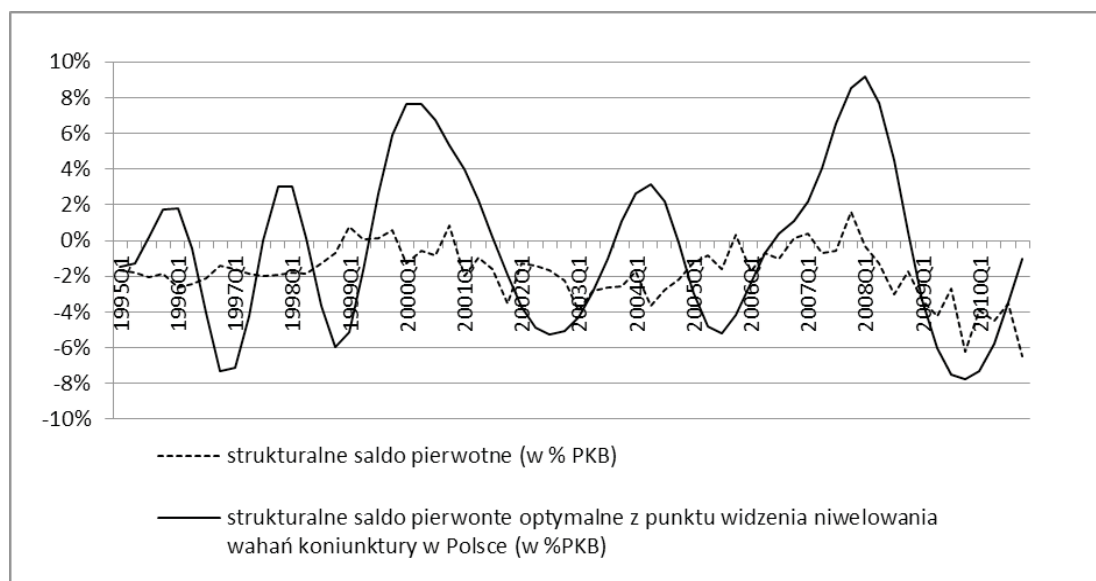
⁷¹ Wariant reguły, w której $\lambda = 1$.

⁷² Czyli przypadek, gdy $\lambda = 0$.

⁷³ Parametr β wyznaczono jako średnią arytmetyczną wartości bezwzględnych oszacowań parametrów α_1 i α_2 równania (45)), natomiast parametry $\varpi_{R,Y}$ i $\varpi_{E,Y}$ obliczono na podstawie oszacowań elastyczności poszczególnych dochodów i wydatków publicznych względem PKB oraz ich udziałów w PKB. Wartości parametrów wyznaczono przy wykorzystaniu filtra CF. Wartości parametrów analizowanej reguły wyznaczone na podstawie filtra HP kształtują się na bardzo zbliżonym poziomie.

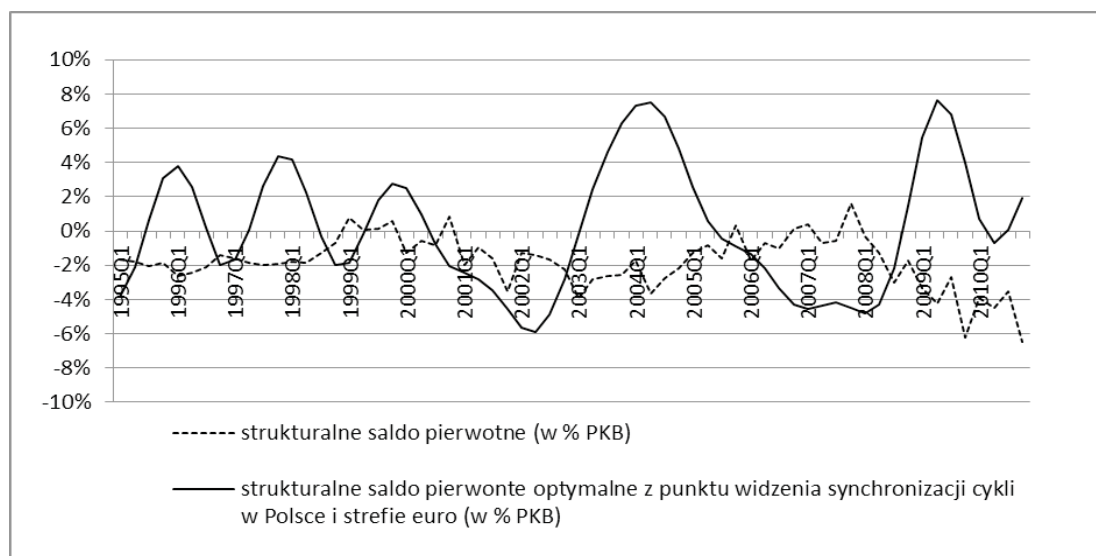
Poniżej przedstawiono kształtowanie się optymalnego strukturalnego salda pierwotnego w przypadku obydwu wariantów analizowanej reguły fiskalnej.

