

ALEKSANDRA GAWEŁ

STABILIZACJA CYKLU KONIUNKTURALNEGO W POLSCE ZA POMOCĄ NARZĘDZI POLITYKI FISKALNEJ

I. WSTĘP

Recesja, która dotyka zarówno Polskę, jak i znaczną część krajów rozwiniętych ekonomicznie, skłania ku analizom zjawisk cykliczności rozwoju gospodarczego i możliwości oddziaływania na stabilizację cyklu koniunkturalnego. Polityka makroekonomiczna oparta na aktywnym oddziaływaniu państwa na gospodarkę po II wojnie światowej przyniosła zdecydowane zmniejszenie występowania negatywnych skutków cyklu koniunkturalnego. Jednak obecnie coraz większa liczba państw ze względu na zbyt wysoki poziom deficytu budżetowego nie jest w stanie podjąć skutecznej walki z recesją. Stąd celem prezentowanego badania jest określenie – na przykładzie Polski – możliwości oddziaływania państwa poprzez politykę fiskalną na stabilizowanie cyklu koniunkturalnego.

II. POLITYKA STABILIZACYJNA PAŃSTWA JAKO PRZYCZYNA ZŁAGODZENIA PRZEBIEGU CYKLI KONIUNKTURALNYCH PO II WOJNIE ŚWIATOWEJ

Gospodarka jest układem dynamicznym, na której sytuację wpływają jednocześnie: wahania sezonowe, powtarzające się w układzie rocznym; wahania przypadkowe, oddziałujące na gospodarkę w sposób nieregularny; fluktuacje koniunkturalne, przejawiające się w postaci naprzemiennie występujących kilkuletnich okresów wzmożonej lub osłabionej dynamiki gospodarczej; tendencja rozwojowa, kształtująca długookresowe zmiany ekonomiczne (m.in. Lubiński, 2002; Flaig, 2003).

Początkowo cykl koniunkturalny był definiowany jako rodzaj wahań, składający się z okresów ekspansji, kryzysu, zastoju i ożywienia, następujących kolejno po sobie i dotyczących równocześnie wielu aspektów działalności gospodarczej. W czasie cyklu następowała zmiana absolutnych wartości poszczególnych zmiennych ekonomicznych. Po II wojnie światowej zaczęła następować modyfikacja cykli koniunkturalnych, przejawiająca się głównie w występujących okresowo zmianach tempa wzrostu gospodarczego zamiast wahań w wielkościach absolutnych. Zmienność podstawowych wielkości ekonomicznych przed i po II wojnie światowej wykazuje wiele cech, które rozróżniają wahania koniunkturalne w tych okresach (Backus, Kehoe, 1992). Z uwagi na trwały, choć niejednostajny wzrost współczesnej gospodarki, któ-

ry wystąpił po II wojnie światowej, obecnie przyjmuje się powszechnie, że cykl koniunkturalny stanowi średniookresowe odchylenie od tendencji długookresowej (Kydland, Prescott, 1990). W czasie poprawy (pogorszenia) koniunktury tempo wzrostu gospodarczego jest wyższe (niższe) niż tempo wzrostu wskazane przez tendencję długookresową czy też średnią wieloletnią.

Na zmiany charakteru cyklu koniunkturalnego miał wpływ zestaw czynników, wśród których wymienia się skutki II wojny światowej (Pałaszewski, 1980), wzrost ingerencji państwa w gospodarkę (Barczyk, Kowalczyk, 1993), rewolucję naukowo-techniczną i spowodowane nią przemiany strukturalne oraz globalizację gospodarki.

Próby ograniczania negatywnych skutków cykliczność rozwoju gospodarki kapitalistycznej były podejmowane początkowo poprzez politykę protekcyjnizmu. W pierwszych dekadach XX w. rola i funkcje państwa drastycznie wzrosły, prowadząc w niektórych przypadkach do dyktatury. Potrzeba odejścia od twardych neoklasycznych reguł gospodarki i wprowadzenia przez państwo reform społecznych, przyczyniających się do wzrostu dobrobytu wszystkich mieszkańców, doprowadziła do powstania nowego nurtu w teorii neoklasycznej, teorii dobrobytu (Szubert-Zarzeczny, 2001). Jednak za przełom w pojmowaniu stabilizacyjnej roli państwa w gospodarce uważa się okres Wielkiego Kryzysu z lat 1929-1933. Teoria neoklasyczna postrzegała go jako wynik zbyt restrykcyjnej, ograniczającej podaż pieniądza polityki pieniężnej amerykańskiego Systemu Rezerwy Federalnej, sugerowała zatem, że gospodarka samoczynnie powróci do równowagi, bez interwencji ze strony państwa. Powstała w tym czasie teoria J. M. Keynesa widziała przyczyny Wielkiego Kryzysu w niedostatku popytu globalnego i wskazywała na możliwości pobudzenia gospodarki poprzez zwiększenie wydatków budżetowych państwa, które poprzez działanie mnożnika i akceleratora spowoduje wzrost globalnego popytu większy niż wynikałoby to z pierwotnego impulsu wywołanego wydatkami państwowymi (Keynes, 1985). Poglądy Keynesa po II wojnie światowej zostały przełożone na zasady prowadzenia polityki fiskalnej.

Stabilizacja gospodarki jest jednym z celów współczesnego państwa, obok alokacji zasobów i redystrybucji dochodów (Belka, 1992; Wojtyna, 1990). Stabilizacja gospodarki przez państwo ma łagodzić amplitudy fluktuacji koniunkturalnych poprzez ograniczanie zmian w zagregowanym popycie, za pomocą narzędzi polityki pieniężnej oraz budżetowej (Hübner, Lubiński, 1989).

III. STABILIZACJA CYKLU KONIUNKTURALNEGO PRZEZ POLITYKĘ FISKALNĄ

Stabilizowanie sytuacji koniunkturalnej za pomocą narzędzi polityki fiskalnej odbywa się poprzez regulowanie dochodów i wydatków budżetowych. W czasie recesji powinno się dążyć do wzrostu całkowitych wydatków w gospodarce. Polityka fiskalna może przyczynić się do tego poprzez wzrost wydatków budżetowych, co zwiększa popyt publiczny, lub poprzez zmniejszenie przychodów budżetowych z podatków pośrednich i dochodowych, tak

aby redukując obciążenia budżetowe podmiotów gospodarczych, stymulować ich prywatne wydatki (Kuropatwiński, 2000).

Takie działania są powiązane z konstrukcją budżetu państwa i występowaniem deficytu budżetowego. Należy rozważyć potrzebę utrzymania deficytu budżetowego na stałym poziomie lub możliwość jego zmiany w czasie cyklu. Jeśli zostanie przyjęte założenie, że polityka fiskalna ma charakter stabilizacyjny, to w czasie pogorszenia (poprawy) koniunktury poziom wydatków budżetowych powinien wzrosnąć (zmaleć), natomiast przychody budżetowe powinny się zmniejszyć (wzrosnąć). Konsekwencją tego jest zmiana poziomu deficytu budżetowego w czasie cyklu koniunkturalnego, który rośnie w czasie recesji i maleje w czasie ekspansji. Jeśli natomiast przyjęta zostanie konieczność utrzymania deficytu budżetowego na stałym poziomie w czasie cyklu koniunkturalnego, wówczas wraz ze spadkiem (wzrostem) przychodów budżetowych w czasie pogorszenia (poprawy) koniunktury powinien nastąpić spadek (wzrost) wydatków budżetowych. W takim ujęciu polityka fiskalna nie miałaby charakteru stabilizacyjnego. Presja budżetowa na utrzymanie stałego poziomu deficytu budżetowego jest czynnikiem, który może osłabiać efektywność polityki fiskalnej w pobudzaniu koniunktury (Auerbach, 2002).

