

# Skala i efektywność antycyklicznej polityki fiskalnej w kontekście wstąpienia Polski do strefy euro

*dr Michał Mackiewicz*

*dr Piotr Krajewski*

*Uniwersytet Łódzki*

## *Streszczenie*

Celem opracowania jest analiza możliwości i efektywności stosowania polityki fiskalnej w łagodzeniu szoków asymetrycznych po wstąpieniu Polski do strefy euro. Problem ten jest istotny w kontekście planowanego wstąpienia do UGiW. ponieważ w strefie euro polityka pieniężna odpowiada jedynie na szoki występujące w skali całej Unii, na poziomie poszczególnych krajów prowadzenie polityki antycyklicznej spoczywać będzie całkowicie na polityce fiskalnej.

Analiza prowadzona jest oddzielnie w odniesieniu do działania automatycznych stabilizatorów koniunktury oraz antycyklicznej polityki dyskrecyjnej. Analiza empiryczna pokazuje, że automatyczne stabilizatory koniunktury są w Polsce umiarkowanie skuteczne w porównaniu do innych krajów. Ich działanie zmniejsza skalę wahań koniunktury o 14% w stosunku do przypadku braku reakcji finansów publicznych na krótkookresowe zmiany poziomu aktywności gospodarczej.

Dyskrecyjna polityka fiskalna była w Polsce umiarkowanie antycykliczna, co przyczyniało się do wzmocnienia działania automatycznych stabilizatorów koniunktury. W badanym okresie zaobserwowano przy tym znaczącą, pozytywną zmianę kształtu prowadzonej polityki, ze zdecydowanie procyklicznej (a więc wzmacniającej wahania koniunktury) na antycykliczną. Zmiana ta nastąpiła w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych i może być łączona z poprawą jakości instytucji fiskalnych związaną z wprowadzeniem konstytucji z 1997 roku.

*Klasyfikacja JEL: E60, E63*

*Słowa kluczowe: stabilizatory koniunktury, antycykliczna polityka fiskalna, instytucje fiskalne*

## Spis treści

Wstęp .....	3
1. Automatyczna stabilizacja koniunktury w Polsce.....	5
1.1 Znaczenie pasywnej polityki fiskalnej w łagodzeniu wahań koniunktury.....	6
1.2 Zastosowane dane oraz metoda mierzenia efektywności automatycznych stabilizatorów.....	14
1.3 Oddziaływanie automatycznych stabilizatorów koniunktury po stronie wydatkowej.....	18
1.4 Skuteczność automatycznych stabilizatorów po stronie dochodów .....	25
1.4.1 Oddziaływanie podatków i składek na dochód do dyspozycji .....	26
1.4.2 Wpływ podatku CIT na wygładzenie inwestycji .....	32
1.4.3 Wpływ podatków pośrednich na konsumpcję .....	35
1.5 Łączny wpływ automatycznych stabilizatorów koniunktury .....	38
2. Stabilizacyjne działania dyskrecjonalne .....	41
2.1 Problem wyboru zmiennej objaśnianej.....	44
2.2 Pomiar wpływu koniunktury na saldo budżetu .....	45
2.3 Wyniki dla podstawowego modelu.....	48
2.4 Efekty szoków fiskalnych i zmian instytucjonalnych.....	49
2.5 Dekompozycja salda budżetowego .....	51
3. Polityka antycykliczna a otoczenie instytucjonalne .....	53
3.1 Empiryczne determinanty cykliczności fiskalnej .....	53
3.2 Wyniki porównań międzynarodowych.....	54
3.3 Polityka stabilizacyjna w Polsce a ograniczenia płynności oraz uwarunkowania instytucjonalne.....	55
4. Podsumowanie i wnioski .....	60
Aneks – wyniki estymacji .....	64
Bibliografia.....	69

## Wstęp

Celem opracowania jest analiza możliwości i efektywności stosowania polityki fiskalnej w łagodzeniu szoków asymetrycznych po wstąpieniu Polski do strefy euro. Problem ten jest niezwykle istotny w kontekście obecnej sytuacji Polski i planowanego wstąpienia do UGiW. Ponieważ w strefie euro polityka pieniężna odpowiada jedynie na szoki występujące w skali całej Unii, na poziomie poszczególnych krajów prowadzenie polityki antycyklicznej spoczywać będzie całkowicie na polityce fiskalnej. Według zapisów zawartych w Pakcie Stabilności i Wzrostu państwa należące do strefy euro muszą utrzymywać zbilansowane saldo strukturalne, dlatego w zasadzie stabilizacja fiskalna powinna ograniczać się do pasywnej polityki fiskalnej. Jednak wcześniejsze badania prowadzone przez Autorów wskazują (por. Mackiewicz 2007a, 2007b), że do łagodzenia wahań koniunktury powszechnie wykorzystywane są zarówno automatyczne stabilizatory koniunktury, jak i działania dyskrecjonalne o charakterze antycyklicznym. Dlatego analiza prezentowana w niniejszym opracowaniu obejmuje stabilizacyjne procesy fiskalne zarówno o charakterze automatycznym, jak i dyskrecjonalnym.

Opracowanie ma charakter empiryczny i jest podzielone na trzy główne części, z których pierwsze dwie oparte są wyłącznie na danych polskich, natomiast trzecia analizuje politykę stabilizacyjną w szerszym kontekście międzynarodowym.

