

**Aldona Zawojska**

**Magdalena Pisa**

Katedra Ekonomii i Polityki Gospodarczej SGGW

## **Polityka fiskalna jako stabilizator koniunktury gospodarczej w teorii realnego cyklu koniunkturalnego oraz praktyce krajów OECD w latach 1970–2005**

### **Wstęp**

Zrozumienie czynników decydujących o długookresowym wzroście gospodarczym i krótkookresowych fluktuacjach składających się na cykl koniunkturalny ma istotne znaczenie dla tworzenia i realizowania polityki gospodarczej, w tym fiskalnej.

W literaturze ekonomicznej związek między polityką fiskalną a wahaniami koniunktury gospodarczej<sup>1</sup> był od kilkadziesiąt lat przedmiotem wielu teorii i badań empirycznych prowadzonych w różnych krajach [patrz np. Myrdal 1939, Chari i in. 1994, Fatás i Mihov 2000, Cotis i Coppel 2005, Mackiewicz 2006, Dunstan i in. 2007].

Głównym problemem w badaniach empirycznych jest wybór parametru charakteryzującego politykę fiskalną (jej ekspansywność). W literaturze przeważnie używa się do tego celu następujących zmiennych: salda budżetu, salda budżetu skorygowanego o wahania cykliczne, poziomu wydatków publicznych oraz poziomu podatków. Z kolei przy rozpatrywaniu cyklu koniunkturalnego w charakterze zmiennej stosuje się lukę PKB, mierzoną jako odchylenie PKB od trendu. Trend jest z reguły wyznaczany za pomocą filtru Hodricka-Prescotta (HP) bądź innej procedury filtrowania.

Celem artykułu, który ma charakter teoretyczno-analityczny, jest rozważenie wpływu polityki fiskalnej na fluktuacje gospodarki w skali makro, objaśniane przez teorię realnego cyklu koniunkturalnego<sup>2</sup>. Aby go osiągnąć, standardowy

---

<sup>1</sup>Wahania koniunkturalne można określić jako bardziej lub mniej regularne odchylenia aktywności gospodarczej od zrównoważonej stopy wzrostu, tendencji rozwojowej, czyli trendu.

<sup>2</sup>Teoria realnego cyklu koniunkturalnego tłumaczy ogólną niestabilność gospodarczą nie wstrząsami pieniężnymi, jak wcześniejsza nowa makroekonomia klasyczna, a realnymi (niepieniężnymi) wstrząsami od strony podaży. Szerzej została opisana w dalszej części artykułu.

model realnego cyklu koniunkturalnego (RBC) został powiązany z podstawowymi narzędziami polityki fiskalnej oraz dokonano empirycznej analizy jej związku z cyklem koniunkturalnym na przykładzie krajów OECD.

Punktem wyjścia dla badania jest przegląd literatury teoretycznej i empirycznej na temat cyklu koniunkturalnego. Przyjęto następujące hipotezy badawcze: (i) stabilizacyjna polityka fiskalna w standardowym modelu RBC jest nieefektywna; (ii) w krajach rozwiniętych pod względem gospodarczym występuje ujemny związek między wielkością państwa a amplitudą wahań koniunktury gospodarczej.

Do empirycznej weryfikacji wybranej teorii posłużyły wyniki badania związku (zależności) między stabilizacją PKB względem trendu HP oraz wielkością państwa w gospodarce mierzoną wpływami z podatków i wydatkami budżetowymi<sup>3</sup>. Analizę przeprowadzono na podstawie danych dla krajów OECD za lata 1970–2005, zaczerpniętych m.in. z internetowych baz danych: OECD.Stat oraz Statistical Data Warehouse Europejskiego Banku Centralnego.

## Koncepcja cyklu koniunkturalnego i jego mierzenie

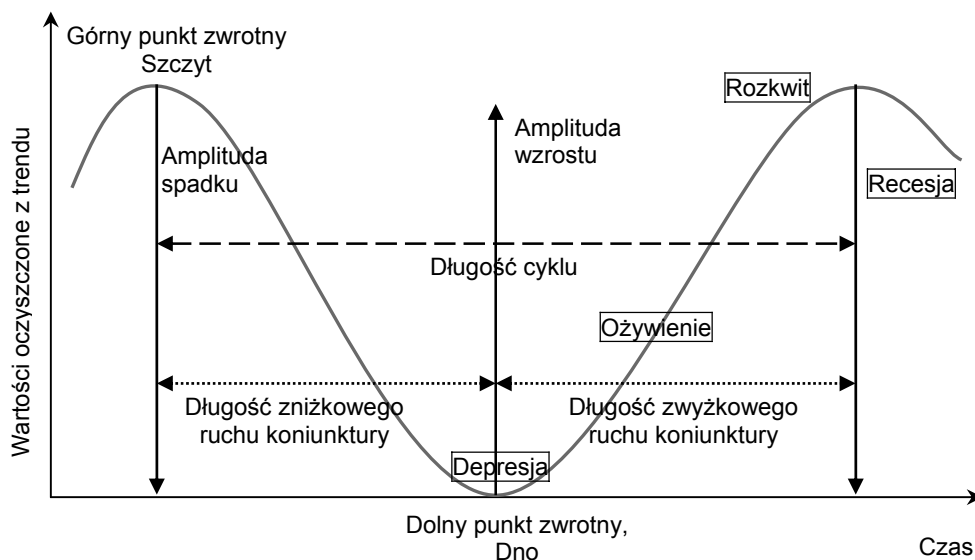
Ogólnie ujmując, treścią teorii cyklu koniunkturalnego jest wyjaśnienie przyczyn fluktuacji koniunktury gospodarczej (stopy zatrudnienia, stopy inflacji, ale głównie realnego PKB), okresu ich trwania i poszukiwanie ewentualnych środków zaradczych.

We współczesnych gospodarkach obniżanie się absolutnej wielkości PKB zdarza się sporadycznie, odchodzi się więc od jej badania na rzecz oceny odchyleń od długookresowej ścieżki wzrostu lub wahań stopy wzrostu realnego PKB. Pozwala to na zobrazowanie cykli koniunkturalnych, w których wyodrębnia się cztery fazy: (i) recesję – obniżanie się produkcji; (ii) fazę depresji – dolny punkt zwrotny cyklu; (iii) ożywienie prowadzące do (iv) rozkwitu przy wysokiej dynamice wzrostu (rys. 1). Podział taki stopniowo zastępuje się innym, a mianowicie cyklem dwufazowym, złożonym z okresów spadku (recesji) i wzrostu (ekspansji) koniunktury ograniczonych punktami zwrotnymi.