Wykres 14 *Polityka fiskalna optymalna z punktu niwelowania wahań koniunktury w Polsce*



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

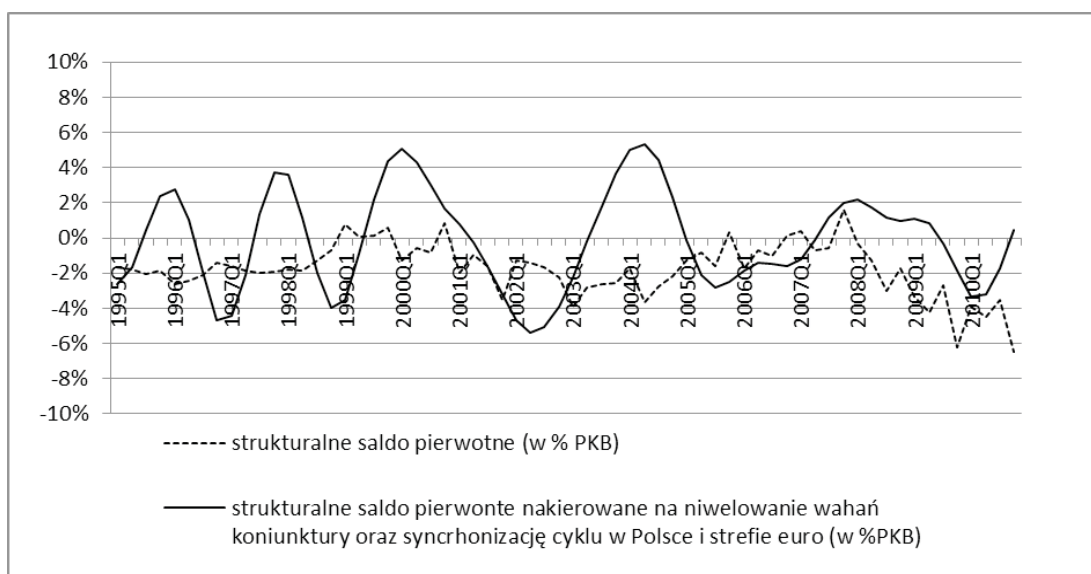
Wykres 15. *Polityka fiskalna optymalna z punktu widzenia synchronizacji cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro*



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

Prowadzenie polityki fiskalnej nakierowanej jedynie na synchronizację cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro wymagałoby znacznych wahań strukturalnego salda pierwotnego sektora finansów publicznych, przekraczających niekiedy 10% PKB.⁷⁴ Nawet z większymi zmianami poziomu restrykcyjności wiązałyby się polityka fiskalna, mająca na celu jedynie niwelowanie wahań koniunktury w Polsce. Co ciekawe, w badanym okresie relatywnie najmniejszych zmian w kształtowaniu salda pierwotnego wymagałaby polityka fiskalna mająca na celu zarówno ograniczenie wahań koniunktury, jak i synchronizację cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro,⁷⁵ co obrazuje wykres 16.

Wykres 16. Polityka fiskalna mająca na celu zarówno zmniejszenie wahań koniunktury, jak i synchronizację cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro



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

Stosowanie przedstawionej na wykresie 16. reguły fiskalnej, w której kryterium optymalności stanowi zarówno synchronizacja cyklu koniunkturalnego w

⁷⁴ Np. zgodnie z analizowaną regułą polityka fiskalna powinna ulec znacznemu zaostrzeniu w 2008 roku – z ok. 4%PKB deficytu na początku 2008 roku, do ponad 6%PKB nadwyżki na początku 2009 roku.

⁷⁵ Wariant analizowanej reguły, w którym $\lambda = 0,5$.

Polsce i strefie euro, jak i ograniczenie luki produkcyjnej, oznaczałyby, że po akcesji do strefy euro aktywna polityka fiskalna w Polsce będzie miała na celu w większym stopniu ograniczanie szoków asymetrycznych, niż szoków występujących w skali całej Unii Gospodarczej i Walutowej. Zasadność stosowania takiej reguły będzie więc uzależniona od tego, w jakim stopniu polityka pieniężna Europejskiego Banku Centralnego będzie stanowiła efektywne narzędzie niwelowania wahań koniunktury w skali całej unii. Ponadto, aby stanowić efektywne narzędzie oddziaływania na gospodarkę, powinna ona spełniać listę cech, które zgodnie z literaturą powinny posiadać reguły fiskalne.

Kopits i Symansky (1998) podjęli próbę stworzenia kompletnej listy pożądanych cech reguł fiskalnych. Według tych autorów, reguła powinna być precyzyjnie zdefiniowana, co oznacza jednoznaczne określenie wskaźnika ekonomicznego, do którego się ona odnosi. Istotnym warunkiem jest zapewnienie przejrzystości, co w szczególności wiąże się z jasnym określeniem mechanizmów stosowania reguły, jak również uniemożliwieniem „kreatywnego księgowania” poprzez odniesienie do określonych standardów rachunkowości budżetowej. Zbliżony do powyższych kryteriów jest również wymóg prostoty, która umożliwi zrozumienie reguły przez społeczeństwo oraz łatwiejsze monitorowanie jej przestrzegania. Z podobnych przesłanek wynika wymaganie egzekwowalności, które wiąże się z istnieniem odpowiednio odczuwalnych sankcji za prowadzenie polityki, która łamie regułę. Jedną z najważniejszych cech idealnej reguły fiskalnej jest jej zgodność z założonymi celami polityki gospodarczej. Oznacza to, że reguła powinna skłaniać władze fiskalne do takiej polityki, która maksymalizuje poziom społecznego dobrobytu. W celu zwiększenia skuteczności powinna być ona również spójna z innymi rodzajami polityki, w tym w szczególności z polityką pieniężną. Powinna cechować się przy tym elastycznością, umożliwiającą reagowanie na losowo pojawiające się w gospodarce szoki.