Można zaobserwować rozbieżność między długookresową a średniookresową polityką fiskalną. W długim okresie konieczne jest utrzymanie równowagi budżetowej i zachowanie deficytu budżetowego na określonym poziomie. Natomiast stabilizacja koniunktury wymaga, żeby w okresach recesyjnych zwiększyć wydatki budżetowe przy mniejszych przychodach, co powoduje wzrost poziomu deficytu budżetowego, natomiast w czasie poprawy koniunktury należałoby ograniczyć wydatki budżetowe mimo wzrostu przychodów budżetowych, dzięki czemu zmniejszyłby się poziom deficytu budżetowego. W polityce Europejskiej Unii Walutowej problem ten został rozwiązany w ten sposób, że z jednej strony w Traktacie z Maastricht wymieniono kryteria zapewniające długookresową stabilność w postaci dopuszczalnego deficytu budżetowego państw członkowskich w wysokości 3% PKB, a długu publicznego 60% PKB, z drugiej natomiast w Pakcie na rzecz stabilności i wzrostu określone są warunki gospodarcze, które pozwalają na podjęcie fiskalnych działań stabilizacyjnych. Jeśli wystąpi silna recesja, w czasie której stopa wzrostu realnego PKB spada poniżej (-2%), wówczas nawet deficyt przekraczający 3% PKB nie jest uznawany za nadmierny. Przy umiarkowanej recesji, kiedy stopa wzrostu realnego PKB waha się między ($-0,75\%$) a (-2%), decyzja o dopuszczalnym poziomie deficytu podejmowana jest przez głosowanie (Klein, 1998).

Można wprawdzie usłyszeć głosy, że Traktat z Maastricht i Pakt na rzecz stabilizacji i wzrostu obniżyły zdolność rządów krajów Unii Europejskiej do prowadzenia stabilizacyjnej polityki fiskalnej. Badania jednak tego nie potwierdzają. W okresie sprzed Traktatu polityka fiskalna była bardziej procykliczna, natomiast po jego wejściu w życie stała się w większym stopniu antycykliczna (Gali, Perotti, 2003).

Ponieważ stabilizowanie koniunktury gospodarczej poprzez politykę fiskalną prowadzi do okresowych zmian poziomu deficytu budżetowego, po-

wstaje kwestia jego finansowania przez zaciągnięcie pożyczki z sektora finansowego. Zwiększenie deficytu budżetowego wpływa na sytuację makroekonomiczną poprzez rynek pieniężny. Jeśli w sferze pieniężnej występują wolne rezerwy pieniężne, na które nie ma zapotrzebowania ze strony sektora prywatnego, wówczas zaciągnięcie pożyczki przez sektor państwowy nie przynosi zmian sytuacji na rynku pieniężnym. Jeśli natomiast nie ma wolnych rezerw finansowych w sektorze bankowym, wówczas zwiększenie wydatków publicznych rodzi konieczność konkurowania na rynku finansowym o pożyczki między kredytobiorcą prywatnym a rządowym (Grabowski, 1999). Wzrost zapotrzebowania na kredyt zgłaszany przez rząd może stać się przyczyną wzrostu oprocentowania kredytów. Może to doprowadzić do efektu wypierania, w ramach którego wydatki prywatne wypierane są przez wydatki publiczne (Patrzalek, 2001). W efekcie zwiększenia pożyczek rządowych, zmniejszają się pożyczki prywatne i konsumpcja prywatna, zatem łączny popyt zagregowany pozostaje na porównywalnym poziomie, a konsumpcja prywatna jest zastępowana przez konsumpcję publiczną. Analizy prowadzone przez M. Kandil (2000) dla gospodarki amerykańskiej potwierdzają występowanie zjawiska, w którym redukcja prywatnych wydatków dominuje nad wzrostem w zagregowanym popycie, a wynika on z szoków w wydatkach budżetowych pobudzających koniunkturę.

Finansowanie deficytu budżetowego pociąga za sobą również niebezpieczeństwo wzrostu presji inflacyjnej, niezależnie od sposobu jego finansowania. Jeśli deficyt budżetowy finansowany jest przez bank centralny, wywiera on wpływ na kreację pieniądza i przyspiesza wzrost jego podaży. Jeśli deficyt finansowany jest przez rynek kapitałowy, to wzrost popytu na pieniądź może przyczynić się do wzrostu stóp procentowych (Pohl, 1998).

Oddziałując na stabilizowanie koniunktury gospodarczej przez politykę fiskalną, rząd może zmieniać poziom podatków w czasie cyklu. W skrajnym przypadku udowadnia się, że przy wystarczająco wysokiej stopie podatkowej i niskiej progresji podatkowej można całkowicie wyeliminować cykl koniunkturalny (Koskela, Puhakka, 2003). Z kolei w bardziej realistycznym przypadku wskazuje się, że w czasie ekspansji, gdy występują pozytywne szoki produkcyjne, rząd powinien podnieść podatki, aby gospodarce „schłodzić”, w czasie recesji zaś podatki powinny być obniżone w celu podbudowania popytu (Ljungqvist, Uhlig, 2000). Takie działania wymagają jednak świadomej decyzji, zatwierdzonej przez parlament i poprzedzonej analizami ekspertów. Ze względu na procedurę legislacyjną powoduje to wystąpienie znacznych opóźnień czasowych między zmianą sytuacji koniunkturalnej a reakcją stabilizującą rządu. Stąd wśród narzędzi polityki fiskalnej stabilizujących cykl koniunkturalny duże znaczenie mają automatyczne stabilizatory, które działają niezależnie od decyzji rządu (Kropiwnicki, 1976).

Idea automatycznych stabilizatorów polega na tym, że samoczynnie redukują wahania w PKB, ponieważ niektóre komponenty fiskalne reagują automatycznie na cykl, zwiększając deficyt budżetowy w czasie recesji i zmniejszając go w czasie poprawy koniunktury (Barczyk, Kowalczyk, 1994). Przychody budżetowe rosną (maleją) wraz z pozytywnymi (negatywnymi) zmianami dochodów w gospodarce, natomiast niektóre wydatki bu-

dżetowe, głównie wydatki socjalne (na przykład na zasiłki dla bezrobotnych), w czasie poprawy (pogorszenia) koniunktury maleją (rosną). Dzięki temu w czasie ekspansji (recesji) rozporządzalne dochody gospodarstw domowych i dochody netto przedsiębiorstw są mniejsze (większe), niż byłyby bez działania automatycznych stabilizatorów koniunktury, co zmniejsza ich fluktuacje w czasie cyklu koniunkturalnego (Di Bella, 2002).