We współczesnych gospodarkach występuje tendencja wzrostu koniunktury, który nie jest jednak równomierny z powodu pojawiających się fluktuacji wielkości PKB w stosunku do długookresowego trendu. Okresy ekspansji i recesji następują po sobie, przy czym dla dynamicznie rozwijających się krajów recesja nie musi oznaczać obniżenia się wielkości ogólnej produkcji (realnego PKB).

---

<sup>3</sup>Ocenę wielkości (rozmiaru) państwa relacją wydatków publicznych oraz dochodów publicznych (w tym przede wszystkim podatków) do PKB stosują m.in. Stiglitz [2004], Rapacki [O wychodzeniu z recesji... 2002, Rapacki 2005], Gali [1994], Gwartney i in. [1998].



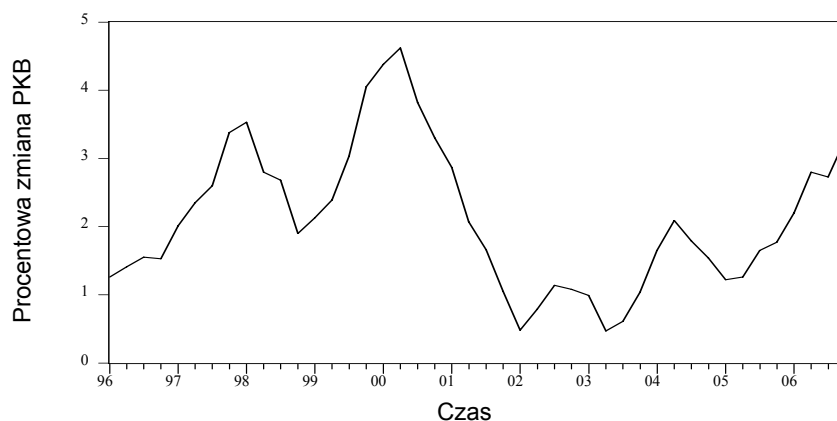
**Rysunek 1**

Cykl koniunkturalny wraz z jego fazami

Źródło: BIEC [2007].

W krajach strefy euro procentowe zmiany PKB w ujęciu realnym zawsze były dodatnie, co oznaczało permanentny wzrost gospodarczy, choć o różnej sile (rys. 2).

Rozważania teorii cykli koniunkturalnych pozostają w sferze abstrakcji, a przedstawione przez nią modele są jedynie próbą wyizolowania istotnych elementów wpływających na odchylenia zmiennych makroekonomicznych od



**Rysunek 2**

Względna zmiana PKB w ujęciu realnym w krajach strefy euro, 1996–2007

Źródło: Statistical Data Warehouse... [2007].

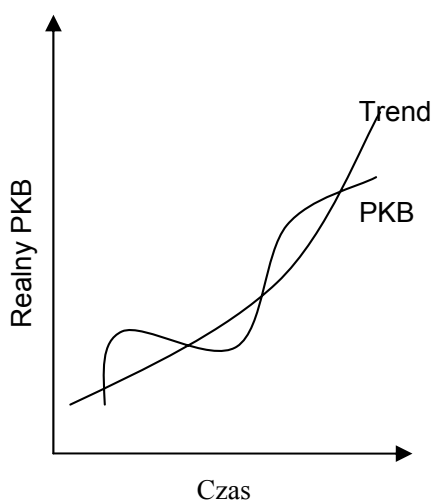
stanu równowagi. Do ustalenia wahań koniunktury używa się m.in. koncepcji produktu potencjalnego<sup>4</sup>. Dokonuje się mianowicie analizy zarówno rzeczywistego produktu ( $Y_t$ ), jak też możliwego do osiągnięcia przy pełnym wykorzystaniu wszystkich zasobów w danym przedziale czasu, czyli potencjalnego ( $Y_t^S$ ). Informacji o obecnym stanie gospodarki może dostarczyć iloraz  $[\zeta(t)]$  obserwowanego (rzeczywistego) i potencjalnego PKB, określane mianem stopnia wykorzystania zdolności:

$$\zeta(t) = Y_t/Y_t^S$$

gdzie:  $\zeta(t) - 1$  oznacza lukę popytową (lukę produktową), czyli względną różnicę między rzeczywistym a potencjalnym PKB (odniesioną do poziomu potencjalnego PKB), będącą wyznacznikiem nierównowagi w gospodarce realnej.

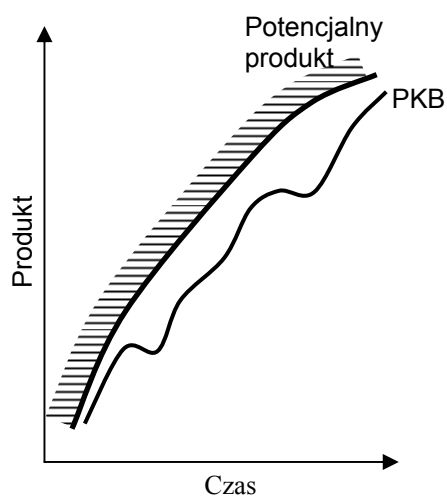
Wahania realnego PKB względem długookresowego trendu wykazującego tendencję wzrostową przedstawia rysunek 3, natomiast rzeczywisty i potencjalny PKB odpowiednio rysunek 4.

Ze względu na nieobserwowalny charakter produktu potencjalnego nie ma jednoznacznego i w pełni akceptowalnego sposobu jego wyznaczania. Ekonomiści w badaniach empirycznych stosują metodę strukturalną, polegającą



**Rysunek 3**

Cykliczne, nieregularne oscylacje realnego PKB wokół trendu  
Źródło: [Burda, Wyplosz 2000, s. 432].



**Rysunek 4**

Rzeczywisty i potencjalny PKB  
Źródło: Opracowanie własne na podstawie [Gabisch, Lorenz 1989, s. 32].

<sup>4</sup>Za produkt potencjalny uznaje się ten poziom realnego PKB, który odpowiada naturalnej stopie bezrobocia. Jest to najwyższy poziom realnego PKB, do którego utrzymania jest zdolna gospodarka bez wywołania wzrostu stopy inflacji [patrz m.in. Samuelson i Nordhaus 1995].

a szacowaniu funkcji produkcji, wiążącej produkt potencjalny z nakładami pracy i kapitału, a także z postępem technicznym.