Analizując przedstawioną w pracy regułę fiskalną (tj. regułę określoną równaniem (60)) z punktu widzenia kryteriów Kopitsa i Symansky’ego, przede wszystkim zaobserwować można, że nie spełnia ona kryterium prostoty - nie jest czytelna dla opinii publicznej. Ponadto z jednej strony odnosi się ona precyzyjnie do

wskaźników ekonomicznych, ale z drugiej strony różne możliwości obliczania wskaźników (np. luki produkcyjnej, elastyczności) ograniczają w znacznym stopniu przejrzystość reguły. Dane dotyczące PKB są publikowane ze znacznym opóźnieniem, a szacunek luki produkcyjnej dla danego roku ulega zmianie wraz z wydłużaniem próby, co dodatkowo utrudnia stosowanie reguły. Jak wskazano wcześniej, spójność analizowanej reguły z polityką pieniężną w warunkach Unii Gospodarczej i Walutowej zależy od tego, w jakim stopniu polityka pieniężna Europejskiego Banku Centralnego będzie stanowiła efektywne narzędzie niwelowania wahań koniunktury w skali całej unii. Wskazany przez Kopitsa i Symansky'ego warunek egzekwowalności reguły nie zależy natomiast od konstrukcji samej reguły, lecz od jej umocowania w systemie prawnym.

W oparciu o stworzoną przez Kopitsa i Symansky'ego listę, Buti i Giudice (2002) zaprezentowali analizę idealnych reguł polityki fiskalnej. Autorzy ci rozszerzają zakres pożądanых cech o kilka warunków, które mogą przyczynić się do dodatkowego przyrostu dobrobytu spowodowanego wprowadzeniem reguł fiskalnych. Wskazują oni mianowicie, że idealna reguła powinna zapewniać jak najskuteczniejsze łagodzenie wahań koniunkturalnych, wykraczające nawet poza działanie automatycznych stabilizatorów. Wśród poważnych zagrożeń związanych ze stosowaniem reguł, poza ograniczeniem pola dla polityki antycyklicznej, autorzy ci wskazują na fakt, że reguły wymuszają często na politykach obniżenie poziomu łącznych wydatków publicznych. Przeważnie najłatwiejsze do zmniejszenia są wydatki inwestycyjne, stąd istnienie reguł może w typowych warunkach prowadzić do poważnego ograniczenia wydatków o charakterze rozwojowym. Pożądaną cechą dobrej reguły fiskalnej jest więc, by jej stosowanie nie prowadziło do redukcji, lecz raczej stymulowało wydatki kapitałowe. Cechę wskazaną przez Buti'ego i Giudice dotyczącą działania antycyklicznego analizowana reguła spełnia. Nie wpływa ona natomiast na kształtowanie się wydatków inwestycyjnych względem wydatków bieżących.

Buiter (2003) przedstawia warunki, które powinny być spełnione przez reguły rządzące zachowaniem władz fiskalnych w krajach Unii Gospodarczej i Walutowej. Przede wszystkim wskazuje on, reguły w poszczególnych krajach

powinny być prowadzone w sposób, który jest spójny z działaniem strefy euro jako całości. Kryterium to spełnia omawiana reguła. Prowadzona zgodnie z nią polityka fiskalna oddziałuje na szoki asymetryczne w poszczególnych krajach, uzupełniając się z polityką Europejskiego Banku Centralnego, oddziałującą na wahania koniunktury w skali całej strefy euro.

Podsumowując, stosowanie analizowanej reguły fiskalnej, niezależnie od przyjętego parametru ma uzasadnienie teoretyczne w warunkach Unii Gospodarczej i Walutowej, jednocześnie jednak możliwość jej stosowania jest ograniczona z następujących przyczyn:

- jej stosowanie wymaga znacznych zmian strukturalnych wydatków i dochodów publicznych,
- reguła ta pozbawiona jest prostoty, zaangażowanie złożonych metod statystycznych powoduje, że trudno udowodnić przekroczenie reguły w sposób oczywisty dla opinii publicznej, co pozbawia ją ważnego mechanizmu zapewniającego jej skuteczność,
- na otrzymane wyniki wpływ ma metodologia liczenia deficytu strukturalnego i luki produkcyjnej, co stwarza możliwość uzależnienia otrzymanego wyniku od intencji podmiotu prowadzącego te obliczenia, np. w sytuacji zagrożenia złamaniem reguły władze odpowiedzialne za politykę fiskalną mogą stosować korzystną dla siebie metodologię,
- stosowanie reguły wymaga określenia luki produkcyjnej, co wiąże się z problemem opóźnień w dostępności danych statystycznych i brakiem możliwości precyzyjnego określenia dla końca próby fazy cyklu, w jakiej znajduje się gospodarka.