Pierwsza część analizy dotyczy działania automatycznych stabilizatorów koniunktury. Automatyczne stabilizatory po wstąpieniu Polski do strefy euro nabiorą szczególnego znaczenia, ponieważ, jak wskazano powyżej, zgodnie z Paktem Stabilności i Wzrostu państwa należące do strefy euro powinny w ramach cyklu koniunkturalnego prowadzić jedynie pasywną politykę fiskalną. Oszacowania siły wpływu automatycznych stabilizatorów wykonane zostały osobno dla poszczególnych kategorii budżetowych, w oparciu o oszacowania krótkookresowych elastyczności poszczególnych dochodów i wydatków względem PKB. Zestawienie otrzymanych szacunków umożliwia określenie siły oddziaływania pasywnej polityki fiskalnej na wygładzenie wahań koniunktury w Polsce.

Druga część analizy empirycznej dotyczy stosowania w Polsce polityki dyskrecjonalnej do łagodzenia wahań koniunktury. Głównym narzędziem badania jest funkcja reakcji władz fiskalnych na zmiany stanu koniunktury oraz na wielkość długu publicznego (co jest istotne z punktu widzenia stabilności finansów publicznych, niezbędnej dla zachowania możliwości

prowadzenia polityki antycykliczne w dłuższej perspektywie). W badaniu empirycznie szacowany jest zarówno kształt funkcji, jak i zmiany, jakim podlegała ona w latach 1991-2007. Szczególny nacisk położony jest na ocenę wpływu zmian ekonomiczno-instytucjonalnych: wprowadzenia konstytucyjnej reguły fiskalnej (1997), tzw. 4 reform (1999) oraz wstąpienia do Unii Europejskiej (2004) na zdolność antycyklicznego akomodowania zmian stanu koniunktury przez politykę fiskalną.

Celem umieszczenia wyników badań w kontekście międzynarodowym, w trzeciej części wyniki dla Polski porównywane są z funkcjami reakcji obliczonymi z badania panelowego dla krajów Unii Europejskiej. Przedmiotem analizy panelowej jest zarówno analiza siły działania automatycznych stabilizatorów, jak i antycyklicznych działań o charakterze dyskrejonalnym. Analiza taka, stosowana już wcześniej przez Autorów (por. j. w.), pozwala na obliczenie typowych parametrów funkcji reakcji (tj. ich warunkowych wartości oczekiwanych) dla danych wartości zmiennych charakteryzujących otoczenie instytucjonalne polityki fiskalnej. Stanowi to podstawę do określenia, czy obecna jakość instytucji fiskalnych stanowi barierę dla podniesienia jakości polityki fiskalnej w Polsce.

Opracowanie kończy się podsumowaniem i prezentacją wniosków płynących z przeprowadzonej analizy.

## 1. Automatyczna stabilizacja koniunktury w Polsce

Według zapisów zawartych w Pakcie Stabilności i Wzrostu państwa należące do strefy euro muszą utrzymywać zbilansowane saldo strukturalne (por. European Commission, 2003). Zatem polityka fiskalna w strefie euro powinna ograniczać się do pasywnej polityki fiskalnej (por. Brunila, Buti, in't Vel, 2002). 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 (por. Momigliano, Staderini, 1999). 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). Znaczenie wysokości deficytu strukturalnego przy ocenie polityki fiskalnej potwierdzone zostało w wytycznych Komisji Europejskiej na lata 2003-2005. Zgodnie z wytycznymi Komisji Europejskiej utrzymywanie zrównoważonego salda sektora finansów publicznych lub nadwyżki budżetowej powinno dotyczyć salda skorygowanego o wahania cykliczne (European Commission, 2003). Zatem polityka fiskalna w strefie euro według zapisów Paktu Stabilności i Wzrostu opierać się powinna na automatycznych stabilizatorach koniunktury.

Siła działania automatycznych stabilizatorów koniunktury w poszczególnych krajach może być odmienna. Skuteczność automatycznych stabilizatorów koniunktury uzależniona jest od siły wpływu zmian poszczególnych wydatków i dochodów publicznych na wysokość popytu globalnego. Przy tym, aby dana kategoria budżetowa stanowiła automatyczny stabilizator koniunktury, musi być ona wrażliwa na wahania koniunktury.

Czym silniejsze jest działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury w danym kraju, tym większa efektywność pasywnej polityki fiskalnej jako narzędzia stabilizowania koniunktury. W ramach niniejszego opracowania, z perspektywy wstąpienia do strefy euro, zanalizowana została efektywność automatycznych stabilizatorów koniunktury w Polsce.

Układ rozdziału jest następujący. W pierwszej kolejności zanalizowane zostało znaczenie pasywnej polityki fiskalnej jako narzędzia niwelowania wahań koniunktury. Następnie przedstawione zostały wyniki przeprowadzonych analiz empirycznych dotyczących skuteczności automatycznych stabilizatorów po stronie wydatkowej oraz dochodowej finansów publicznych w Polsce. Estymacje wykonane zostały na podstawie danych kwartalnych z lat 1995-2007.

### **1.1 Znaczenie pasywnej polityki fiskalnej w łagodzeniu wahań koniunktury**

Antycykliczną politykę fiskalną podzielić można na politykę aktywną, związaną z działaniami dyskrejonalnymi państwa, oraz politykę pasywną, związaną z działaniem automatycznych stabilizatorów koniunktury. W odróżnieniu od polityki aktywnej, uruchomienie automatycznych stabilizatorów koniunktury nie wymaga decyzji podmiotów odpowiedzialnych za politykę fiskalną – ich działanie wynika z właściwej niektórym rodzajom podatków i wydatków publicznych wrażliwości na zmiany dochodu narodowego i bezrobocia.