Najszerzej dyskutowanym automatycznym stabilizatorem koniunktury jest progresywna stawka podatku dochodowego. Tradycyjnie uważa się, że progresywna stawka podatkowa wpływa na zagregowany popyt. W czasie pogorszenia (polepszenia) koniunktury maleją (rosną) dochody ludności, co powoduje automatyczne przejście do niższej (wyższej) stawki podatkowej i zmniejszenie (zwiększenie) poziomu obciążeń podatkowych. W ten sposób progresywna stawka podatkowa wpływa na popyt prywatny, a zatem zmiana dochodu rozporządzalnego jest mniejsza niż przy istnieniu stałej stawki podatkowej, maleją fluktuacje w poziomie dochodu i stabilizuje się poziom konsumpcji. Im bardziej progresywny jest system podatkowy, tym jego stabilizujące właściwości są silniejsze (van den Noord, 2000). Progresywna stawka podatkowa może wpływać również na stabilizację produkcji poprzez efekty w podaży pracy (Auerbach, 2000), gdyż stabilizacja dochodu rozporządzalnego zmniejsza fluktuacje w podaży pracy.

Kolejnym przykładem automatycznego stabilizatora koniunktury jest system zasiłków dla bezrobotnych. W czasie pogorszenia (poprawy) koniunktury rośnie (maleje) liczba bezrobotnych posiadających prawo do zasiłku, co powoduje automatyczny wzrost (spadek) wydatków budżetowych na zasiłki. Zmniejsza to również fluktuacje w dochodach rozporządzalnych ludności, co stabilizuje konsumpcję i popyt prywatny.

Skuteczność oddziaływania automatycznych stabilizatorów koniunktury gospodarczej jest uzależniona od cech gospodarki i systemu podatkowego, który może mieć cechy osłabiające ich potencjalną rolę stabilizacyjną (Auerbach, 2002). Pozytywny wpływ narzędzi fiskalnych na stabilizację gospodarczą może wystąpić wówczas, gdy istnieje nadwyżka możliwości produkcyjnych, gospodarka jest zamknięta lub otwarta ze stałym kursem walutowym, wzrastające wydatki budżetowe nie są substytutami dla prywatnej konsumpcji, dług publiczny jest niski i nie ma problemów z jego finansowaniem, a polityka fiskalna jest dodatkowo wspierana przez politykę monetarną. W przeciwnym razie polityka fiskalna może okazać się nieskuteczna lub wręcz przynieść negatywne skutki w postaci pogłębienia recesji (Hemming i in., 2002).

Wpływ automatycznych stabilizatorów na gospodarkę może być w różnym stopniu wzmacniany przez inne mechanizmy, które również wygładzają cykl koniunkturalny, jak na przykład zachowania importerów, oddziaływanie polityki monetarnej czy zmiany w wydajności pracy. Ważnym czynnikiem determinującym cykliczną wrażliwość polityki fiskalnej jest całkowity rozmiar sektora rządowego. Im większy udział wydatków rządowych w PKB, tym większa jest cykliczna wrażliwość polityki budżetowej (van den Noord, 2000).

Kolejną kwestią wartą rozważenia jest potencjalna rozbieżność między efektywnością polityki fiskalnej i jej stabilizacyjnym celem. Reformy podat-

kowe, zmierzające do spadku opodatkowania i redukcji wysokości zasiłków społecznych, mogą zwiększyć efektywność polityki fiskalnej, ale zmniejszyć również rozmiary automatycznych stabilizatorów koniunktury. Badania wskazują jednak, że przy wysokim początkowym poziomie obciążeń podatkowych, jego redukcja może doprowadzić do wyższej stabilizacji gospodarki, zatem reforma podatków, obniżająca marginalną efektywną stopę podatkową i obciążenia podatkowe, może zwiększyć stabilizacyjne właściwości automatycznych stabilizatorów koniunktury (Buti i in., 2002 i 2003).

Badania porównawcze skuteczności polityki fiskalnej uzależniają jej ocenę od struktury gospodarki. Według analiz E. Talviego i C. A. Végha (2000) w krajach wysoko rozwiniętych ekonomicznie polityka fiskalna jest neutralna w czasie cyklu koniunkturalnego, natomiast w krajach rozwijających się ma charakter wręcz procykliczny, przynosząc wzrost (spadek) wydatków budżetowych i spadek (wzrost) przychodów budżetowych w czasie poprawy koniunktury (recesji). Tłumaczy się to dużą presją w krajach rozwijających się, by w czasach poprawy koniunktury, gdy powstaje nadwyżka budżetowa, obniżać podatki i jednocześnie zwiększać wydatki budżetowe, co niweluje nadwyżkę. Wynika to z relatywnej zmienności podstaw podatkowych. Jeśli występują stosunkowo małe fluktuacje w bazie podatkowej, co ma miejsce w krajach rozwiniętych gospodarczo, wówczas nadwyżka budżetowa pojawiająca się w czasie poprawy koniunktury niewiele różni się od swojej średniej wartości, a tym samym nie powoduje presji na zmianę wydatków budżetowych. Jeśli natomiast wahania w podstawach podatków są stosunkowo duże, jak w krajach rozwijających się, nadwyżka budżetowa pojawiająca się w czasie ekspansji jest znacząco wyższa od średniej wartości – przynosi to zatem zwiększenie presji na wzrost wydatków. W ten sposób w krajach rozwijających się polityka fiskalna staje się procykliczna, pogłębiając cykl koniunkturalny.

W dyskusjach nad skutecznością polityki fiskalnej w stabilizowaniu gospodarki ścierają się argumenty tradycyjnego keynesowskiego podejścia, zgodnie z którym poprzez zmianę deficytu budżetowego można stymulować zagregowany popyt, z podejściem antykeynesowskim. Przeciwnicy podejścia keynesowskiego wskazują na to, że finansowanie deficytu budżetowego zmniejsza wydatki sektora prywatnego, gdyż konsumenci obawiają się akumulacji długu publicznego i w konsekwencji przyszłego wzrostu opodatkowania.

Siłę oddziaływania polityki fiskalnej na konsumpcję można uzależnić od poziomu długu publicznego. Jeśli poziom długu jest stosunkowo niski, wówczas polityka fiskalna działa pobudzająco na koniunkturę i z reguły przynosi efekty wskazywane przez keynesistów, gdyż konsumenci nie spodziewają się wzrostu obciążeń podatkowych nakładanych na swoje pokolenie. Natomiast przy wysokim poziomie długu publicznego działa mechanizm zgodny z poglądami antykeynesistów; program stabilizacyjny oparty na kolejnym zwiększaniu długu publicznego powoduje, że bieżące pokolenia konsumentów spodziewają się wzrostu opodatkowania, zatem ograniczają swoją konsumpcję i zwiększają oszczędności. W takim przypadku deficyt budżetowy pogłębia kryzys, zamiast go łagodzić (Sutherland, 1997).

Efektywność stabilizacyjnej polityki fiskalnej jest również uzależniona od równoczesnego oddziaływania polityki monetarnej. Obie polityki stawia-

ją sobie jednak inne cele stabilizacyjne, co może powodować rozbieżność podejmowanych działań. Władze fiskalne mają za zadanie wygładzać dochody gospodarki, natomiast władze monetarne stabilizują inflację i stopy procentowe. Jednak substytucyjność czy komplementarność obu polityk jest uzależniona od typów szoków uderzających w gospodarkę. Przy szokach podaźowych obie polityki zmierzają w przeciwnych kierunkach, rozluźnieniu (zaciskaniu) polityki fiskalnej towarzyszy zacieśnienie (rozluźnienie) polityki monetarnej, co powoduje konflikt między nimi. Natomiast w przypadku szoków popytowych obie polityki zmierzają w tym samym kierunku, wzmacniając swoje oddziaływanie (Buti i in., 2001).