Podsumowanie

W opracowaniu poddano analizie wpływ aktywnej polityki fiskalnej oraz automatycznych stabilizatorów koniunktury na synchronizację cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro. Analizę przeprowadzono na podstawie danych kwartalnych z lat 1995-2010.

Jako miarę aktywnej polityki fiskalnej przyjęto strukturalny deficyt pierwotny sektora finansów publicznych. Natomiast pasywną politykę fiskalną zdefiniowano jako zmiany dochodów i wydatków publicznych wynikające z wahań koniunktury. W celu wyodrębnienia aktywnej i pasywnej polityki oszacowano strukturalne i cykliczne dochody i wydatki publiczne w gospodarce polskiej. Saldo sektora finansów publicznych skorygowano o wahania cykliczne na podstawie metody opartej na oszacowaniach luki produkcyjnej i elastyczności poszczególnych kategorii budżetowych względem PKB. Lukę produkcyjną wyznaczono na podstawie filtra CF oraz filtra HP, natomiast elastyczności – w oparciu o metodę dwustopniową, wykorzystującą zarówno oszacowania ekonometryczne, jak i dane dotyczące systemu podatkowego w gospodarce polskiej. Otrzymano, że wśród analizowanych dochodów publicznych najniższą elastycznością względem PKB (wynoszącą 0,573) cechują się wpływy z podatków pośrednich. W przypadku PIT, CIT oraz składek oszacowania elastyczności nie różnią się w sposób statystycznie istotny od jedności. Natomiast znacznie wyższą od jedności (w ujęciu bezwzględnym) elastyczność względem PKB uzyskano dla wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu.

Na podstawie skorygowanych o wpływ koniunktury dochodów i wydatków publicznych zbadano kształtowanie się aktywnej polityki fiskalnej w ramach cyklu. Otrzymano, że strukturalne saldo pierwotne sektora finansów publicznych w latach 1995-2010 kształtowało się w sposób antycykliczny. Zatem aktywna polityka fiskalna w analizowanym okresie wpływała na ograniczenie wahań koniunktury.

Na podstawie estymacji uzyskano, że oddziaływanie zarówno dochodów, jak i wydatków strukturalnych na krótkookresowe zmiany PKB jest jednak relatywnie

niewielkie. Dla luki produkcyjnej wyznaczonej w oparciu o filtr CF uzyskano, że zwiększenie strukturalnych wydatków publicznych o 1 zł powoduje wzrost PKB o 25 gr, natomiast analogiczny wzrost strukturalnych dochodów publicznych – spadek PKB o 24 gr. W przypadku zastosowania luki produkcyjnej wyznaczonej na podstawie filtra HP otrzymano się, że zwiększenie wydatków strukturalnych o 1 zł powoduje wzrost PKB o 30 gr, natomiast wzrost dochodów strukturalnych – spadek PKB o 31 gr.

Aktywna polityka fiskalna wywarła najsilniejszy wpływ na kształtowanie się luki produkcyjnej po pojawieniu się kryzysu finansowego na rynkach światowych. Na podstawie przeprowadzonych szacunków otrzymano, że zarówno luka produkcyjna wyznaczona na podstawie filtra CF, jak i filtra HP, była w latach 2009-2010 znacznie niższa niż w przypadku, gdyby nie prowadzono w tym okresie aktywnej polityki fiskalnej. Zatem prowadzona w ostatnich latach aktywna polityka fiskalna przyczyniła się do relatywnie dobrej sytuacji gospodarczej w Polsce w okresie kryzysu finansowego.

Na podstawie oszacowań deficytu cyklicznego zbadano oddziaływanie pasywnej polityki fiskalnej. Uzyskano, że automatyczne stabilizatory koniunktury wygładzają o mniej niż 10% fluktuacji gospodarczych w Polsce. W porównaniu z innymi krajami skuteczność automatycznych stabilizatorów koniunktury jest relatywnie niewielka. W celu zwiększenia ich efektywności wskazane byłoby podniesienie podatków dochodowych lub wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu. Działania takie mogłyby jednak odbić się niekorzystnie na poziomie aktywności gospodarczej. Warto również zaznaczyć, że progresja podatkowa w PIT nie ma kluczowego znaczenia dla działania tego podatku jako automatycznego stabilizatora koniunktury. Zniesienie trzeciej stawki podatkowej od 2009 roku wpłynęło na ograniczenie skuteczności PIT w łagodzeniu fluktuacji gospodarczych jedynie o ok. 8%.

Na podstawie oszacowań wpływu aktywnej i pasywnej polityki fiskalnej na przebieg wahań koniunktury zanalizowano, 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 komponentów cyklicznych.

Niezależnie od przyjętej miary otrzymano, że aktywna polityka fiskalna w analizowanym okresie wpłynęła na obniżenie się stopnia zsynchronizowania gospodarki polskiej ze strefą euro. Przeprowadzone badania potwierdziły zatem hipotezę, że prowadzona w latach 1995-2010 aktywna polityka fiskalna nie oddziaływała na zwiększenie zbieżności cykli. Jednocześnie uzyskane wyniki wskazują, że antycykliczność nie stanowi warunku dostatecznego polityki fiskalnej optymalnej z punktu widzenia synchronizacji. Otrzymane rezultaty nie potwierdziły natomiast hipotezy, że łączne działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury miało istotny wpływ na niwelowanie różnic w przebiegu cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro.