W latach 70. XX wieku, wraz z odrodzeniem się zainteresowania badaniami cyklu koniunkturalnego, ekonomiści bliżej zajęli się statystycznymi właściwościami szeregów czasowych. Jednym z głównych problemów w tym zakresie stało się oddzielenie trendu od cyklu. Nową, ale powszechnie uznaną, ilościową metodą analizy cykli koniunkturalnych jest filtr Hodricka-Prescotta (filtr HP). Metoda zaproponowana przez Roberta J. Hodricka i Edwarda C. Prescottta [1997] umożliwia otrzymanie szeregów zmiennych makroekonomicznych w postaci procentowych odchylenia od wartości wynikającej z trendu<sup>5</sup>.

Pozwala m.in. na estymację potencjalnego PKB poprzez wyznaczenie takiej ścieżki czasowej potencjalnego PKB, która minimalizuje procentowe odchylenia rzeczywistej produkcji od produkcji potencjalnej przy ograniczeniu dotyczącym wysokości wariancji tempa wzrostu potencjalnego PKB.

Jej zastosowanie umożliwia sprowadzenie szeregów czasowych niestacjonarnych do stacjonarności poprzez usunięcie trendu stochastycznego<sup>6</sup>.

Metoda HP bazuje na idei zdefiniowania cyklicznej wartości produktu ( $y_t^c$ ), wyznaczonej jako różnica między rzeczywistym produktem ( $y_t$ ) a wartością znajdującą się na linii trendu ( $y_t^g$ ):

$$y_t^c = y_t - y_t^g$$

gdzie:

$y_t^c$  – składnik cykliczny PKB w okresie  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ );

$y_t - \ln Y_t$  ( $Y_t$  = rzeczywisty, obserwowany PKB w ujęciu realnym);

$y_t^g - \ln Y_t^g$  ( $Y_t^g$  = potencjalny, nieobserwowalny PKB w ujęciu realnym) – komponent długookresowy szeregu czasowego.

<sup>5</sup>W badaniach w Polsce zastosowali ją m.in. Kot [2003], Mackiewicz [2006], Grzęda-Latocha [2005].

<sup>6</sup>Trend procesu ekonomicznego należy odnosić do dwóch charakterystyk procesu: do średniej i wariancji. W pierwszym przypadku mówimy o trendzie deterministycznym, w drugim – o trendzie stochastycznym. Zakłada się, że zjawiska ekonomiczne będące procesami stochastycznymi są generowane przez siebie same, a więc na podstawie analizy opóźnień w przebiegu procesów gospodarczych można wnioskować o ich przebiegu w przyszłości. Cytując Witkowską [2006], procesy stacjonarne charakteryzują się tym, że mają stałą wariancję, a ich wartości w poszczególnych momentach oscylują wokół pewnego względnie stałego poziomu, który jest poziomem średnim dla całego badanego okresu. W ścisłym sensie proces stochastyczny jest stacjonarny, jeżeli łączne i warunkowe rozkłady prawdopodobieństwa tego procesu nie zmieniają się przy przesunięciach w czasie.

## 10

Potencjalny PKB można oszacować jako średnią ważoną przeszłych, obecnych i przyszłych obserwacji  $y_t$ <sup>7</sup>:

$$y_t^g = \sum_{j=-J}^J a_j y_{t-j} = G(L)y_t$$

gdzie:

$y_t$  – jak wyżej;

$a_j$  – wagi przyznane  $y_{t-j}$ ;

$y_{t-j}$  – operator opóźnienia;

$j$  – wielkość opóźnienia;

$G(L)$  – filtr liniowy (średnie ruchome).

Następnie cykliczny komponent ( $y_t^c$ ) otrzymuje się jako:

$$y_t^c = [1 - G(L)]y_t = C(L)y_t$$

gdzie:

$C(L)$  – filtr liniowy.

Stosując filtr HP uzyskuje się wartości produkcji potencjalnej  $Y_t^g$ , dla których:

$$\min_{\{y_t^g\}} \sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \ln Y_t^g)^2$$

przy ograniczeniu:

$$\sum_{t=2}^{T-1} [(\ln Y_{t+1}^g - \ln Y_t^g) - (\ln Y_t^g - \ln Y_{t-1}^g)]^2 \leq e$$

gdzie:

$e$  – arbitralnie wybrana liczba, która określa maksymalne dopuszczalne wysokości wariancji<sup>8</sup> tempa wzrostu produkcji potencjalnej.

Filtr HP można również zapisać jako minimalizację sumy kwadratów odchyleń szeregu czasowego z jego trendu, wykorzystując parametr wygładzający  $\lambda$ :

---

<sup>7</sup>W procedurze filtrowania HP wykorzystuje się mieszany model autoregresji i średniej ruchomej ARMA [patrz np. Kaiser, Maravall 1999].

<sup>8</sup>Wariancja należy do klasycznych miar zmienności. Jest to średnia arytmetyczna kwadratów odchyleń poszczególnych wartości cechy od średniej arytmetycznej zbiorowości.

$$\min \sum_{t=1}^T \{(y_t - y_t^g)^2 + \lambda [(y_{t+1}^g - y_t^g) - (y_t^g - y_{t-1}^g)]^2\}$$

Wartość  $\lambda$  jest wybierana w zależności od przedziału czasowego, jakiego dotyczą dane. Im jest ona wyższa, tym dłuższe cykle koniunkturalne uwzględni filtr HP. Dla danych rocznych parametr  $\lambda = 100$  umożliwia uwzględnienie cykli trwających do 15–16 lat, natomiast parametr  $\lambda = 10$  wyłącznie nie dłuższych niż 8-letnie [Mc Morrow, Roeger 2001]. Gładkość trendu można zatem określić i zależy ona od  $\lambda$ . Gdy  $\lambda$  dąży do nieskończoności, trend ma postać linii prostej, dla  $\lambda = 0$  PKB potencjalny pokrywa się z rzeczywistym (trend pokrywa się z serią danych). W sprawach szczegółowego omówienia kwestii związanych z filtrem HP odsyłamy czytelnika do następujących prac: Prescott [1986] oraz King i Rebelo [1993].

## **Teoria realnego cyklu koniunkturalnego a polityka fiskalna**

Teoria realnego cyklu koniunkturalnego wyrosła z kontrowersji teoretycznych wokół przyczyn cyklicznych wahań wzrostu gospodarczego.