Zmianę sposobu myślenia o możliwościach stabilizacyjnego oddziaływania państwa poprzez politykę wydatków budżetowych przyniosła powstała w latach osiemdziesiątych teoria realnego cyklu koniunkturalnego. Teoria ta udowadnia (Kydlan, Prescott, 1982; King, Plosser, 1984), że cykl spowodowany jest poprzez nieregularne i niekontrolowane szoki podaźowe, wywołane zmianami technologicznymi, oraz szoki popytowe, spowodowane przez zmianę konsumpcji, w tym również publicznej. Fluktuacje gospodarcze są wynikiem optymalnych reakcji podmiotów gospodarczych na wstrząsy podaźowe i popytowe, zatem polityka stabilizacyjna państwa nie może przynosić żadnych realnych efektów (Snowdon i in., 1998), a nawet wydatki budżetowe mogą stanowić jedną z przyczyn szoków popytowych destabilizujących gospodarkę.

Kolejna kwestia dotycząca możliwości stabilizacyjnego oddziaływania państwa została postawiona w teorii politycznego cyklu koniunkturalnego, według której samo zachowanie rządu jest przyczyną występowania cyklu. Takie podejście zostało zainicjowane obserwacją, że cykl koniunkturalny trwa około 4 lata, czyli tyle, ile przeciętna kadencja parlamentarna. Rząd przyznaje priorytet stabilizowaniu gospodarki, gdyż zwiększa to szanse partii rządzącej na reelekcję, dlatego też wydatki rządowe rosną w okresach poprzedzających wybory i maleją po wyborach (Ralf, 2000), stając się faktyczną przyczyną zmian w zagregowanym popycie. Działania rządowe w tym ujęciu raczej destabilizują, niż stabilizują gospodarkę. Należy jednocześnie zauważyć, że na politykę fiskalną oddziałują czynniki związane z typem systemu wyborczego czy stabilnością rządu (Annett, 2002), zatem możliwość występowania politycznego cyklu koniunkturalnego wydaje się różna w poszczególnych krajach w zależności od ich wewnętrznej struktury politycznej.

III. STABILIZACJA CYKLU KONIUNKTURALNEGO ZA POMOCĄ NARZĘDZI POLITYKI FISKALNEJ W POLSCE – WYNIKI BADAŃ

Ocena możliwości oddziaływania narzędzi polityki fiskalnej na stabilizowanie cyklu koniunkturalnego w Polsce została przeprowadzona na podstawie danych statystycznych obejmujących okres od stycznia 1993 r. do kwietnia 2003 r. w układzie miesięcznym, co daje łącznie 124 obserwacje. Surowe dane zostały zaczerpnięte z *Biuletynu Statystycznego Głównego Urzędu Statystycznego za lata 1993-2003*.

Szeregiem czasowym, który został przyjęty za szereg referencyjny, była sprzedana produkcja przemysłu urealniona wskaźnikiem cen przemysłowych. W badaniach koniunkturalnych za szereg referencyjny, którego zmiany mają obrazować sytuację w całej gospodarce, przyjmuje się pojedynczy szereg PKB czy produkcji przemysłowej lub buduje się wskaźnik syntetyczny (Matkowski, 2002). Szeregiem referencyjnym, który w najpełniejszy sposób uwidacznia stan gospodarki, jest PKB. Jednak badania koniunktury wymagają również dużej częstotliwości zbierania i publikowania danych, gdyż cykl koniunkturalny jest zjawiskiem średniookresowym, co powoduje, że najchętniej akceptowane są dane miesięczne, tymczasem w Polsce PKB jest publikowany tylko w układzie kwartalnym. Użycie PKB jako szeregu referencyjnego znacznie zmniejszyłoby ilość obserwacji, a zatem obniżyłoby wiarygodność wyników. Z tych też względów jako szereg referencyjny została przyjęta produkcja przemysłowa, która została urealniona wskaźnikiem cen produkcji przemysłowej.

W prezentowanym badaniu politykę fiskalną reprezentują następujące zmienne:

- całkowite przychody budżetowe,
- całkowite wydatki budżetowe,
- przychody budżetowe z tytułu podatków pośrednich,
- przychody budżetowe z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych,
- przychody budżetowe z tytułu podatku dochodowego od osób prawnych,
- wydatki budżetowe na zasiłki dla bezrobotnych,
- wydatki budżetowe na renty i emerytury.

Wszystkie zmienne prezentujące politykę fiskalną zostały urealnione wskaźnikiem cen towarów i usług konsumpcyjnych.

Po zamianie surowych danych statystycznych na logarytmy naturalne i ich urealnieniu pierwszym krokiem badawczym było wyodrębnienie ze zmiennych wahań koniunkturalnych. W tym celu zastosowano procedurę dekompozycji sezonowej metodą Census X-11, która pozwoliła usunąć wpływ wahań przypadkowych i sezonowych, dając w konsekwencji krzywą Hendersona, określającą łączne oddziaływanie trendu i wahań koniunkturalnych na dany szereg czasowy. Następnie wyodrębniono trend stochastyczny, używając filtru Hodricka-Prescotta¹. Wahania koniunkturalne, zgodnie z najczęściej współcześnie akceptowaną ich definicją, obliczono jako odchylenia od trendu.

Zastosowanie powyższej procedury wobec wszystkich zmiennych pozwoliło na wyodrębnienie wahań koniunkturalnych, które stanowią podstawę dalszych badań. Kolejnym krokiem badawczym była ocena stacjonarności wyróżnionych wahań koniunkturalnych, gdyż jej brak mógłby obniżyć wiarygodność wyników przez uzyskanie regresji pozornej. Stacjonarność oceniono, stosując test Augmented Dickey-Fuller (ADF) z 4 okresami opóźnień.

¹ Filtr Hodricka-Prescotta jest powszechnie używany do wyznaczania trendu, odchylenia zaś od niego są interpretowane jako składnik cyklu koniunkturalnego (por. Ravn, Uhlig, 2001).

Test ADF opiera się na badaniu procesów autoregresji zgodnie z równaniem (1) (por. m.in. Zglińska-Pietrzak, 1999):

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 y_{t-2} + \beta_4 y_{t-3} + \beta_5 y_{t-4} + \zeta_t \quad (1)$$

Parametr β_0 oznacza występowanie stałej wartości w autoregresji stałej wartości, natomiast parametr β_1 oznacza występowanie trendu deterministycznego. Hipoteza zerowa oznacza, że parametr $\beta_2 = 1$ wobec hipotezy alternatywnej, mówiącej że $\beta_2 < 1$.

Występujące wyprzedzenia i opóźnienia między wahaniami poszczególnych wielkości ekonomicznych w czasie cyklu koniunkturalnego skłoniły do przeprowadzenia badania przyczynowości Grangera. Przyczynowość pozwala na określenie wszelkich możliwych następstw czasowych między wahaniami koniunkturalnymi w szeregu referencyjnym a zmiennymi obrazującymi politykę fiskalną, które są istotne ze statystycznego punktu widzenia.