Dyskusja, czy istnieje uzasadnienie dla aktywnego reagowania narzędziami polityki fiskalnej na przejściowe fluktuacje gospodarcze ma odbicie w bardzo bogatym dorobku teoretycznym na ten temat w literaturze światowej. W kolejnych okresach rozwoju makroekonomii dominowały w tej kwestii różne poglądy. Doświadczenia lat trzydziestych 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 (łączonych z takimi badaczami jak R. Lucas, T. J. Sargent czy N. Wallace). Od drugiej połowy lat 70. XX w. polityka fiskalna stała się niepopularnym narzędziem stabilizacji wahań koniunktury. Wpływ polityki fiskalnej na wygładzenie wahań PKB został zakwestionowany m.in. przez Barro (1974), który wskazał na występowanie ekwiwalencji ricardowskiej. W związku z krytyką stabilizacyjnej funkcji polityki fiskalnej przyjmowano, że polityka stabilizacyjna powinna opierać się na polityce monetarnej. Natomiast polityka fiskalna

powinna koncentrować się na utrzymywaniu długookresowego zbilansowania finansów publicznych (por. m.in. Brunila, Buti, in't Vel, 2002). W latach 80. XX w. wskazywano na słabości dyskrecjonalnej polityki fiskalnej jako narzędzia dostrajania gospodarki - aktywna polityka fiskalna, m.in. ze względu na występowanie znacznych opóźnień, może przyczynić się do zwiększania wahań koniunktury, zamiast do ich eliminowania.

W latach dziewięćdziesiątych zauważyć można znaczący renesans zainteresowania możliwymi reakcjami polityki fiskalnej na fluktuacje gospodarcze, związany przede wszystkim z nową ekonomią keynesistowską. Nadal jednak z reguły przyjmuje się, że automatyczne stabilizatory koniunktury stanowią szybsze i bardziej przewidywalne narzędzie stabilizowania koniunktury niż aktywna polityka fiskalna. Aktywna polityka fiskalna może być nieskutecznym narzędziem ograniczania wahań koniunktury ze względu na znaczne opóźnienie pomiędzy 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).

Automatyczne stabilizatory koniunktury mają zazwyczaj przewagę nad działaniami dyskrecjonalnymi, ponieważ działają szybciej i ich efekty są bardziej przewidywalne (por. Wojtyna, 2003). Działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury wynika z właściwej dla większości podatków i dla niektórych wydatków publicznych wrażliwości na zmiany poziomu PKB 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 rezultacie zmniejszenie aktywności gospodarczej powoduje zmniejszenie podatków i wzrost transferów dla ludności. Istnienie sektora finansów publicznych powoduje, że podczas recesji spadek dochodu do dyspozycji jest w niższy niż spadek PKB. Wpływ automatycznych stabilizatorów koniunktury na wygładzenie wahań koniunktury odbywa się więc poprzez wpływ wahań podatków i wydatków publicznych na wysokość dochodu do dyspozycji, a w rezultacie na wysokość konsumpcji. Występowanie automatycznych stabilizatorów

koniunktury sprzyja zatem wygładzeniu konsumpcji i PKB (por. m.in. Musgrave, Musgrave, 1989, Buitier, 1990). Poprzez wpływ na kształtowanie się produkcji automatyczne stabilizatory oddziałują na zmniejszenie wahań bezrobocia (por. Wojtyna, 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 koniunktury powinno zapewniać że:

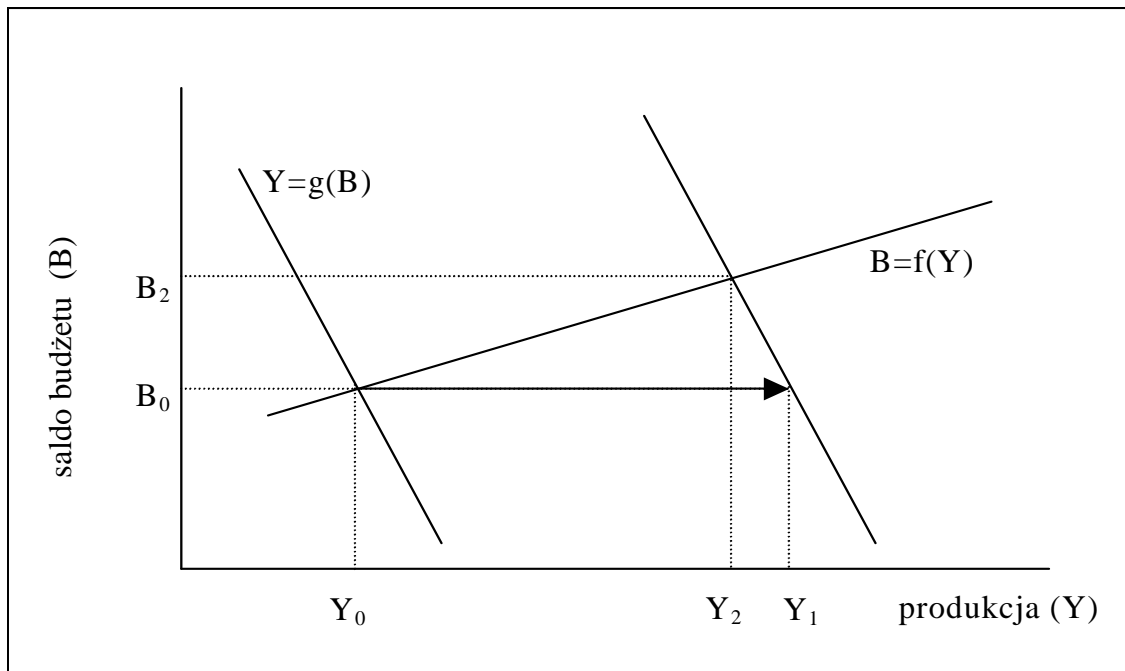
- Saldo budżetowe jest procykliczne (polityka fiskalna wpływa na ograniczenie wahań PKB);
- Automatyczne stabilizatory działają symetrycznie w ramach cyklu (działają zarówno podczas ożywienia jak i recesji), zatem w wyniku działania automatycznych stabilizatorów saldo strukturalne nie ulega zwiększeniu;
- Stopy podatkowe nie ulegają wahaniom w ramach cyklu;
- Nie występują opóźnienia informacyjne i decyzyjne.