Porównując dwa główne składniki automatycznych stabilizatorów otrzymano, że cykliczne kształtowanie się podatku PIT, w odróżnieniu od podatków pośrednich, nie przyczynia się do zwiększenia zbieżności cykli w Polsce i strefie euro. Zatem nie potwierdziła się przyjęta hipoteza, dotycząca roli podatku dochodowego od osób fizycznych jako narzędzia synchronizacji cykli.

W końcowej części opracowania podjęto próbę określenia dla gospodarki polskiej reguły fiskalnej optymalnej z punktu widzenia zbieżności cykli. Zgodnie z przeprowadzonymi szacunkami, w ramach prowadzenia polityki fiskalnej optymalnej z punktu widzenia synchronizacji, w reakcji na wzrost luki produkcyjnej w Polsce o 1% strukturalne saldo pierwotne powinno ulec podwyższeniu o ok. 4,3% PKB. Natomiast analogiczna zmiana luki produkcyjnej w strefie euro powinna pociągać za sobą obniżenie salda o ok. 4,6% PKB. Stosowanie reguły uzależniającej poziom salda strukturalnego od stopnia synchronizacji cykli może być uzasadnione w warunkach pełnego uczestnictwa Polski w Unii Gospodarczej i Walutowej, przy założeniu, że na polityce Europejskiego Banku Centralnego spoczywać będzie ciężar ograniczania fluktuacji gospodarczych występujących w skali całej unii. Jednak analiza cech, jakie powinna spełniać reguła fiskalna, ukazała, że praktyczna możliwość skutecznego stosowania reguły uzależniającej saldo strukturalne od luk produkcyjnych w Polsce i strefie euro jest niewielka.

Bibliografia

1. Acocella N. (2002), *Zasady polityki gospodarczej*, PWN, Warszawa
2. Afonso A., R. Sousa (2009), The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy, European Central Bank, Working Paper Series, January, No 991
3. Alesina A., G. Tabellini (2008), Why is fiscal policy often procyclical?, Journal of the European Economic Association, September
4. Arnold, J. (2008), Do tax structures affect aggregate economic growth? Empirical evidence from a panel of OECD countries, OECD, Economic Department, WP No 643, Paris
5. Artis M., M. Marcellino, T. Proietti (2002), Dating the Euro Area Business Cycle, European University Institute Working Paper
6. Aschauer D. (1988), The Equilibrium Approach to Fiscal Policy, Journal of Money, Credit and Banking, No 20
7. Assarsson B., R. Gidehag, G. Zettegren (1999), Fiscal policy in Sweden - an analysis of the budget over the business cycle, w "Indicators of structural budget balances", Banca D'Italia
8. Bailey S. (1995), Public Sector Economics, Macmillan Press Ltd, Houndmills
9. Banca d'Italia (2001), Fiscal Rules, materiały z konferencji w Perugii w lutym 2001, Rzym
10. Barrell R., A. Pina (2004), How important are automatic stabilizers in Europe? A stochastic simulation assessment, National Institute of Economic and Social Research, Discussion Papers, no 196
11. Barro R. (1974), Are Government Bonds Net Wealth?, Journal of Political Economy, November-December
12. Baum A., G. B. Koester (2011), The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle – evidence form a threshold VAR analysis, Deutsche Bundesbank, Discussion Paper, no 03
13. Baxter M., R. G. King (1993), Fiscal Policy in General Equilibrium, The American Economic Review, Vol. 83, No3

14. Baxter M., R.G. King (1995), Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, NBER Working Paper No 5022, National Bureau of Economic Research
15. Belka M. (2003), Co to są zdrowe finanse publiczne?, w: „Polska transformacja – sukcesy i bariery. Refleksje z okazji jubileuszu Profesora Jana Mujżela”, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
16. Benigno P., M. Woodford (2003), Optimal Monetary and Fiscal Policy: A Linear Quadratic Approach, NBER Working Paper, Nr 9905
17. Bergman U.M. (2004), How Similar Are European Business Cycles?, EPRU Working Paper No. 04-13
18. Blanchard O. J. (1990), Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators, OECD, Economics and Statistics Working Papers, No 24
19. Bogdanov B. (2010), Cyclical Policy over the Business Cycle: An Empirical Study on Developed and Developing Countries Cyclical Policy over the Business Cycle: An Empirical Study on Developed and Developing Countries, Agency for Economic Analysis and Forecasting, Working Paper Series, 1/2010
20. Bower U., C. Guillemineau (2006), Determinants of Business Cycle Synchronisation Across Euro Area Countries, ECB Working Paper, No 587
21. Brandner P., L. Diebalek, H. Schuberth (1998), Structural Budget Deficits and Sustainability of Fiscal Positions in the European Union, Oesterreichische Nationalbank, Working Paper No 26, Wien
22. Brunila A., M. Buti, J. in 't Veld (2002), Fiscal policy in Europe: how effective are automatic stabilisers?, European Economy, Economic Papers No 177
23. Brunila A., M. Tujula (1999), Indicators of the cyclically adjusted budget balance, w “Indicators of structural budget balances”, Banca D’Italia
24. Bry G., C. Boschan (1971), Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs, National Bureau of Economic Research Technical Paper, No 20
25. Buchanan J. M., R. E. Wagner (1977), Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes, Academic Press Inc.