Nowa teoria klasyczna, dominująca w latach 1972–1982, przeważające źródło niestabilności gospodarczej widziała w zakłóceniach pieniężnych. Pomimo olbrzymiego wpływu, jaki wywarło wyjaśnianie cyklu koniunkturalnego w kategoriach zaskoczenia pieniężnego, głęboka recesja początku lat 80. XX wieku, a przede wszystkim jej długotrwałość, a także zgłaszane wątpliwości co do związku pieniądza z wielkością produkcji postawiły pod znakiem zapytania pieniężne wyjaśnienie cyklu koniunkturalnego [Snowdon i in. 1998].

Od tego czasu przodujący nowoklasyczny sposób tłumaczenia ogólnej niestabilności koncentrował się nie na pieniężnych, lecz na realnych wstrząsach i został nazwany teorią realnego cyklu koniunkturalnego. Teoria ta stanowi kontynuację myśli monetarystycznej w tym sensie, że podkreśla znaczenie strony podażowej w gospodarce. Inaczej jest w przypadku teorii Keynesa, zgodnie z którą poziom łącznego produktu i zatrudnienia jest zasadniczo wyznaczony przez popyt, czy też późniejszych realnych modeli Samuelsona [1939] oraz Hicksa [1950], w których fluktuacje napędzane były przez realny łączny popyt, głównie przez niestabilne wydatki inwestycyjne.

Teoria realnego cyklu koniunkturalnego oferuje czyste wyjaśnienie wahań w gospodarce narodowej od strony podażowej. Myśl, że siłą napędową cykli

koniunkturalnych są siły realne po stronie podaży również nie jest nowa. Przykładowo, Robertson [1915] oraz Schumpeter [1927, 1939] uważali postęp techniczny za czynnik wpływający na fluktuacje gospodarcze oraz dynamikę wzrostu gospodarczego.

Za inne, realne źródła fluktuacji, które badano wcześniej, uważano ponadto zmiany stawek podatkowych, gustów konsumentów, regulacji rządowych, terms of trade czy też cen energii.

Czym więc wyróżnia się współczesna teoria realnego cyklu koniunkturalnego?

Termin „realny cykl koniunkturalny” (*Real Business Cycle – RBC*) pochodzi od Johna B. Longa i Charlesa I. Plossera [1983], którzy użyli go w celu opisanie cykli generowanych przez przypadkowe (losowe) zmiany w technologii. Teoria ta, w postaci rozwiniętej przez jej współczesnych przedstawicieli, jest zbudowana na założeniu, że tempo postępu technologicznego podlega dużym nieregularnym fluktuacjom. Wstrząsy podażowe poprzez funkcję produkcji wywołują wahania ogólnej produkcji i zatrudnienia. Zmiany produkcji są trwałe, czyli nie mają tendencji powracania po wstrząsie do swojego poprzedniego trendu. Ewolucja PKB przebiega w postaci procesu statystycznego określanego jako błądzenie losowe [Nelson, Plosser 1982], co pokazuje równanie:

$$Y_t = g_t + Y_{t-1} + z_t$$

gdzie:

$Y$  – produkcja realna w czasie  $t$ ;

$Y_{t-1}$  – produkcja realna w czasie  $t - 1$ ;

$g_t$  – „dryfowanie” produkcji;

$z_t$  – wstrząsy losowe, których średnia wynosi zero.

Do początku lat 80. zarówno keynesiści, monetaryści, jak i nowi ekonomiści klasyczni przyjmowali, że gospodarka rozwija się po ścieżce odzwierciedlającej podstawowy trend stopy wzrostu, opisany w neoklasycznym modelu wzrostu Solowa [1956], że długookresowy składnik trendu w PKB jest gładki, przy krótkookresowych fluktuacjach wokół trendu, wyznaczanych przede wszystkim przez wstrząsy po stronie popytu. Odchylenia produkcji od trendu interpretowano jako zjawiska przejściowe.

Odkrycie Nelsona i Plossera miało radykalne implikacje dla teorii cyklu koniunkturalnego. Za twórców historycznie pierwszego empirycznego modelu realnego cyklu koniunkturalnego uważa się Finna E. Kydlanda i Edwarda C. Prescottta, którzy w 1982 r. opublikowali artykuł „Time to Build and Aggregate Fluctuations”, przedstawiający oryginalne spojrzenie na aspekt wahań gospodarki. Wyniki badań były zaskakujące z dwóch powodów. Po pierwsze, „były sprzeczne z założeniem, że monetarne szoki są siłą sprawczą cykli koniunktural-



nych”. Po drugie, wskazywały, że stabilizacyjna polityka przynosi efekty przeciwnie do zamierzonych [McGrattan 2006].

Podsumowując dotychczasowe rozważania, teoria RBC należy do teorii stochastycznych, których podstawą jest założenie, że losowe, nieskorelowane szoki (biały szum) mogą prowadzić do wahań przypominających cykle koniunkturalne<sup>9</sup>.

Poza tym, cechuje się tym, że cykliczność koniunktury wyjaśnia się przy założeniu giętkości (zmienności cen). Zmienne nominalne nie oddziałują na zmienne realne bez względu na to, czy rozpatruje się długi, czy krótki okres. Uwagę kieruje się wyłącznie na wstrząsy realne, odżegnując się od czynników pieniężnych. Skoro tak, to w jaki sposób tłumaczy się cykliczne odchylenia od ścieżki wzrostu? Teoria RBC odpowiedzi upatruje w przywracaniu stanu równowagi po wystąpieniu szoku podażowego w formie losowego wstrząsu technologicznego, który ma wpływ na zmianę długookresowej zagregowanej podaży (LAS). Innymi słowy, odchylenia całkowitej produkcji i zatrudnienia wywołane są zmianami w podaży w wyniku fluktuacji szybkości (tempa) dokonującego się postępu technologicznego. W krótkim okresie nowe technologie przyczyniały się do wystąpienia stanu nierównowagi, a w długim – prowadziły do wzrostu produktywności. Wstrząsy podażowe mogą być powodowane wieloma czynnikami, m.in. klęskami żywiołowymi ograniczającymi produkcję rolną, zmianą poziomu cen energii, polityką państwa (np. dotowaniem określonej grupy producentów), zmianami efektywności nakładów pracy. Ze względu na to, że w gospodarkach stabilnych politycznie większość z tych przyczyn została wyeliminowana, źródła zmian podaży należy tam upatrywać w rozwoju technologii.