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).

Wahania koniunktury powodują powstanie cyklicznego komponentu deficytu budżetowego, który z kolei działa jako automatyczny stabilizator koniunktury, zmniejszając skalę wahań PKB (Murchison, Robbins, 2002). Sprzężenie zwrotne między PKB a saldem budżetowym ukazuje Rys. 1.



Rys. 1. Sprzężenie zwrotne między wahaniami PKB a saldem budżetowym



Źródło: Murchison, Robbins, 2002

Ze względu na wpływ wahań koniunktury na wysokość cyklicznego komponentu deficytu budżetowego saldo budżetowe przedstawione na Rys. 1 uzależnione jest od wysokości produkcji ( $B=f(Y)$ ). Z drugiej strony na wielkość produkcji wpływa wysokość deficytu budżetowego, zwiększenie deficytu budżetowego powoduje wzrost popytu globalnego ( $Y=g(B)$ ).

Wynikający z wahań cyklicznych wzrost PKB powoduje przesunięcie krzywej  $Y=g(B)$  w prawo i zwiększenie produkcji z  $Y_0$  na  $Y_1$ . Zarazem wzrost produkcji prowadzi do powstania cyklicznej nadwyżki budżetowej i polepszenia salda budżetowego z  $B_0$  na  $B_2$ . Polepszenie salda budżetowego w wyniku działania automatycznych stabilizatorów koniunktury powoduje z kolei ograniczenie produkcji z  $Y_1$  na  $Y_2$ . Zatem działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury wpływa na ograniczenie wahań PKB, ograniczając zarazem wysokość cyklicznego komponentu deficytu budżetowego.

Istnienie sprzężenia zwrotnego między deficytem cyklicznym a wysokością wahań PKB sprawia, że działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury zmniejsza siłę oddziaływania dyskrecyjnej 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:

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

czyli:

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

Otrzymuje się więc:

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

gdzie:

$\Delta G$  - wzrost wydatków bez występowania automatycznych stabilizatorów koniunktury,

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

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

Oddziaływanie automatycznych stabilizatorów koniunktury na wygładzenie wahań PKB jest uzależnione od wysokości cyklicznych komponentów dochodów i wydatków budżetowych oraz od siły wpływu zmiany tych dochodów i wydatków na kształtowanie się produkcji. Wysokość cyklicznych komponentów poszczególnych kategorii budżetowych zależy od ich krótkookresowych elastyczności względem PKB. Natomiast wpływ cyklicznego komponentu danej kategorii budżetowej na kształtowanie się PKB ukazuje krótkookresowy mnożnik danej kategorii budżetowej. Siła wpływu automatycznych stabilizatorów koniunktury na wygładzenie wahań koniunktury zależy od tego w jakim stopniu wysokość konsumpcji zależy o bieżącego dochodu, a jakim stopniu od dochodu permanentnego. Czym niższa krańcowa skłonność do konsumpcji w przypadku przejściowych zmian dochodu tym słabsze działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury (por. m.in. Roger, in't Vel, 1997). W szczególności działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury uzależnione jest od tego, czy obniżenie podatków finansowane deficytem wpływa na wzrost konsumpcji, czy też występuje ekwiwalencja ricardowska.

W Tab. 1 przedstawione zostały oszacowania skuteczności automatycznych stabilizatorów koniunktury otrzymane na podstawie makromodeli ekonometrycznych INTERLINK i

NiGEM. Według stosowanego przez OECD modelu INTERLINK automatyczne stabilizatory koniunktury w krajach należących do strefy euro wygładzają lukę produkcyjną średnio o 23% (por. European Commission, 2001). Natomiast według modelu NiGEM automatyczne stabilizatory w znacznie mniejszym stopniu wygładzają wahania koniunktury – w strefie euro średnio jedynie o 11% (por. Barrell, Pina, 2002).

*Tab. 1. 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).

Skuteczność automatycznych stabilizatorów koniunktury wyznaczana jest również na podstawie stosowanego przez Komisję Europejską makromodelu QUEST. W opracowaniu Brunili, Butiego i in't Velda (2002) na podstawie makromodelu QUEST skuteczność