26. Buiter W. H. (1977), Crowding out and the effectiveness of fiscal policy, *Journal of Public Economics*, nr 7
27. Buiter W. H. (1990), *Principles of Budgetary and Financial Policy*, The MIT Press, Cambridge
28. Buiter W. H. (2003), *Ten Commandments for a Fiscal Rule in the E(M)U*, National Bureau of Economic Research, Cambridge MA
29. Buiter W. H., C. Grafe (2002), *Patching up the Pact: Some Suggestions for Enhancing Fiscal Sustainability and Macroeconomic Stability in an Enlarged European Union*, Centre for Economic Policy Research, London, Discussion Paper No 3496
30. Bukowski M., P. Kowal, P. Lewandowski, J. Zawistowski (2005), *Struktura i poziom wydatków sektora finansów publicznych a sytuacja na rynku pracy. Doświadczenia międzynarodowe i wnioski dla Polski*, NBP Departament Komunikacji Społecznej, Warszawa
31. Burns, A. F., W. C. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, N.Y.: National Bureau of Economic Research, New York
32. Buti M., G. Giudice (2002), *EMU's Fiscal Rules: What Can and Cannot Be Exported*, European Commission Working Paper, 30 April
33. Calderón C., K. Schmidt-Hebbel (2003), *Macroeconomic Policies and Performance in Latin America*, *Journal of International Money and Finance*, vol. 22
34. Chalk N. (2002), *Structural Balances and All That: Which Indicators to Use in Assessing Fiscal Policy*, IMF, Working Paper, WP/02/101
35. Christiano L. J., M. Eichenbaum (1990), *Current Real Business Cycle Theory and Aggregate Labor Market Fluctuations*, *American Economic Review*, 82
36. Christiano L.J., T.J. Fitzgerald (1999), *The Band Pass Filter*, Working Paper No 9906, Federal Reserve Bank of Cleveland
37. Coenen G., C. Erceg, C. Freedman, D. Furceri, M. Kumhof, (2010), *Effect of Fiscal Stimulus in Structural Models*, IMF Working Paper, no 1073

38. Coricelli F., V. Ercolani (2002), Cyclical and Structural deficits on the Road to Accession: Fiscal Rules for an Enlarged European Union, Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper Series No 3672
39. Czyżewski A., N. Łapińska-Sobczak (2001), Zatrudnienie i bezrobocie a płace i koszty pracy w wybranych krajach Unii Europejskiej, *Ekonomista*, nr 4
40. de Cos P. H. (1999), Some considerations regarding the calculation of cyclically adjusted balances, w "Indicators of structural budget balances", Banca D'Italia
41. De Grauwe P. (1997), *The Economics of Monetary Integration*, Oxford University Press, Oxford.
42. De Haan J., R. Inklaar, R. Jong-A-Pin (2005), Will Business Cycles in the Euro Area Converge: a Critical Survey of Empirical Research, CCSO Working Paper, No 8
43. Devries P., J. Guajardo, D. Leigh i A. Pescatori (2011), *New Action-based Dataset of Fiscal Consolidation*, IMF Working Paper, 128
44. European Commission (2000), *European Economy. Public finances in EMU – 2000*, Office for Official Publications of the EC
45. European Commission (2001), *European Economy. Public finances in EMU – 2001*, Office for Official Publications of the EC
46. European Commission (2002), Communication from the Commission to the Council and the European Parliament. Strengthening the co-ordination of budgetary policies, COM (2002) 668(01)
47. European Commission (2003), Commission Recommendation on the Broad Guidelines of the Economic Policies of the member States and the Community (for the 2003-2005 period), Brussels, COM (2003) 170
48. European Commission (2008), EMU@10 Successes and challenges after 10 years of Economic and Monetary Union, *European Economy* 2/2008
49. European Commission (2010), 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

50. European Commission, (2011), Public Finances in EMU – 2011, Office for Official Publications of the EC
51. Fedelino A., A. Ivanova, M. Horton (2009), Computing Cyclically Adjusted Balances and Automatic Stabilizers, IMF, Fiscal Affairs Department, Technical Notes and Manuals, November
52. Franco D. (1999), Structural Budget Balances in the Stability and Growth Pact Framework, w “Indicators of structural budget balances”, Banca D’Italia
53. Frankel J., A.K. Rose (1996), The Endogeneity of the Optimum Currence Area Criteria, NBER Working Paper No. 5437, National Bureau of Economic Research.
54. Franses P.H., R. Paap, D. Fok (2005), Performance of Seasonal Adjustment Procedures:
55. Gavin M, R. Hausmann, R. Perotti, E. Talvi (1996), Managing Fiscal Policy in Latin America and the Caribbean: Volatility, Procyclicality and Limited Credithwothiness, Inter-American Development Bank, Working Paper no 326
56. Giorno C., P. Richardson, D. Roseveare, P. van den Noord (1995), Potential Output, Output Gap and Structural Budget Balances, OECD Economic Studies No 24
57. Góra M., (2005), Trwale wysokie bezrobocie w Polsce. Wyjaśnienia i propozycje, Ekonomista, nr1
58. Hansen A. (1941), Fiscal Policy and Business Cycles, George Allen and Unwin Ltd, London
59. Hansen N. L. (1999), Cyclicity of the Danish government budget, w “Indicators of structural budget balances”, Banca D’Italia
60. Harding D., Pagan A. (1999), Dissecting the Cycle, Melbourne Institute Working Paper No. 13/99
61. Heitger B. (2000), Unemployment and Labour Market Rigidities in OECD Countries – The Impact of Taxes, Kiel Working Paper No 985
62. Heitger B. (2002), The Impact of Taxation on Unemployment in OECD Countries, Cato Journal, vol 22, nr 2