Podstawowe założenia i cechy teorii realnego cyklu koniunkturalnego zawierają się w kilku punktach: (i) przeciętny podmiot gospodarujący ma na celu maksymalizację swojej użyteczności (lub zysków), uwzględniając zakres zasobów; (ii) oczekiwania jednostek gospodarczych są racjonalne, przy czym nie jest odczuwana asymetria informacyjna; (iii) dzięki zmienności cen równowaga istnieje zawsze; (iv) cykliczne odchylenia zagregowanej produkcji i zatrudnienia są spowodowane losowymi wstrząsami technologicznymi, a wywołany przez nie impuls jest przenoszony również na przyszłe okresy; (v) zmiany w łącznym zatrudnieniu występują na skutek międzyokresowej substytucji pracy i są dobrowolne; (vi) pieniądź zachowuje się pasywnie, a polityka pieniężna nie wywiera żadnego wpływu na koniunkturę; (vii) analizy wahań makroekonomicznych nie dzieli się na krótko- i długookresową [Snowdon i in. 1998].

Z założeń teorii realnego cyklu koniunkturalnego, takich jak racjonalne oczekiwania, zmienność cen oraz brak asymetrii informacji, wynika neutralność

<sup>9</sup>Według teorii RBC, wahania PKB nie muszą mieć charakteru cyklicznego. Jeśli wstrząsy wywołane np. przez zmiany technologiczne są częste i losowe, to ścieżka PKB będzie wskazywać w swej wędrówce losowej cechy podobne do cyklu koniunkturalnego.

pieniądza. W gospodarce występuje całkowita dychotomia<sup>10</sup>, więc produkcja i podaż czynników wytwórczych podlegają jedynie realnym czynnikom.

Czy wobec tego polityka pieniężna i fiskalna nie oddziałują na cykle koniunkturalne? Teoria wprowadzona przez Kydlanda i Prescottta zdaje się z założenia twierząco odpowiadać na to pytanie, jednak dowody empiryczne poparte ideą automatycznych stabilizatorów świadczą o wpływie polityki fiskalnej na wielkość wahań koniunktury. Zależności tej poświęcono w ostatnim okresie wiele badań, które przyczyniają się do rozwijania modelu RBC.

Szukając powiązań między polityką fiskalną a stabilizacją fluktuacji w cyklach koniunkturalnych, powraca się do pojęcia automatycznych stabilizatorów, które z definicji redukują wpływy wstrząsów na PKB bez konieczności prowadzenia polityki dyskrecjonalnej. Należą do nich przykładowo automatyczne zmiany we wpływach podatkowych oraz zasiłki dla bezrobotnych i inne transfery socjalne.

W tym kontekście pojawia się kolejne pytanie: czy w modelu RBC z szokiem technologicznym wpływy z podatków oraz wydatki państwa zachowują się jak keynesowskie automatyczne stabilizatory? Czy rząd (państwo) swoim rozmiarem jest w stanie modyfikować nasilenie fluktuacji koniunktury, gdy te wywołane są wstrząsem technologicznym? Próbę odpowiedzi na te pytania podjął m.in. Jordi Gali, który w celu zbadania korelacji pomiędzy rozmiarem państwa a wahaniami poszerzył standardowy model RBC o sektor państwowy, tradycyjnie w modelach ekonomicznych (np. modelu mnożnikowym Keynesa) reprezentowany przez wydatki rządowe na dobra i usługi oraz podatki i transfery. Okazało się, że przy stałych względnych (w relacji do PKB) wydatkach państwa odchylenie standardowe produkcji zwiększa się wraz ze wzrostem stopy podatku dochodowego. W świetle wyników nasunął się mu wyłącznie jeden wniosek: „wyższe podatki okazują się działać destabilizująco w modelu, aczkolwiek ich efekt jest stosunkowo mały” [Gali 1994]. Ze względu na to, że przy wyższej stopie podatkowej odchylenia od trendu stawały się wyraźniejsze, można stwierdzić, że w teorii RBC podatek dochodowy wpływa destabilizująco na produkcję (wzmacnia jej wahania), jako że prawdopodobnie ma ujemny wpływ na produktywność pracy, a w konsekwencji na poziom zatrudnienia. Niższe podatki z kolei redukują wahania łącznego produktu. Inaczej ma się rzecz z wydatkami państwa, któ-

---

<sup>10</sup>Klasyczna dychotomia oznacza oddzielenie od siebie sektora realnego i pieniężnego gospodarki w modelu ekonomii klasycznej. Sektor realny opisuje klasyczna teoria wyznaczania zatrudnienia i produkcji oraz prawo rynków Sasa, natomiast sektor pieniężny ilościowa teoria pieniądza. W rezultacie oddzielenia tych sektorów zmiany ilości pieniądza nie oddziałują na wartości równowagi zmiennych realnych, a wyłącznie na poziom cen [Snowdon i in. 1998]. Powszechnie wśród ekonomistów przyjęło się interpretowanie klasycznej dychotomii jako brak wpływu zmiennych nominalnych na zmienne realne, czyli neutralność pieniądza.

rych względny wzrost pociąga za sobą spadek zmienności produkcji. Wprawdzie u Galiego ich stabilizujący efekt był znikomy, sugeruje jednak, że polityka fiskalna w modelu RBC może oddziaływać na fluktuacje cykli koniunkturalnych.

## **Stabilizowanie koniunktury przez politykę fiskalną – własne badania empiryczne**

W artykule zajęto się analizą trzydziestu państw należących obecnie do Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (OECD). Szereg czasowy obejmuje okres między latami 1970 a 2005, charakteryzujący się względnym spokojem w gospodarkach. W celu określenia stopnia stabilizacji gospodarki w tych latach skupiono się na przebiegu zmian PKB w poszczególnych krajach.

Źródło danych na temat wielkości PKB stanowił portal statystyczny OECD. Stat. W kilku przypadkach OECD nie dysponuje pełnymi danymi; dla Czech i Polski informacje są dostępne od 1990 r., dla Słowacji od 1992 r., a dla Węgier od 1991 r.