automatycznych stabilizatorów koniunktury analizowana jest osobno dla szoków gospodarczych dotyczących konsumpcji, inwestycji, eksportu i produktywności. Największy wpływ na kształtowanie się cyklicznego komponentu deficytu budżetowego ma szok wpływający na wysokość konsumpcji, natomiast najniższy wpływ – szok dotyczący produktywności. Brunila, Buti i in't Veld szacują skuteczność automatycznych stabilizatorów koniunktury analizując, jak kształtowałyby się wahania koniunktury, gdyby powstałemu w wyniku szoku gospodarczego cyklicznemu komponentowi deficytu budżetowego towarzyszyły dyskrecjonalne zmiany w polityce fiskalnej mające na celu utrzymanie deficytu budżetowego na niezmiennym poziomie. Czym większe wahania PKB w przypadku utrzymywania niezmiennego poziomu deficytu, tym większe znacznie dla wygładzenia wahań koniunktury ma umożliwienie działania automatycznych stabilizatorów koniunktury (nie neutralizowanie ich działania przez dyskrecjonalną politykę fiskalną). Oszacowanie skuteczności automatycznych stabilizatorów koniunktury zależy w tym przypadku od tego, jaka kategoria budżetowa zostanie zmieniona aby utrzymać deficyt na niezmiennym poziomie. Czym wyższy krótkookresowy mnożnik kategorii budżetowej, która zostaje zmieniona w celu utrzymania deficytu budżetowego na niezmiennym poziomie, tym większe wahania PKB (w porównaniu z prowadzeniem biernej polityki fiskalnej). Brunila, Buti i in't Veld szacują krótkookresowe mnożniki dla następujących wydatków budżetowych: wydatków związanych z zatrudnieniem w sferze budżetowej, inwestycji publicznych, wydatków rządowych na zakup dóbr i usług, transferów. Z oszacowań ich wynika, że największy wpływ na wahania PKB ma zmiana wydatków związanych z zatrudnieniem w sferze budżetowej, a najmniejszy – zmiana transferów. Natomiast po stronie dochodowej budżetu Brunila, Buti i in't Veld szacują krótkookresowe mnożniki podatkowe w przypadku podatków nakładane na pracę, podatku dochodowego od osób prawnych i podatku od wartości dodanej, otrzymując, że w krótkim okresie największy wpływ na PKB wywiera podatek VAT, przy czym w krótkim okresie zmiany podatków mają generalnie mniejszy wpływ na PKB niż zmiany wydatków publicznych.

Ocena wpływu automatycznych stabilizatorów koniunktury na wygładzenie wahań cyklicznych jest utrudniona ze względu na cykliczne zmiany dyskrecjonalnych decyzji państwa. Rządy mogą mieć tendencję do systematycznego reagowania na wahania koniunktury - wyniki badań Komisji Europejskiej wskazują, że przed wprowadzeniem euro polityka fiskalna nie była symetryczna w ramach cyklu, działania rządu były z reguły procykliczne (European Commission, 2000). W rezultacie rzeczywiste stabilizatory

koniunktury były mniejsze niż automatyczne stabilizatory koniunktury, które miałyby miejsce w przypadku braku działań państwa. Również van den Noord (2000) wskazuje, że w niektórych krajach działania w celu niedopuszczenia do nadmiernego deficytu prowadziły do zaostrzenia polityki fiskalnej, co prowadziło do osłabienia, a nawet wyeliminowania, efektów działania automatycznych stabilizatorów koniunktury. Ostatnie badania (European Commission, 2008) wskazują jednak, że po wprowadzeniu euro polityka fiskalna w krajach UGiW przestała być procykliczna, np. w okresie spowolnienia wzrostu gospodarczego następowało zazwyczaj zwiększenie strukturalnego deficytu sektora finansów publicznych (por. Tab. 2).

Tab. 2. *Procykliczność polityki fiskalnej w latach 1999-2008\**

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

\* Przy luce produkcyjnej liczonej „ex ante”.

Źródło: European Commission (2008).

## **1.2 Zastosowane dane oraz metoda mierzenia efektywności automatycznych stabilizatorów**

Oszacowania efektywności automatycznych stabilizatorów koniunktury w Polsce wykonane zostały na podstawie danych kwartalnych GUS i Ministerstwa Finansów z lat 1995-2007 oraz danych rocznych Ministerstwa Finansów dotyczących systemu podatkowego (m.in. krańcowych i przeciętnych stawek podatkowych).

Wpływ automatycznych stabilizatorów koniunktury na wygładzenie wahań PKB mierzyć można na kilka sposobów.

Skuteczność automatycznych stabilizatorów koniunktury rozpatrywać można porównując rzeczywiste wahania koniunktury, z wahaniami które miałyby miejsce gdyby nie występowały automatyczne stabilizatory - czyli gdyby nie występowały podatki i wydatki publiczne (lub gdyby 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 automatycznych stabilizatorów koniunktury na saldo budżetu został zneutralizowany przez dyskrecjonalne zmiany w polityce fiskalnej mające na celu utrzymanie deficytu budżetowego 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 pierwszą z ww. metod.

Przy badaniu wpływu automatycznych stabilizatorów koniunktury na kształtowanie się PKB przyjmować można, że poziom produkcji jest w krótkim okresie rosnącą funkcją deficytu budżetowego (por. Buti, Giudice, 2002) lub osobno badać wpływ zmian poszczególnych 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 występować mogą istotne różnice w działaniu automatycznych stabilizatorów koniunktury w zależności od tego, które kategorie dochodów i wydatków budżetowych ulegają zmianom. Osobna analiza wpływu zmian poszczególnych dochodów i wydatków budżetowych na kształtowanie się PKB daje zatem dokładniejsze oszacowanie wpływu automatycznych stabilizatorów koniunktury na wygładzenie wahań PKB i z tego względu metoda ta została zastosowana w niniejszym opracowaniu.

Kluczowe znaczenie dla skuteczności automatycznych stabilizatorów koniunktury ma wrażliwość poszczególnych kategorii budżetowych na wahania koniunktury. Siłę wpływu wahań PKB na kształtowanie się dochodów i wydatków budżetowych szacować można różnymi metodami. Istnieją trzy podstawowe metody wyznaczania elastyczności dochodów i wydatków budżetowych względem PKB (por. Momigliano, Staderini, 1999, van den Noord, 2000):

- o wyznaczenie elastyczności dochodów i wydatków budżetowych na podstawie makromodelu ekonometrycznego,
- o wyznaczanie linii regresji uzależniającej wysokość dochodów budżetowych od kształtowania się PKB,
- o analiza ekonometryczna wpływu wahań PKB na kształtowanie się bazy podatkowej powiązana z analizą systemu podatkowego.