63. Hemming R. , M. Kell, S. Mahfouz (2002), The effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity – A Review of the Literature, IMF Working Paper 02/208
64. Hodrick R.J., E. Prescott (1980), Post-war U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation, Working Paper, Carnegie-Mellon University
65. Hood C.C., J.D. Ashley, D.F. Findley (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, VA 171-176
66. Inman R. P. (1996) , Do Balanced Budget Rules Work? U. S. Experience and Possible Lessons for the EMU, National Bureau of Economic Research, Cambridge MA, Working Paper No 5838
67. Józefiak C. (2005), Pułapka deficytu strukturalnego, kwartalnik „e-Finanse”, numer 1, www.e-finanse.com
68. Kaufman, D., Kraay, A., Mastruzzi M. (2005), Governance Matters IV: Governance Indicators for 1996-2004, Policy Research Working Paper, No. 3106, World Bank, Washington D.C.
69. Klein L. R. (1968), The Keynesian Revolution, Macmillan, New York
70. Konopczak K. (2009), Analiza zbieżności cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej ze strefą euro na tle krajów Europy Środkowo-Wschodniej oraz państw członkowskich strefy [w:] Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Projekty badawcze. Część III, NBP, Warszawa
71. Kopits G., S. Symansky (1998), Fiscal Policy Rules, International Monetary Fund, Washington DC, Occasional Paper No 162
72. Krajewski P. (2005), Wpływ koniunktury na kształtowanie się dochodów budżetowych z podatków od dochodów osobistych, *Ekonomista*, nr 1
73. Krajewski P. (2011), Efekty podażowe szoków fiskalnych w gospodarce polskiej na podstawie modelu realnego cyklu koniunkturalnego, *Gospodarka Narodowa*, nr 4

74. Kydland F., E. Prescott (1977), Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans, *Journal of Political Economy* 85
75. Lane P. (2003), The Cyclical Behavior of Fiscal Policy: Evidence from the OECD, *Journal of Public Economics*, nr 87
76. Langenus G. (1999), The NBB's work on structural or cyclically-adjusted fiscal indicators, w "Indicators of structural budget balances", Banca D'Italia
77. Leibfritz, W., J. Thornton, A. Bibbee (1997), Taxation and Economic Performance, OECD Economics Department Working Papers No. 176
78. Linnemann L., A. Schabert (2003), Fiscal Policy In the New Neoclassical Synthesis, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 35
79. Ljungqvist L., T. J. Sargent (2004), Recursive macroeconomic theory, MIT Press, Cambridge
80. Lubiński M. (2002), Analiza koniunktury i badanie rynków, Wyd. Elipsa, Warszawa
81. Łaski K., J. Osiatyński, J. Zięba (2010), Mnożnik wydatków państwowych i szacunki jego wielkości Polski, NBP, Materiały i Studia, Zeszyt nr 246
82. Maciejowska K., P. Ziernik (2005), Modele przełącznikowe Markowa w analizach cykli koniunkturalnych przy wykorzystaniu wskaźników koniunktury, *Zeszyty koniunktury w gospodarce polskiej*, nr 21
83. Mackiewicz M. (2010), Stabilizacyjna polityka fiskalna w krajach OECD, PWE, Warszawa
84. Momigliano S. (1999), Introduction, w "Indicators of structural budget balances", Banca D'Italia
85. Mink M., J.P.A.M. Jacobs, J. De Haan (2008), Measuring the Similarity of Business Cycles in the Euro Area and the U.S., Article presented on: Conference on Growth and Business Cycles, Manchester, June 2009; Econometric Society Australasian Meeting (ESAM09), Australian National University, Canberra, July 2009. CIRANO, Montréal, October 2009
86. Momigliano S., A. Staderini (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