Przyczynowość Grangera opiera się na badaniu, czy wprowadzenie do autoregresji danego szeregu czasowego zmiennej objaśniającej istotnie poprawia jej dopasowanie. Opiera się zatem na równaniu (2):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_n y_{t-n} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_n x_{t-n} \quad (2)$$

Bieżąca wartość zmiennej zależnej (y) jest wyjaśniana przez przeszłe wartości zmiennej zależnej (y) oraz przeszłe wartości zmiennej niezależnej (x) z opóźnieniami n okresów. Hipoteza zerowa mówi o tym, że zmienna (x) nie jest przyczyną w sensie Grangera zmiennej (y), czyli parametry $\beta_1 \dots \beta_n$ są statystycznie nieistotne i przyjmują wartość 0. Wówczas wprowadzenie ich do funkcji regresji (2) nie poprawia objaśnienia zmiennej (y). Natomiast zmienna (x) jest przyczyną w sensie Grangera zmiennej (y), jeśli uwzględnienie jej w równaniu (2) poprawia możliwość szacowania wartości zmiennej (y). Zatem parametry $\beta_1 \dots \beta_n$ są statystycznie istotne i różne od zera (Chow, 1995).

Ostateczne możliwości stabilizowania cyklu koniunkturalnego poprzez politykę fiskalną zostały przyjęte na podstawie uzyskanej funkcji regresji z wahaniami koniunkturalnymi w szeregu referencyjnym jako zmienną objaśnianą a wahaniami koniunkturalnymi w wielkościach polityki fiskalnej jako zmiennymi objaśniającymi. Na tym etapie zastosowano procedurę regresji krokowej postępującej, w której zmienne niezależne są oddzielnie wprowadzane lub usuwane z równania regresji aż do momentu otrzymania równania najlepiej dopasowanego. Początkowo przy tworzeniu funkcji regresji uwzględniono wszystkie wyprzedzenia zmiennych niezależnych istotne zgodnie z przyczynowością Grangera, które następnie były usuwane jeśli okazywały się nieistotne dla regresji.

1. Identyfikacja wahań koniunkturalnych i ocena ich stacjonarności

Procedura dekompozycji zastosowana do wszystkich szeregów czasowych pozwoliła wyodrębnić wahania koniunkturalne w szeregu referencyjnym i zmiennych obrazujących politykę fiskalną. Uzyskane wahania koniunkturalne zostały poddane testowi stacjonarności. Przeprowadzono dwa

testy ADF przy założeniu, że w procesie autoregresyjnym wszystkich szeregów czasowych występuje stała ($\beta_0 \neq 0$, $\beta_1 = 0$ w równaniu 1) oraz stała i trend ($\beta_0 \neq 0$, $\beta_1 \neq 0$ w równaniu 1) dla wszystkich wahań koniunkturalnych w wyodrębnionych szeregach czasowych. Wyniki testu prezentuje tabela 1 przy wartościach krytycznych przedstawionych w tabeli 2.

Wyniki wskazują, że cykl referencyjny i zmienne obrazujące politykę fiskalną, z wyjątkiem wydatków na zasiłki dla bezrobotnych, są stacjonarne zarówno przy założeniu, że w tych szeregach występuje wyłącznie stała, jak i stała wraz z trendem przy uwzględnieniu opóźnień 4 okresów. Wahania koniunkturalne łącznych zasiłków dla bezrobotnych są stacjonarne przy 4 okresach opóźnień i założeniu istnienia stałej w procesie autoregresyjnym, natomiast wahania te są stacjonarne przy 3 okresach opóźnień i istnieniu stałej i trendu. Uzyskane wyniki pozwalają przyjąć założenie o stacjonarności wyodrębnionych wahań koniunkturalnych we wszystkich analizowanych szeregach czasowych.

2. Przyczynowość Grangera między cyklem referencyjnym a zmiennymi polityki fiskalnej

W kolejnym kroku badawczym, analizie przyczynowości Grangera, poszukiwano najdłuższych istotnych wyprzedzeń zmiennych obrazujących politykę fiskalną wobec cyklu referencyjnego. Wyniki tej części analizy są zawarte w tabeli 3 w dodatku statystycznym.

Wyniki analizy przyczynowości wskazują, że zmienne polityki fiskalnej mogą wyjaśniać zmiany w cyklu referencyjnym z dość dużym wyprzedzeniem. W największym stopniu i z najdłuższym wyprzedzeniem za przyczynę w sensie Grangera wahań koniunkturalnych w szeregu referencyjnym można uznać przychody budżetowe z podatków dochodowych od osób prawnych. Istotne wyprzedzenia między tymi zmiennymi sięgają od 1 do 36 miesięcy, przy zastrzeżeniu, że dłuższe wyprzedzenia nie zostały wzięte pod uwagę ze względu na realne możliwości kształtowania cyklu koniunkturalnego. W dalszej kolejności za przyczynę w sensie Grangera wahań koniunkturalnych w cyklu referencyjnym można uznać przychody budżetowe z tytułu podatków pośrednich z wyprzedzeniami od 1 do 27 miesięcy i przychody budżetowe z podatku dochodowego od osób fizycznych z wyprzedzeniami od 1 do 22 miesięcy. W dalszej kolejności, z wyprzedzeniami około 1 roku, za przyczynę zmian w cyklu referencyjnym można uznać całkowite przychody budżetowe (1-15 miesięcy) oraz wydatki na zasiłki dla bezrobotnych (1-14 miesięcy). Najkrótsze wyprzedzenia miały miejsce między cyklem referencyjnym a wydatkami na renty i emerytury (1-3 miesiące) oraz całkowitymi wydatkami budżetowymi (1 miesiąc).

Analiza przyczynowości sugeruje, że wyprzedzenia między wahaniami w wielkościach przedstawiających przychody budżetowe a zmianami w cyklu referencyjnym są dłuższe niż wyprzedzenia wydatków budżetowych względem cyklu.

3. Stabilizacja cyklu – wyniki badań na podstawie funkcji regresji

Wyniki analizy przyczynowości zostały wykorzystane przy tworzeniu funkcji regresji wyjaśniającej wahania koniunkturalne cyklu referencyjnego wobec wahań zmiennych obrazujących politykę fiskalną. Na pierwszym etapie do grupy zmiennych objaśniających włączono wszystkie istotne wyprzedzenia, które wynikają z przyczynowości Grangera. Zatem początkowa funkcja regresji miała postać równania:

$$\begin{aligned} \text{REF}_t = & a_0 + a_{1t-15} \text{DB}_{t-15} + \dots + a_{1t} \text{DB}_t + a_{2t-1} \text{WB}_{t-1} + \dots + a_{2t} \text{WB}_t + a_{3t-27} \text{PP}_{t-27} + \dots + \\ & a_{3t} \text{PP}_t + a_{4t-22} \text{PDPIT}_{t-22} + \dots + a_{4t} \text{PDPIT}_t + a_{5t-36} \text{PDCIT}_{t-36} + \dots + \\ & a_{5t} \text{PDCIT}_t + a_{6t-14} \text{ZB}_{t-14} + \dots + a_{6t} \text{ZB}_t + a_{7t-3} \text{RE}_{t-3} + \dots + a_{7t} \text{RE}_t \end{aligned} \quad (3)$$

gdzie:

- REF_t – szereg referencyjny (produkcja sprzedana przemysłu urealniona wskaźnikiem cen przemysłowych) w okresie t ,
- $\text{DB}_{t-15} - \text{DB}_t$ – przychody budżetowe w okresie t oraz z wyprzedzeniami od 1 do 15 miesięcy,
- $\text{WB}_{t-1} - \text{WB}_t$ – wydatki budżetowe w okresie t oraz z wyprzedzeniem 1 miesiąca,
- $\text{PP}_{t-27} - \text{PP}_t$ – przychody budżetowe z tytułu podatków pośrednich w okresie t oraz z wyprzedzeniami od 1 do 27 miesięcy,
- $\text{PDPIT}_{t-22} - \text{PDPIT}_t$ – przychody budżetowe z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych w okresie t oraz z wyprzedzeniami od 1 do 22 miesięcy,
- $\text{PDCIT}_{t-36} - \text{PDCIT}_t$ – przychody budżetowe z tytułu podatku dochodowego od osób prawnych w okresie t oraz z wyprzedzeniami od 1 do 36 miesięcy,
- $\text{ZB}_{t-14} - \text{ZB}_t$ – zasiłki dla bezrobotnych w okresie t oraz z wyprzedzeniami od 1 do 14 miesięcy,
- $\text{RE}_{t-3} - \text{RE}_t$ – wydatki na renty i emerytury w okresie t oraz z wyprzedzeniami od 1 do 3 miesięcy,

$a_0, a_{1t-15}, a_{1t}, a_{2t-1}, a_{2t}, a_{3t-27}, a_{3t}, a_{4t-22}, a_{4t}, a_{5t-36}, a_{5t}, a_{6t-14}, a_{6t}, a_{7t-3}, a_{7t}$ – parametry funkcji regresji.

Po usunięciu tych zmiennych z równania (3), które okazały się nieistotne dla tworzonej regresji, ostatecznie otrzymano postać (4) funkcji tłumaczącej wahania koniunkturalne w cyklu referencyjnym przez zmiany koniunkturalne w zmiennych polityki fiskalnej. Ocena parametrów funkcji (4) zawarta jest w tabeli 4 w dodatku statystycznym.

$$\text{REF}_t = 160,569 - 0,0631 \cdot \text{PDPIT}_{t-9} - 0,3564 \cdot \text{RE}_{t-3} - 0,2932 \cdot \text{DB}_{t-15} + 0,1068 \cdot \text{PP}_{t-1} \quad (4)$$

$R = 0,92396096$; $R^2 = 0,85370386$; skorygowany $R^2 = 0,84681933$; $F(4,85) = 124,00$.

Na podstawie ocen parametrów wartości skorygowanego współczynnika determinacji otrzymaną funkcję regresji (4) można uznać za statystycznie

istotną. Funkcja ta w 85% opisuje zmiany w wahaniach koniunkturalnych cyklu referencyjnego.

W wyjaśnieniu wahań koniunkturalnych w cyklu referencyjnym istotne okazały się cztery zmienne. Na bieżącą sytuację koniunkturalną wpływają przychody budżetowe z tytułu podatków dochodowych od osób prywatnych z wyprzedzeniem 9 miesięcy, wydatki budżetowe na renty i emerytury z wyprzedzeniem 3 miesięcy, całkowite przychody budżetowe z wyprzedzeniem 15 miesięcy oraz przychody budżetowe z tytułu podatków pośrednich z wyprzedzeniem 1 miesiąca.

Najsilniejszy związek, sądząc na podstawie wartości parametru przy funkcji regresji, występuje między cyklem referencyjnym a wydatkami budżetowymi na renty i emerytury. Spadek (wzrost) wydatków budżetowych na te świadczenia przyczynia się do poprawy (pogorszenia) sytuacji koniunkturalnej. Z uwagi jednak na krótki trzymiesięczny okres wyprzedzenia między zmiennymi, należy sądzić, że jest to wynik automatycznej reakcji zmiany wysokości wydatków w odpowiedzi na zmianę sytuacji koniunkturalnej, a nie świadome działanie polityki fiskalnej.

Najdłuższe, piętnastomiesięczne istotne wyprzedzenie występuje między wahaniami koniunkturalnymi w całkowitych dochodach budżetowych a cyklem referencyjnym. Określając wysokość przychodów budżetowych z tytułu podatków państwo może kształtować dochody rozporządzalne gospodarstw domowych i dochody netto przedsiębiorstw. Ograniczenie (zwiększenie) przychodów budżetowych przyczynia się do poprawy (osłabienia) koniunktury gospodarczej w okresie około jednego roku. W szczególności celowe wydaje się oddziaływanie na cykl koniunkturalny poprzez politykę przychodów budżetowych z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych, którego zmiany wyprzedzają wahania cyklu koniunkturalnego o 9 miesięcy. Zmniejszenie (zwiększenie) obciążeń osób fizycznych tym podatkiem może pobudzić (ochłodzić) koniunkturę gospodarczą.

Ostatnia zmienna, której wahania koniunkturalne wpływają na cykl referencyjny w otrzymanej funkcji regresji, wydaje się mieć charakter niemal równoczesny. Zmiany przychodów podatkowych z tytułu podatków pośrednich wyprzedzają zmiany w cykl odniesienia o 1 miesiąc i relacja między nimi jest proporcjonalna. Wzrost (spadek) przychodów budżetowych z tytułu podatków pośrednich związany jest ze wzrostem (spadkiem) sprzedaży przedsiębiorstw, co przekłada się na fazę poprawy (pogorszenia) koniunktury.

Ponieważ w funkcji regresji (4) jednocześnie uzyskano zależność cyklu referencyjnego od jednej zmiennej zagregowanej (całkowite przychody budżetowe) i od zmiennych składających się na wielkość zagregowaną (przykładowo: przychody z tytułu podatków pośrednich), w kolejnym etapie badania przeanalizowano oddzielnie wpływ wielkości łącznych i komponentów polityki fiskalnej na cykl referencyjny. W związku z tym przystąpiono do budowy dwóch kolejnych funkcji. Funkcja (5) prezentuje wpływ łącznych wielkości polityki fiskalnej na cykl koniunkturalny, a funkcja (6) wpływ jej poszczególnych komponentów:

$$REF_t = a_0 + a_{1t-15} DB_{t-15} + \dots + a_{1t} DB_t + a_{2t-1} WB_{t-1} + \dots + a_{2t} WB_t \quad (5)$$

$$REF_t = a_0 + a_{1t-27} PP_{t-27} + \dots + a_{1t} PP_t + a_{2t-22} PDPIT_{t-22} + \dots + a_{2t} PDPIT_t + \\ + a_{3t-36} PDCIT_{t-36} + \dots + a_{3t} PDCIT_t + a_{4t-14} ZB_{t-14} + \dots + a_{4t} ZB_t + \\ + a_{5t-3} RE_{t-3} + \dots + a_{5t} RE_t \quad (6)$$

Po wprowadzeniu początkowych zmiennych objaśniających i usunięciu zmiennych nieistotnych dla funkcji regresji (5) nie otrzymano dobrze dopasowanej jej postaci, gdyż skorygowany współczynnik determinacji w najlepiej dopasowanej funkcji wyniósł 0,22. Z tego powodu nie podjęto analizy tej funkcji.

Natomiast po wprowadzeniu do funkcji regresji (6) początkowych zmiennych objaśniających i usunięciu zmiennych nieistotnych, otrzymano postać funkcji (7), której ocena parametrów zamieszczona jest w tabeli 5 w dodatku statystycznym.

$$REF_t = 117,7283 - 0,17339PP_{t-26} - 0,05643PDPIT_{t-10} + 0,052515PDCIT_t, \quad (7) \\ R = 0,86718785; R^2 = 0,75201477; \text{skorygowany } R^2 = 0,74315815; F(3,84) = 84,91.$$

Sądząc na podstawie ocen funkcji (7) i jej parametrów, można uznać funkcję regresji (7) za istotną statystycznie. Funkcja regresji (7) w 75% wyjaśnia zmiany w cyklu referencyjnym, zmiennymi objaśniającymi są wahania w przychodach budżetowych z tytułu podatków pośrednich z 26 miesięcznym wyprzedzeniem, przychodach z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych z 10 miesięcznym wyprzedzeniem oraz bieżące przychody z tytułu podatku dochodowego od osób prawnych.