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. (por. van den Noord [2000]). Podejście to umożliwia wyodrębnienie wpływu różnych rodzajów szoków, np. Komisja Europejska na podstawie makromodelu QUEST porównuje skutki budżetowe szoków gospodarczych wynikających ze zmian konsumpcji prywatnej, inwestycji i eksportu (por. European Commission, 2000). 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):

$$(4) \quad \ln R_{i,t} = a_{i,t} + \delta_i \ln Y_t^P + \varepsilon_i \ln\left(\frac{Y_t}{Y_t^P}\right) + \eta_{i,t} ,$$

gdzie:

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

$a_{i,t}$  - parametr określający zmiany w polityce fiskalnej,<sup>1</sup>

$\delta_i$  - długookresowa elastyczność danej kategorii budżetowej względem PKB,

$\varepsilon_i$  - krótkookresowa elastyczność danej kategorii budżetowej względem PKB,

$Y_t^P$  - produkcja potencjalna.

Oznacza to, że 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.

W podejściu zaproponowanym przez Urla (1997) oszacowanie krótkookresowej elastyczności danej kategorii budżetowej względem PKB w znacznym stopniu uzależnione jest od metody wyznaczenia luki produkcyjnej. Wady tej pobawiona jest metoda zaproponowana przez Bouthevillaina i Quineta (1999), w której krótkookresowa elastyczność dochodów podatkowych względem PKB wyznaczana jest na podstawie kształtowania się temp wzrostu, czyli na podstawie równania postaci:

$$(5) \quad \frac{\Delta R_{i,t}}{R_{i,t}} = \varepsilon_i \frac{\Delta Y_t}{Y_t} + v_{i,t} .$$

---

<sup>1</sup> Parametr określający zmiany systemowe definiowany jest jako stochastyczny trend postaci (Url, 1997):

$$a_{i,t} = a_{i,t-1} + b_{i,t} + \xi_{i,t} , \quad b_{i,t} = b_{i,t-1} + \zeta_{i,t} .$$



Wartości krótkookresowych elastyczności wyznaczonych na podstawie równania (5) nie zależą od sposobu wyznaczania produkcji potencjalnej, zarazem jednak na podstawie tej metody nie można wyznaczyć długookresowych elastyczności wpływów podatkowych względem PKB.

Wyznaczanie elastyczności wyłącznie na podstawie analizy ekonometrycznej, uzależniającej dochody budżetowe od luki produkcyjnej lub tempa wzrostu PKB, wiąże się z pewnymi ograniczeniami:

Oparcie się przy wyznaczaniu elastyczności jedynie na analizie ekonometrycznej powoduje, że wyznaczone elastyczności określają średni wpływ luki produkcyjnej na dochody budżetowe w analizowanym okresie, a nie ukazują elastyczności w konkretnym roku. Problem ten jest szczególnie istotny w przypadku występowania zmian systemowych w sektorze publicznym. W przypadku pojawienia się istotnej zmiany systemowej dotyczącej systemu podatkowego wskazana jest ponowna estymacja elastyczności, zwłaszcza wówczas gdy celem badań jest prognozowanie elastyczności dochodów budżetowych w przyszłości (por. de Cos, 1999).

Przy niewielkiej liczbie obserwacji i zmieniających się rozwiązaniach systemowych wyniki uzyskane na podstawie linii regresji mogą być obarczone dużym błędem. Zwiększenie liczby obserwacji przez zastosowanie danych miesięcznych wiąże się natomiast z problemem znacznej sezonowości wynikającej z terminów zbierania podatków w ciągu roku (por. Momigliano, Staderini, 1999).

Dokładność oszacowań silnie zależy od adekwatności przyjętych zmiennych określających systemowe zmiany w polityce fiskalnej (por. van den Noord, 2000).

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 celu obejścia wymienionych powyżej ograniczeń szacowanie elastyczności dochodów budżetowych względem PKB oprócz można na analizie systemu podatkowego.

Metoda wyznaczania elastyczności dochodów budżetowych względem PKB wykorzystująca analizę systemu podatkowego jest metodą dwustopniową. 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:

$$(6) \quad \varepsilon_i = ER_{TB} ETB_Y = \left( \frac{\partial R_i}{\partial TB_i} \frac{TB_i}{R_i} \right) \left( \frac{\partial TB_i}{\partial Y} \frac{Y}{TB_i} \right) ,$$

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.

### **1.3 Oddziaływanie automatycznych stabilizatorów koniunktury po stronie wydatkowej**

Wśród wydatków budżetowych jako automatyczny stabilizator koniunktury działają 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.<sup>2</sup>

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 ( $ub$ ):

$$(7) \quad UB = U \cdot ub \quad .$$

Wydatki na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu wpływają na wygładzenie wahań koniunktury poprzez wpływ na dochody do dyspozycji. Poprzez wpływ na dochody do dyspozycji, wysokość zasiłków dla bezrobotnych wpływa na wysokość konsumpcji.