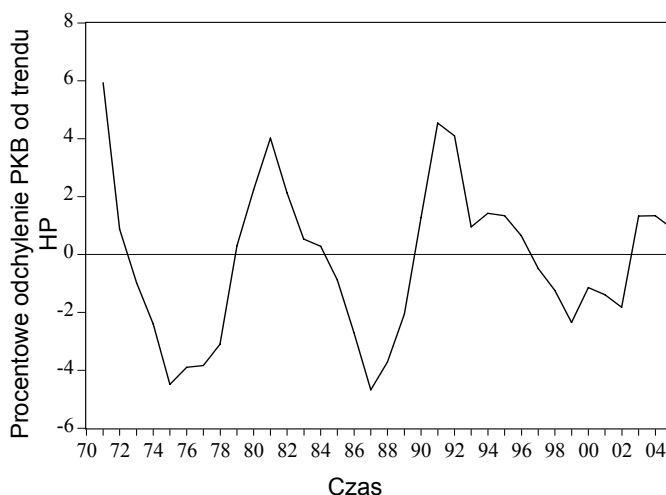
Najpierw otrzymano PKB w cenach bieżących wyrażonych w USD PPP przez przeliczenie PKB w walutach narodowych po kursie USD według parytetu siły nabywczej. Następnie wyznaczono wartości PKB wynikające z zastosowania filtra HP<sup>11</sup> (potencjalny PKB) przy użyciu programu ekonometrycznego EViews dla  $\lambda = 100$ . Na podstawie empirycznych wartości PKB oraz trendu HP obliczono względne odchylenie PKB od trendu HP jako iloraz rzeczywistego i potencjalnego PKB pomniejszony o 1. Wartości odchylenia wyrażono w procentach. Wyznaczono w ten sposób lukę popytową (produktową) opisaną w poprzedniej części opracowania.

Śledząc procentowe odchylenie rzeczywistego PKB od trendu, otrzymuje się obraz cyklu koniunkturalnego danej gospodarki, który na przykładzie Niemiec przedstawiono graficznie na rysunku 5.

Za miarę stabilizacji gospodarki przyjęto odchylenie standardowe dla procentowych odchyżeń PKB od trendu HP, czyli odchylenie standardowe luki popytowej, wyznaczone dla każdego z krajów OECD na podstawie serii danych. Z analizy statystycznej wynika, że do grupy najmniej stabilnych w latach 1970–2005 należały gospodarki Meksyku oraz Korei. Cykle o najmniejszych względnych amplitudach wystąpiły w Wielkiej Brytanii, ale także w Polsce i Holandii (tab. 1).

---

<sup>11</sup>Korzystając z filtra HP, autorki zdają sobie sprawę z jego ograniczeń. Przede wszystkim z tego, że jest to jedynie mechaniczna metoda wygładzania szeregu czasowego, co oznacza, że wartości potencjalnego PKB wyznaczone na jej podstawie zależą od wartości rzeczywistego PKB. Ta zależność jest tym większa, im krótszy jest szereg czasowy poddawany wygładzeniu.

**Rysunek 5**

Procentowe odchylenie PKB od trendu HP (luki popytowe) w Niemczech w latach 1971–2005

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych OECD.

**Tabela 1**

Odchylenia standardowe luk popytowych w krajach OECD (w pkt. %)

Kraje	SD	Kraje	SD	Kraje	SD
Australia	2,62	Irlandia	3,92	Polska	1,98
Austria	2,39	Islandia	4,70	Portugalia	4,01
Belgia	2,41	Japonia	3,24	Słowacja	2,73
Czechy	3,30	Kanada	2,50	Szwajcaria	3,14
Dania	2,42	Korea	5,19	Szwecja	2,40
Finlandia	4,27	Luksemburg	3,85	Turcja	3,61
Francja	2,54	Meksyk	5,49	USA	2,30
Grecja	3,41	Niemcy	2,64	Węgry	2,77
Hiszpania	2,41	Norwegia	4,00	Wielka Brytania	1,93
Holandia	2,07	Nowa Zelandia	3,31	Włochy	2,56

Uwagi: SD – odchylenie standardowe; pominięto pierwszą obserwację, czyli dla większości badanych krajów 1970 r., dla Czech i Polski – 1990 r., Słowacji – 1992 r. oraz Węgier – 1991 r., której wartość znacznie odbiegała od pozostałych w wyniku doboru linii trendu HP.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych OECD.

W celu zbadania zależności pomiędzy rozmiarami wahań koniunktury gospodarczej i polityką fiskalną wybrano dwie wielkości charakteryzujące jej ekspansywność: udział wydatków publicznych (rządowych) w PKB oraz stosunek wpływów z podatków do PKB, które za 2005 r. w ujęciu przekrojowym prezentuje tabela 2.

**Tabela 2**

Dochody podatkowe (T) oraz wydatki rządowe (G) w krajach OECD w 2005 r. (% PKB)

Kraje	T	G	Kraje	T	G	Kraje	T	G
Australia	31,2	34,4	Irlandia	30,5	34,4	Polska	34,4	43,5
Austria	41,9	49,9	Islandia	42,4	42,8	Portugalia	34,5	47,4
Belgia	45,4	49,9	Japonia	16,8	38,1	Słowacja	29,4	38,1
Czechy	38,5	44,0	Kanada	33,5	39,3	Szwajcaria	30,1	35,6
Dania	49,7	53,2	Korea	25,6	28,1	Szwecja	51,1	56,6
Finlandia	44,5	50,5	Luksemburg	37,6	42,9	Turcja	32,3	b.d.
Francja	44,3	53,7	Meksyk	19,3	19,5	USA	26,8	36,6
Grecja	35,0	37,5	Niemcy	34,7	46,8	Węgry	37,1	49,9
Hiszpania	35,8	38,3	Norwegia	45,0	42,2	Wielka Brytania	37,2	44,5
Holandia	39,4	45,5	Nowa Zelandia	36,6	40,2	Włochy	41,0	48,3

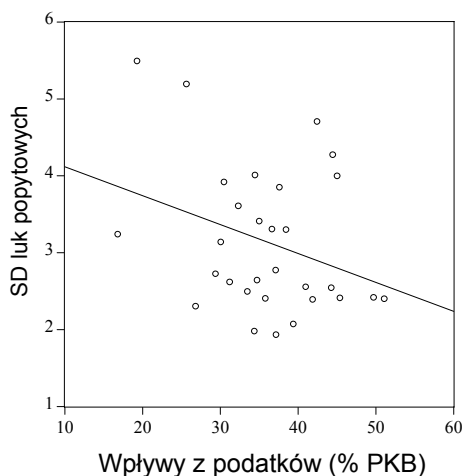
Uwagi: Dane o podatkach za 2005 r. z wyjątkiem Australii, Grecji, Polski i Portugalii, które udostępniły informacje o wpływach z podatków do 2004 r. Dane o wydatkach dla Korei i Meksyku dotyczą 2004 r.; b.d. – brak danych.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych OECD.Stat.