Ta część analizy pozwoliła zauważyć, że na kształtowanie się wahań w cyklu referencyjnym istotniejszy wpływ mają zmienne polityki fiskalnej obrazujące politykę przychodów niż wydatków budżetowych. Potwierdzono możliwość oddziaływania na koniunkturę gospodarczą poprzez kształtowanie przychodów budżetowych z podatków dochodowych od osób fizycznych. Dodatkowo ta część analizy pozwoliła na zaobserwowanie kolejnej zależności. Przychody budżetowe z tytułu podatków pośrednich mogą mieć również charakter wyprzedzający. Z około dwuletnim wyprzedzeniem spadek (wzrost) przychodów budżetowych wpływa na poprawę (pogorszenie) koniunktury. Tak duże wyprzedzenie pozwala odnotować możliwość kształtowania popytu przez wysokość obciążeń podatkowych nakładanych na ceny produktów. Zaobserwowano również, że wpływ przychodów budżetowych z tytułu podatku dochodowego od osób prawnych na cykl koniunkturalny ma charakter równoczesny. Wzrost (spadek) przychodów z tego tytułu jest związany z poprawą (pogorszeniem) koniunktury.

V. UWAGI KOŃCOWE

Na podstawie przeprowadzonych badań zaobserwowano, że wielkości związane z polityką przychodów budżetowych mają silniejsze oddziaływanie na stabilizację cyklu koniunkturalnego niż wielkości związane z wydatkami budżetowymi. Sugeruje to, że skuteczniejsze oddziaływanie państwa jest nastawione na stabilizowanie konsumpcji poprzez ograniczenie (zwiększenie) obciążeń fiskalnych podmiotów gospodarczych, aby zapobiegać recesji

(przegrzaniu koniunktury). Stabilizowanie wydatków konsumpcyjnych poprzez wydatki budżetowe w postaci transferów socjalnych wydaje się słabiej oddziaływać na cykl koniunkturalny.

Wśród zmiennych polityki przychodów budżetowych zaobserwowano największą możliwość oddziaływania na cykl koniunkturalny poprzez przychody z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych. Ograniczenie (zwiększenie) przychodów z tego tytułu z wyprzedzeniem 9-10 miesięcy wpływa na poprawę (ostudzenie) koniunktury gospodarczej. Może to potwierdzać istnienie automatycznego stabilizatora koniunktury gospodarczej wpisanego w progresywną stawkę podatku dochodowego od osób fizycznych. Natomiast w polityce wydatków budżetowych istotniejsze dla kształtowania się cyklu koniunkturalnego okazały się wydatki budżetowe na renty i emerytury niż na zasiłki dla bezrobotnych.

BIBLIOGRAFIA

- Annett A. (2002), *Politics, Government Size, and Fiscal Adjustment in Industrial Countries*, „IFM Working Paper”, nr WP/02/162, September.
- Auerbach A. J. (2000), *The Significance of Federal Taxes as Automatic Stabilizers*, „Journal of Economics Perspectives”, vol. 14, nr 3, Summer.
- Auerbach A. J. (2002), *Is There a Role for Discretionary Fiscal Policy?*, „NBER Working Paper”, nr 9306, October.
- Backus D. K., Kehoe P. J. (1992), *International Evidence on the Historical Perspectives of Business Cycles*, „The American Economics Review”, September.
- Barczyk R., Kowalczyk Z. (1993), *Metody badania koniunktury gospodarczej*, PWN, Warszawa-Poznań.
- Barczyk R., Kowalczyk Z. (1994), *Polityka stabilizacji koniunktury gospodarczej*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań.
- Belka M. (1992), *Ewolucja poglądów teoretycznych na temat roli państwa w gospodarce*, w: *Ekonomiczne strategie krajów wysoko rozwiniętych*, pod red. M. Belki, PAN, Warszawa.
- „Biuletyn Statystyczny” 1993-2003, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Buti M., Martinez-Mongay C., Sekkat K., van den Noord P. (2002), *Automatic Stabilizers and Market Flexibility in EMU: Is There a Trade-Off?*, „OECD Economic Department Working Paper”, nr 335, July.
- Buti M., Martinez-Mongay C., Sekkat K., van den Noord P. (2003), *Automatic Stabilizers in EMU: A Conflict Between Efficiency and Stabilisation?*, „CESifo Economic Studies”, vol. 49, nr 1.
- Buti M., Roeger W., in't Veld J. (2001), *Stabilizing Output and Inflation: Policy Conflicts and Co-operation under a Stability Pact*, „Journal of Common Market Studies”, vol. 39, nr 5, December.
- Chow G. C. (1995), *Ekonometria*, PWN, Warszawa.
- Di Bella C. G. (2002), *Automatic Fiscal Stabilizers in France*, „IMF Working Paper”, nr WP/02/199, November.
- Flaig G. (2003), *Time Series Properties of German Monthly Production Index*, „CESifo Working Paper”, nr 833, January.
- Gali J., Perotti R. (2003), *Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe*, „NBER Working Paper”, nr 9773, June.
- Grabowski Z. (1999), *Polityka pieniężna*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Przedsiębiorczości i Zarządzania im. Leona Koźmińskiego, Warszawa.
- Hemming R., Mahfouz S., Schimmelpennig A. (2002), *Fiscal Policy and Economic Activity During Recessions in Advanced Economies*, „IMF Working Paper”, nr WP/02/87, May.
- Hübner D., Lubiński M. (1989), *Współczesny cykl koniunkturalny*, PWE, Warszawa.