87. Morris R., H. Ongena, L. Schuknecht (2006), The Reform and Implementation of the Stability and Growth Pact, European Central Bank, Occasional Paper Series, No. 47 / June
88. Moździerz A. (2009), Nierównowaga finansów publicznych, PWE, Warszawa
89. Murchison S., J. Robbins (2002), Fiscal Policy and the Business Cycle: A New Approach to Identifying the Interaction, w "The Impact of Fiscal Policy", Banca D'Italia
90. Musgrave R. A., P. B. Musgrave (1989), Public Finance in Theory and Practice, McGraw Hill International Editions, New York
91. Myles, G.D. (2009), Economic growth and the role of taxation, OECD, Economic Department WP No 714, Paris
92. Myrdal G. (1939), Polityka fiskalna w cyklu koniunkturalnym, American Economic Review, tłumaczenie w: „Teoria i polityka stabilizacji koniunktury. Wybór tekstów”, PWE Warszawa 1975
93. Nickell S., (1997), Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America, Journal of Economic Perspectives 11
94. Nickell S., Layard R. (1997), Labour Market Institutions and Economic Performance, Discussion Paper Series No 23, Centre for Economic Research
95. Owsiak S. (2002), Finanse Publiczne. Teoria i praktyka, PWN, Warszawa
96. Owsiak S., M. Kosek-Wojnar, K. Surówka (1993), Równowaga budżetowa. Deficyt budżetowy. Dług publiczny, PWN, Warszawa
97. Pedregal D.J., P.C. Young (2001), Some Comments on the Use and Abuse of Hodrick-Prescott Filter, Review on Economic Cycle, Vol. 2, July
98. Perry G. (2003), Can Fiscal Rules Help Reduce Macroeconomic Volatility in the Latin America and the Caribbean Region?, Policy Research Working Paper, No. 3080, World Bank, Washington D.C.
99. Pietrzak B., Z. Polański, B. Woźniak [red.] (2003), System finansowy w Polsce, PWN, Warszawa
100. Pissarides C. A., (1996), Are Employment Tax Cuts the Answer to Europe's Unemployment Problem, Centre for Economic Performance

101. Roger W., J. in't Veld (1997), QUEST II: A Multi Country Business Cycle and Growth Model, European Commission Economic Papers, No 123
102. Rose A.K. (2000), Common Currency Areas in Practise, University of California, Ottawa.
103. Sargent T. J., N.Wallace (1976), Rational Expectations and the Theory of Economic Policy, Journal of Monetary Economics, April
104. Scharnagl M., Todter K. (2004), How effective are automatic stabilizers. Theory and empirical results for Germany and other OECD countries, Deutsche Bundesbank, Discussion Paper, no 21
105. Simulation and empirical results, OECD Workshop on International Development of Business and Consumer Tendency Surveys
106. Skrzypczyński P. (2006), Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro, Materiały i Studia, nr 210
107. Skrzypczyński P. (2008), Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro, Materiały i Studia, nr 227
108. Skrzypczyński P. (2010), Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej, Materiały i Studia, nr 252
109. Stiglitz J. (1988), Economics of the Public Sector, W. W. Norton & Co., New York, London
110. Strauch R., J. von Hagen (2001), Formal Fiscal Restraints and Budget Processes as Solutions to a Deficit and Spending Bias in Public Finances: US Experience and Possible Lessons for EMU, w: "Fiscal Rules", Banca d'Italia
111. Talvi E., C. Vegh, (2005), Tax Base Variability and Procyclicality of Fiscal Policy, Journal of Development Economics
112. Tanzi, V., H. H. Zee (1998), Taxation and the Household Saving Rate: Evidence from OECD Countries, IMF Working Paper No WP/98/36
113. Tanzi V., H.H. Zee (2000), Tax Policy for Emerging Markets: Developing Countries, IMF Working Paper No WP/00/35
114. Taylor J. B. (2000), Reassessing Discretionary Fiscal Policy, Journal of Economic Perspectives, Vol. 14, No 3

115. Tokarski T. (2001), Wzrost gospodarczy a zatrudnienie w wybranych krajach OECD, *Gospodarka Narodowa*, Nr 7-8
116. Tomljanovich, M., Y. Ying (2005), We're All Connected: Business Cycle Synchronization in G-7 Countries, www.academics.hamilton.edu/economics/home/marc_t.pdf
117. Url T. (1997), How Serious is the Pact on Stability and Growth?, Austrian Institute of Economic Research, Vienna
118. van den Noord P. (2000), The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and beyond, OECD, Economic Department Working Papers No. 230
119. van den Noord P, Ch. Heady (2002), Tax Design, Economic Efficiency and Growth, w: "The impact of Fiscal Policy", Banca d'Italia, Rome
120. Wojnicka E. (2002), Spory wokół teorii optymalnych obszarów walutowych, *Ekonomista*, nr 1
121. Wojtyna A. (2003), Polityka makroekonomiczna w cyklu koniunkturalnym - nowe nurty w teorii, *Gospodarka Narodowa*, nr 5-6
122. Woo J. (2005), The Behavior of Fiscal Policy: Cyclicity and Discretionary Fiscal Decisions, Fiscal policy workshop at the University of Oslo, January
123. Wośko Z. (2009), Czy filtry liniowe są przydatnym narzędziem badania koniunktury? Analiza spektralna na przykładzie ankietowych wskaźników koniunktury [w:] Czech-Rogosz J., Żelazny R.(red.), *Koniunktura gospodarcza. Od bańki internetowej do kryzysu Subprime*, C.H. Beck, Warszawa
124. Wyplosz C. (2002), Fiscal Policy: Institutions vs. Rules, Graduate Institute of International Studies, Geneva, Working Paper No 03/2002