Do zbadania ww. zależności wykorzystano metodę najmniejszych kwadratów, polegającą na dopasowaniu linii regresji do obserwacji tak, by znajdowała się jak najbliżej nich, co oznacza, że minimalizuje się „sumę kwadratów pionowo mierzonych odległości punktów od prostej” [Maddala 2006, s. 104].

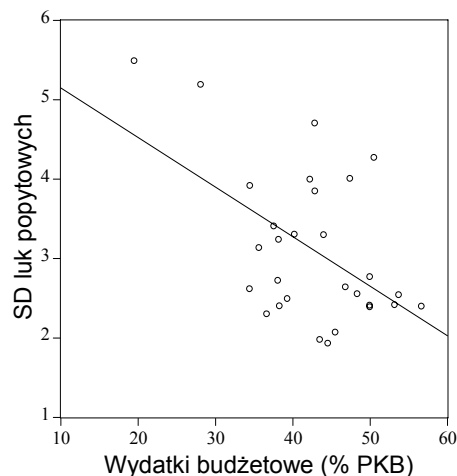
Na rysunkach 6 i 7 każdy punkt reprezentuje kraj i przyporządkowane mu dwie wartości: wpływy podatkowe (rys. 6) lub wydatki publiczne (rys. 7) jako odsetek PKB oraz odchylenia standardowe luk popytowych (produktowych).

Warunkiem stosowania metody najmniejszych kwadratów jest brak heteroskedastyczności, tj. zmiennego rozproszenia zakłóceń [Gajda 2004, s. 82]. W innym przypadku estymator standardowego błędu nie jest zgodny i nie można twierdzić o istotności współczynników. Aby wykluczyć występowanie heteroskedastyczności, zastosowano test White'a, który „jest w stanie odkryć ogólne formy heteroskedastyczności” [Verbeek 2006, s. 92].

**Rysunek 6**

Zależność między dochodami podatkowymi i odchyleniem standardowym (SD) luk popytowych

Źródło: Opracowanie własne.

**Rysunek 7**

Zależność między wydatkami publicznymi i odchyleniem standardowym (SD) luk popytowych

Źródło: Opracowanie własne.

Dla relacji określonej przez nas podatki-koniunktura uzyskany wynik statystyki  $F = 1,08$ , któremu odpowiada prawdopodobieństwo  $0,35$ , nie dał podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej o homoskedastyczności wariancji. Linia regresji liniowej na rysunku 6 jest o ujemnym nachyleniu równym  $-0,0376$ . Współczynnik ten jest statystycznie istotny na poziomie  $10\%$ . Zależność jest na tyle silna, by móc na podstawie testu  $F$  z wartością statystyki  $F = 3,16$  i prawdopodobieństwem  $0,93$  stwierdzić, że współczynnik różni się od zera. Za pomocą równania regresji liniowej udało się wyjaśnić  $10,14\%$  zmienności odchylenia standardowego, o czym mówi współczynnik determinacji  $R^2$ . Ujemna zależność oznacza, że wraz ze wzrostem relacji dochodów podatkowych do PKB wielkość odchylenia standardowego luk popytowych zmniejsza się, czyli amplituda cyklu koniunkturalnego maleje (przy współczynniku korelacji  $= -0,32$ ).

W przypadku relacji wydatki-koniunktura test White'a dał podstawę do sądzienia o braku heteroskedastyczności (statystyka  $F = 0,47$ , a prawdopodobieństwo  $0,63$ ). Związek ustalony na podstawie metody najmniejszych kwadratów jest ujemny o nachyleniu  $-0,0624$ . Współczynnik ten jest statystycznie wysoce istotny, a z prawdopodobieństwem  $99\%$  można stwierdzić, że jest różny od zera, czyli istnieje powiązanie między zmiennymi (przy korelacji  $= -0,52$ ). Równanie regresji, którego wykres przedstawia rysunek 7, objaśnia  $27,60\%$  zmienności odchylenia standardowego luk produktowych.

Wyniki badań sugerują, że istnieje zależność między polityką fiskalną a amplitudą wahań koniunktury. O stabilności gospodarki może więc współdecydo-

wać działalność państwa, które w odpowiedni sposób stymuluje koniunkturę. Co ważne, w obu przypadkach wystąpiła relacja ujemna, czyli wraz ze wzrostem udziału państwa w redystrybucji PKB następuje zmniejszenie się destabilizacji gospodarki.

Wyniki te są sprzeczne z uzyskanymi przez cytowanego wcześniej Galiego, według którego rosnąca siła (rozmiar) państwa reprezentowana przez wpływy z podatków działa destabilizująco na koniunkturę w modelu RBC.

## Podsumowanie i wnioski końcowe

Mimo iż zjawisko cykli koniunkturalnych jest zakorzenione w świadomości ekonomistów i polityków, trzeba przyznać, że wciąż pozostaje wiele niejasności zarówno w interpretacji przyczyn wahań cyklicznych, jak i skuteczności polityki państwa w stabilizowaniu koniunktury gospodarczej.

Podczas gdy Keynes podkreśla znaczenie podatków i wydatków rządowych, dla monetarystów są one bez znaczenia ze względu na występujące w gospodarce aktywne siły stabilizujące.

Teoria realnego cyklu koniunkturalnego wprowadziła nowy aspekt wahań koniunktury, a mianowicie podkreśliła stronę realnych zmian zachodzących w gospodarce, podczas gdy wcześniejsze teorie kładły nacisk na nominalne fluktuacje. Według teorii RBC, ani polityka pieniężna, ani fiskalna nie są w stanie zmienić długookresowej podaży globalnej; rozmiar państwa nie ma większego znaczenia dla koniunktury lub nawet działa destabilizująco.

Obecnie jednak w dużej mierze odchodzi się od standardowego modelu RBC, zastępując go modelami alternatywnymi, uwzględniającymi np. wydatki rządowe czy podatki.

W celu weryfikacji hipotezy o braku stabilizującego wpływu polityki fiskalnej dokonano analizy związku pomiędzy rozmiarem państwa (reprezentowanym poprzez względne dochody podatkowe i wydatki budżetowe) a stopniem stabilizacji koniunktury (mierzonym odchyleniem standardowym luki popytowej, czyli odchylenia PKB od trendu HP) w państwach należących do OECD w latach 1970–2005.