- Kandil M. (2000), *Demand – Side Stabilization Policies: What is the Evidence of their Potential?*, „IMF Working paper”, nr WP/00/197, December.
- Keynes J. M. (1985), *Ogólna teoria zatrudnienia, procentu i pieniądza*, PWN, Warszawa.
- King R. G., Plosser Ch. I. (1984), *Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle*, „The American Economic Review”, vol. 74, June.
- Klein M. (1998), *Kraje w procesie transformacji a walutowa unia europejska: kryteria konwergencji*, „Ekonomista”, nr 1.
- Koskela E., Puhakka M. (2003), *Stabilizing Competitive Cycles with Distortionary Taxation*, „CESifo Working Paper” nr 947, May.
- Kropiwnicki J. (1976), *Teoria automatycznych stabilizatorów koniunktury*, PWN, Warszawa.
- Kuropatwiński P. (2000), *Podstawowe cele polityki gospodarczej – wzrost gospodarki, kontrolowanie inflacji, ograniczenie poziomu bezrobocia, redystrybucja dochodów*, w: *Polityka gospodarcza*, pod red. H. Ćwiklińskiego, Wydawnictwo UG, Gdańsk.
- Kydland F. E., Prescott E. C. (1982), *Time to Build and Aggregate Fluctuations*, „Econometrica”, vol. 50, November.
- Kydland F. E., Prescott E. C. (1990), *Business Cycles: Real Facts and Monetary Myth*, „Quarterly Review”, vol. 14, Spring (Federal Reserve Bank of Minneapolis).
- Ljungqvist L., Uhlig H. (2000), *Tax Policy and Aggregate Demand Management under Catching Up with the Joneses*, „The American Economic Review”, vol. 90, nr 3, June.
- Lubiński M. (2002), *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa.
- Matkowski Z. (2002), *Wskaźnik klimatu gospodarczego jako narzędzie oceny stanu gospodarki*, „Ekonomista”, nr 1.
- Pałaszewski H. (1980), *Cykliczny rozwój gospodarki kapitalistycznej*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Nauk Społecznych, Warszawa.
- Patrzalek L. (2001), *Polityka budżetowa*, w: *Polityka gospodarcza*, pod red. B. Winiarskiego, PWN, Warszawa.
- Pohl R. (1998), *Kryteria fiskalne z Maastricht jako przesłanki stabilnej unii walutowej w Europie*, „Ekonomista”, nr 1.
- Ralf K. (2000), *Business Cycles. Market Structure and Market Interaction*, Physica-Verlag.
- Ravn M. O., Uhlig H. (2001), *On Adjusting the HP – Filter for the Frequency of Observations*, „CESifo Working Paper”, nr 479, May.
- Snowdon B., Vane H., Wynarczyk P. (1998), *Współczesne nurty teorii makroekonomicznej*, PWN, Warszawa.
- Sutherland A. (1997), *Fiscal Crises and Aggregate Demand can high Public Debt reverse the Effects of Fiscal Policy?*, „Journal of Public Economics”, vol. 65, nr 3, August.
- Szubert-Zarzeczny U. (2001), *Relacje ekonomia – polityka w nowożytnej myśli ekonomicznej*, Oficyna Wydawnicza Arboretum, Wrocław.
- Talvi E., Végh C. A. (2000), *Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy*, „NBER Working Paper”, nr 7499, January.
- Van den Noord P. (2000), *The Size and Role of Automatic Stabilizers in the 1990s and Beyond*, „OECD Economic Department Working Paper” nr 230, January.
- Wojtyna A. (1990), *Nowoczesne państwo kapitalistyczne a gospodarka. Teoria i praktyka*, PWN, Warszawa.
- Zglińska-Pietrzak A. (1999), *Testowanie istnienia pierwiastków jednostkowych*, „Przegląd Statystyczny”, z. 2.

DODATEK STATYSTYCZNY

Tabela 1

Wartości testu ADF wahań koniunkturalnych w cyklu referencyjnym i w zmiennych polityki fiskalnej

Zmienne	Wartość statystyki ADF ze stałą ($\beta_0 \neq 0, \beta_1 = 0$)	Wartość statystyki ADF ze stałą i trendem ($\beta_0 \neq 0, \beta_1 \neq 0$)
Cykl referencyjny	-4,75545	-4,74827
Całkowite przychody budżetowe	-3,85127	-3,83596
Całkowite wydatki budżetowe	-3,72914	-3,69341
Przychody z tytułu podatków pośrednich	-4,16634	-4,15462
Przychody z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych	-3,60221	-3,59647
Przychody z tytułu podatku dochodowego od osób prawnych	-4,92744	-4,92004
Wydatki budżetowe na zasiłki dla bezrobotnych	-3,23943	X ¹
Wydatki budżetowe na renty i emerytury	-3,92817	-3,90348

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2

Wartości krytyczne testu ADF

Zmienne	Wartość statystyki ADF ze stałą ($\beta_0 \neq 0, \beta_1 = 0$)	Wartość statystyki ADF ze stałą i trendem ($\beta_0 \neq 0, \beta_1 \neq 0$)
1% wartość krytyczna	-3,4865	-4,038
5% wartość krytyczna	-2,8859	-3,4481
10% wartość krytyczna	-2,5796	-3,1489

Tabela 3

Najdłuższe istotne wyprzedzenia zgodnie z przyczynowością Grangera między wahaniami koniunkturalnymi w zmiennych polityki fiskalnej a cyklem referencyjnym

Zmienne polityki fiskalnej	Istotne wyprzedzenia zmiennych objaśniających wobec cyklu referencyjnego (w miesiącach)	Statystyka F	Prawdopodobieństwo
Całkowite przychody budżetowe	1-15	2,11695	0,01743
Całkowite wydatki budżetowe	1	4,65973	0,03289
Przychody z tytułu podatków pośrednich	1-27	2,1668	0,01237
Przychody z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych	1-22	1,96883	0,02155
Przychody z tytułu podatku dochodowego od osób prawnych	1-36 ²	9,76144	0,000024
Wydatki budżetowe na zasiłki dla bezrobotnych	1-14	1,97176	0,03062
Wydatki budżetowe na renty i emerytury	1-3	5,14498	0,00226

Źródło: opracowanie własne.

¹ Test ADF z 4 okresami opóźnień wykazał, że wydatki budżetowe na zasiłki dla bezrobotnych nie są stacjonarne wówczas, gdy zakłada się istnienie trendu i stałej w równaniu autoregresyjnym. Stacjonarność tego szeregu uzyskano przy 3 okresach opóźnień z zawartą stałą i trendem. Wartość testu ADF wynosi wówczas (-4,64896) wobec 1% wartości krytycznej (-4,0373).

² Wyprzedzenie 36 miesięcy jest najdłuższym wyprzedzeniem zmiennej objaśniającej wobec szeregu referencyjnego, które zostało uwzględnione.

Tabela 4

Ocena parametrów funkcji regresji (4)

Parametr	Wartość parametru	Błąd standardowy parametru	t(85)	Poziom istotności
Wyraz wolny	160,569	6,01282	26,70445	0
PDPIT _{t-9}	-0,06309	0,006241	-10,1091	0
RE _{t-3}	-0,35642	0,045014	-7,91803	0
DB _{t-15}	-0,29319	0,03121	-9,39392	0
PP _{t-1}	0,10682	0,026292	4,062766	0,000108

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5

Ocena parametrów funkcji regresji (7)

Parametr	Wartość parametru	Błąd standardowy parametru	t(84)	Poziom istotności
Wyraz wolny	117,7283	3,204847	36,73446	0
DPIT _{t-10}	-0,05643	0,00769	-7,33781	0
PDCIT _t	0,052515	0,009083	5,781935	0
PP _{t-26}	-0,17339	0,030381	-5,70717	0

Źródło: opracowanie własne.

STABILISATION OF BUSINESS CYCLE IN POLAND WITH THE USE OF FISCAL POLICY TOOLS

Summary

Business cycle, today interpreted as middle-run deviations from the main economic trend, is one of the factors influencing dynamism of the economic process. However, as periods of economic recession and recovery bring about many harmful effects for economic growth, the best option is to eliminate them or at least to flatten the business cycle. The governments of the countries well-developed economically after WW II have taken measures to stabilise the business cycle limiting of changes in current aggregate demand through public income and spending policies.

Although the amplitude of business cycle fluctuations after WW II has decreased, economists are divided in assessment of the actual effectiveness of the governments' actions. On the one hand, business cycle stabilisation is considered a positive result of the state's intervention in the economy. On the other hand, however, stabilization indicates fiscal policy's negative effects, such as public spending ousting private spending, or the creation of a political business cycle.

In order to determine possible influence a fiscal policy may have on the stabilisation of a business cycle, research was undertaken to investigate the relationship between public spending/income policies and the business cycle in Poland in 1993-2003. It was observed that variables referring to public income policy have a stronger influence on the reference cycle than the values relating to public spending policy.