Wpływ automatycznych stabilizatorów koniunktury jest tym większy im silniej wynikający ze wzrostu PKB spadek zasiłków dla bezrobotnych wpływa na ograniczenie konsumpcji. Czym wpływ ten jest silniejszy, tym podatki i zasiłki w większym stopniu ograniczają wynikający z ożywienia gospodarczego wzrost konsumpcji. Siłę wpływu automatycznych stabilizatorów

---

<sup>2</sup> 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.

koniunktury na wygładzenie wahań konsumpcji poprzez wpływ na dochód do dyspozycji

$(\frac{\partial C}{\partial Y_{UB}})^3$  można wyznaczyć na podstawie wzoru:

$$(8) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{UB}} = \frac{\partial C}{\partial Y^{dys}} \frac{\partial Y^{dys}}{\partial UB} \frac{\partial UB}{\partial Y} ,$$

gdzie:  $Y^{dys}$  - dochód do dyspozycji, C –konsumpcja, Y – PKB.

W przypadku braku automatycznych stabilizatorów wpływ zmiany PKB na konsumpcję

wynosiłby  $\frac{\partial C}{\partial Y} - \frac{\partial C}{\partial Y_{UB}}$ . Ponieważ  $\frac{\partial C}{\partial Y_{UB}} < 0$ , zatem czym wyższa co do wartości

bezwzględnej wartość  $\frac{\partial C}{\partial Y_{UB}}$  tym silniejsze działanie automatycznych stabilizatorów

koniunktury.

Przyjmując:

$$(9) \quad \frac{\partial Y^{dys}}{\partial UB} = -1$$

otrzymuje się:

$$(10) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{UB}} = -\frac{\partial C}{\partial Y^{dys}} \frac{\partial UB}{\partial Y} .$$

Zatem przyjmując następujące oznaczenia:

$$(11) \quad \beta_{UB,Y} = \frac{\partial UB}{\partial Y} \frac{Y}{UB} ,$$

$$(12) \quad c = \frac{\partial C}{\partial Y^{dys}} ,$$

otrzymuje się:

---

<sup>3</sup> Wartość pochodnej  $\frac{\partial C}{\partial Y_{UB}}$  informuje o różnicy między wynikającą z wahań PKB rzeczywistą zmianą

konsumpcji ( $\frac{\partial C}{\partial Y}$ ), a zmianą konsumpcji w sytuacji gdyby nie występowały działające jako automatyczne

stabilizatory koniunktury wydatki na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu..

$$(13) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{UB}} = -c\beta_{UB,Y} \frac{UB}{Y},$$

gdzie:  $c$  – krańcowa skłonność do konsumpcji,  $\beta_{UB,Y}$  – krótkookresowa elastyczność wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu względem PKB.

Zatem wykorzystując równanie (7) otrzymuje się:

$$(14) \quad \beta_{UB,Y} = \frac{\partial U}{\partial Y} \frac{Y}{U} + \frac{\partial ub}{\partial Y} \frac{Y}{ub}.$$

Przy przyjęciu założenia, że przy braku zmian strukturalnych dotyczących zasiłków dla bezrobotnych wysokość wydatków publicznych na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu jest proporcjonalna do wysokości bezrobocia (czyli średnia wysokość świadczenia przypadająca na jednego bezrobotnego nie zmienia się w trakcie cyklu) otrzymuje się:

$$(15) \quad \beta_{UB,Y} = \frac{\partial U}{\partial Y} \frac{Y}{U},$$

zatem:

$$(16) \quad \beta_{UB,Y} = \frac{\partial L^S - \partial L}{\partial Y} \frac{Y}{U},$$

gdzie  $L^S$  oznacza siłę roboczą, natomiast  $L$  zatrudnienie.

Dokonując przekształceń równania (16) otrzymuje się:

$$(17) \quad \beta_{UB,Y} = -\left(\frac{\partial L}{\partial Y} \frac{Y}{L}\right) \left[ \frac{1 - \left(\frac{\partial L^S}{\partial L} \frac{L}{L^S}\right)}{u} - 1 \right].$$

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)<sup>4</sup> otrzymuje się zatem:

---

<sup>4</sup> 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.

$$(18) \quad \beta_{UB,Y} = - \left( \frac{\partial L}{\partial Y} \frac{Y}{L} \right) \frac{1-u}{u} .$$

Krótkookresowa elastyczność zatrudnienia względem PKB wyznaczona została (podobnie jak w pracy Czyżewskiego i Łapińskiej-Sobczak (2001)) na podstawie równania:

$$(19) \quad \dot{L}_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \dot{Y}_{t,i} + \xi_{t,i} ,$$

gdzie:  $\dot{L}_{t,i}$  - tempo wzrostu liczby pracujących według BAEL w stosunku do analogicznego kwartału roku poprzedniego,  $\dot{Y}_{t,i}$  - realne tempo wzrostu PKB w stosunku do analogicznego kwartału roku poprzedniego (dane GUS).

W prowadzonych dalej analizach ekonometrycznych przyjęto, że tempa wzrostu PKB i zatrudnienia są stacjonarne. Mimo, że dla badanej próby test ADF nie pozwala na odrzucenie hipotezy o niestacjonarności zmiennych, testy stacjonarności takie jak ADF przeprowadzone na tempach wzrostu nie powinny być podstawą do wyciągania wniosku o stopniu zintegrowania PKB (tempa rzędu I(1) oznaczałyby poziomy rzędu I(2)) ze względu na ich bardzo niską moc w tak krótkiej próbie. Niemniej jednak, otrzymane szacunki elastyczności powinny być interpretowane z dużą ostrożnością.<sup>5</sup>

Przeprowadzona klasyczną metodą najmniejszych kwadratów estymacja równania (19) wskazała na występowanie silnej autokorelacji składnika losowego, zatem zależność między wahaniami liczby pracujących a wahaniami PKB oszacowano w oparciu o równanie postaci:

$$(20) \quad \dot{L}_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \dot{Y}_{t,i} + \varepsilon_{t,i} , \quad ,$$

gdzie:

$$\varepsilon_{t,i} = \rho \cdot \varepsilon_{t-1,i} + \eta_{t,i}, \text{ dla } i=1 ,$$