Wyniki okazują się być sprzeczne z teorią RBC, ponieważ ujemna korelacja między zmiennością PKB a rozmiarem państwa świadczy o stabilizowaniu gospodarki przez politykę fiskalną. Ujemne, statystycznie istotne współczynniki linii regresji oznaczają istnienie zależności pomiędzy badanymi zmiennymi. Okazuje się więc, że o stabilności gospodarki może decydować działalność państwa, które w odpowiedni sposób jest w stanie stymulować koniunkturę.

## Literatura

- BIEC (Bureau for Investments and Economic Cycles): Podstawowe pojęcia, tryb dostępu [<http://www.biec.org/main.php?display=pojecia>], 10.04.2007.
- BURDA M., WYPŁOSZ CH., 2000: Makroekonomia, Podręcznik europejski, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2000.
- CHARI V.V., CHRISTIANO L.J., KEHOE P., 1994: Optimal Fiscal Policy in a Business Cycle Model, *Journal of Political Economy* 102(4): 617–52.
- COTIS J.P., COPPEL J., 2005: Business Cycle Dynamics in OECD Countries: Evidence, Causes and Policy Implications, referat na konferencję organizowaną przez Reserve Bank of Australia pt. “The Changing Nature of The Business Cycle”, Sydney, Australia, lipiec 11–12.
- DUNSTAN A., HARGREAVES D., KARAGEDIKLI O., 2007: The impact of fiscal policy on the business cycle, *Reserve Bank of New Zealand Bulletin* 70(1): 5–18.
- FATÁS A., MIHOV I., 2000: Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation *Moneda y Credito* 211.
- GABISCH G., LORENZ H.W., 1989: Business Cycle Theory. A Survey of Methods and Concepts, Springer-Verlag, Heidelberg.
- GAJDA J.B., 2004: Ekonometria, Wyd. C.H. Beck, Warszawa, 2004.
- GALI J., 1994: Government size and macroeconomic stability, *European Economic Review* 38(1): 117–132.
- GRZĘDA-LATOCHA R., 2005: Ekonometryczna analiza koniunktury gospodarczej w euro-systemie, *Ekonomista* 5: 621–643.
- GWARTNEY J., LAWSON R., HOLCOMBE R., 1998: The Size and Functions of Government and Economic Growth, Joint Economic Committee Report, Congress of the United States, Waszyngton D.C.
- HICKS J.R., 1950: A Contribution to the Theory of the Trade Cycle, Oxford University Press, Oxford.
- HODRICK R.J., PRESCOTT E.C., 1997: Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1): 1–16.
- KAISER R., MARAVALL A., 1999: Estimation of the business cycle: A modified Hodrick-Prezscott filter, *Spanish Economic Review* 1: 175–206.
- KING R. G., REBELO S., 1993: Low Frequency Filtering and Real Business-Cycles, *Journal of Economic Dynamics and Control* 17: 207–31.
- KOTA A., 2003: Restrykcyjność monetarna, fiskalna oraz policy mix w Polsce, Czechach i na Węgrzech, *Bank i Kredyt* 7: 4–14.
- KYDLAND F.E., PRESCOTT E.C., 1982: Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica* 50(6): 1345–1370.
- LONG JR J.B., PLOSSER C.I., 1983: Real business cycles, *Journal of Political Economy* 91(1): 39-69.
- MACKIEWICZ M., 2006: Reakcje polityki fiskalnej na wahania koniunkturalne – przyczy-ny zróżnicowania, *Bank i Kredyt* 10/2006: 3–16.
- MADDALA G.S., 2006: Ekonometria, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.



- MC MORROW K., ROEGER W., 2001: Potential Output: Measurement Methods, “New” Economy Influences and Scenarios for 2001–2010 – A Comparison of the EU-15 and the US, *Economic Papers* 152, Komisja Europejska, Bruksela.
- MCGRATTAN E.R., 2006: Real Business Cycle, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Staff Report 370.
- MYRDAL K.G., 1939: Fiscal Policy in the Business Cycle, *The American Economic Review* 29(1): 183–193.
- NELSON C.R., PLOSSER C.I., 1982: Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics* 10: 139–162.
- O wychodzeniu z recesji rozmawiają prof. Ryszard Rapacki i red. Witold Gadowski, Polskie Radio – Gospodarka, 12.03.2002, tryb dostępu: [<http://www.polskieradio.pl/gospodarka/biznes.aspx?iID=17>].
- PRESCOTT E.C., 1986: Theory Ahead of Business Cycle Measurement, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 10: 9–22.
- RAPACKI R., 2005: Trzy mity o nierównościach, *Rzeczpospolita* 270 (19.11.2005).
- ROBERTSON D.H., 1915: A study of industrial fluctuations, P.S. King and Son, Londyn.
- SAMUELSON P.A., 1939: Interactions between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration, *The Review of Economics and Statistics* 21(2): 75–78.
- SAMUELSON P.A., NORDHAUS W.D., 1995: *Ekonomia 1*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- SCHUMPETER A., 1927: The Explanation of the Business Cycle, *Economica* 7: 286–311.
- SCHUMPETER A., 1939: *Business Cycles*, McGraw-Hill, Nowy Jork i Londyn.
- SNOWDON B., VANE H., WYNARCZYK P., 1998: *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- SOLOW R. 1956: A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics* 70: 65–94.
- Statistical Data Warehouse Europejskiego Banku Centralnego, tryb dostępu [<http://sdw.ecb.int/>], 08.04.2007.
- STIGLITZ J.E., 2004: *Ekonomia sektora publicznego*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- VERBEEK M., 2006: *A Guide to Modern Econometrics*, Wydawnictwo Wiley, Chichester.
- WITKOWSKA D., 2006: *Podstawy ekonometrii i teorii prognozowania*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków.

## **Fiscal policy as a stabilizer of business cycle fluctuations: Real Business Cycle model and OECD empirical evidence over 1970–2005**

### **Abstract**

This paper deals with the interaction between fiscal policy and the business cycle. It mainly focuses on the interaction between this policy and output fluctuations observed across OECD countries over the past thirty five years.

The Hodrick-Prescott filter was employed to fit a long-term trend in GDP to the raw data, and to derive the short-term cycles of each series.

We achieved the following conclusion: the size of the government as measured by expenditures and taxes as a percentage of GDP is clearly inversely related to the volatility of GDP. Our results are not consistent with the RBC theory.