<sup>5</sup> Jak wskazują Gradzewicz, Kolasa (2004) logarytmy PKB i zatrudnienia są zmiennymi niestacjonarnymi I(1) (statystyka ADF-GLS dla logarytmów PKB i zatrudnienia wyniosła odpowiednio: -1,99 i -2,00). Zatem tempa wzrostu PKB i zatrudnienia są zmiennymi stacjonarnymi. Również dostępne badania dla innych krajów w oparciu o dłuższe szeregi czasowe (por. np. Skrzypczyński, 2006) wskazują, że PKB i zatrudnienie są zmiennymi zintegrowanymi stopnia pierwszego lub trendostacjonarnymi, czyli ich tempa wzrostu są stacjonarne. Analogiczne założenie dotyczące stacjonarności temp wzrostu zmiennych przyjęto przy estymacji równań (21), (38) oraz (54).

$$\varepsilon_{t,i} = \rho \cdot \varepsilon_{t,i-1} + \eta_{t,i}, \text{ dla } i=2,3,4. \text{ }^6$$

Oszacowaniem krótkookresowej elastyczności zatrudnienia względem PKB jest ocena parametru  $\alpha_1$ . Wyniki estymacji parametrów równania (20) ukazuje Tab. 3.

Tab. 3. Wyniki estymacji parametrów równania (20).

Parametr	$\alpha_1$	$\alpha_0$
Oszacowanie parametru	0,25	0,002
Wartość statystyki t-Studenta	2,32	0,09
Współczynnik R <sup>2</sup>	0,87	
Statystyka DW	1,91	

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS

Przyjmując otrzymane oszacowanie krótkookresowej elastyczności zatrudnienia względem PKB oraz poziom stopy bezrobocia na końcu analizowanego okresu, na podstawie równania (18) otrzymuje się krótkookresową elastyczność wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu względem PKB na poziomie 1,94.<sup>7</sup> Elastyczność w ujęciu bezwzględnym kształtuje się znacznie powyżej jedności. Przy tym im niższa jest stopa bezrobocia, tym krótkookresowa elastyczność wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu względem PKB jest wyższa. Wynika to z faktu, że przy niższej stopie bezrobocia wzrost stopy bezrobocia o 1 punkt procentowy przekłada się na większy procentowy wzrost liczby bezrobotnych.

Na siłę oddziaływania wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu jako automatycznych stabilizatorów koniunktury oprócz krótkookresowej elastyczności wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu względem PKB wpływ ma również wysokość krańcowej skłonności do konsumpcji (por. równanie (13)). Ponieważ w przypadku analizy automatycznych stabilizatorów koniunktury analizowane są zmiany dochodu do dyspozycji

<sup>6</sup> Ze względu na występowanie autokorelacji składnika losowego analogiczne założenie dot. składnika losowego przyjęto w równaniach (21), (38) oraz (54).

<sup>7</sup> Przyjmując średni poziom stopy bezrobocia w analizowanym okresie otrzymuje się krótkookresową elastyczność wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu względem PKB równą 1,36

wynikające z fluktuacji gospodarczych, zatem analizowana jest krańcowa skłonność do konsumpcji w przypadku przejściowych zmian dochodu, która z reguły jest niższa niż krańcowa skłonność do konsumpcji w przypadku trwałej zmiany dochodu.

Z powodu niewystępowania danych kwartalnych dotyczących dochodu do dyspozycji obejmujących cały analizowany okres, czyli lata 1995-2007, estymację siły wpływu przejściowych zmian dochodu do dyspozycji na przejściowe zmiany spożycia indywidualnego przeprowadzono sprowadzając dane roczne do danych kwartalnych przyjmując założenie, że dynamika dochodów do dyspozycji w stosunku do analogicznego kwartału roku ubiegłego jest uzależniona od dynamiki PKB w stosunku do analogicznego kwartału roku ubiegłego oraz od rocznej dynamiki dochodów do dyspozycji. Oszacowano zatem parametry równania:

$$(21) \quad \overset{\circ}{C}_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \overset{\circ}{Yd}_{t,i} + \varepsilon_{t,i}$$

przyjmując że:

$$(22) \quad \overset{\circ}{Yd}_{t,i} = \frac{\overset{\circ}{Yd}_t}{\overset{\circ}{Y}_t} \overset{\circ}{Y}_{t,i} \quad ,$$

gdzie  $\overset{\circ}{C}_{t,i}$  i  $\overset{\circ}{Y}_{t,i}$  oznaczają tempa wzrostu w  $i$ -tym kwartale w stosunku do analogicznego kwartału roku poprzedniego odpowiednio konsumpcji indywidualnej oraz PKB, natomiast  $\overset{\circ}{Yd}_t$  - dane roczne dotyczące dynamiki realnych dochodów do dyspozycji (dane GUS).

Wyniki estymacji parametrów równania (21) przedstawione zostały w Tab. 4.

Tab. 4. Wyniki estymacji parametrów równania (21)

Parametr	$\alpha_1$	$\alpha_0$
Oszacowanie parametru	0,46	0,02
Wartość statystyki t-Studenta	3,08	2,76
Współczynnik R <sup>2</sup>	0,66	
Statystyka DW	2,00	

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Otrzymane oszacowania krótkookresowej elastyczności spożycia indywidualnego względem dochodów do dyspozycji są zbliżone do oszacowań wyznaczonych na podstawie



makromodelu W8D (por. Welfe, 2001, Florczak, 2004). Zarówno w pracy Welfego (2001) jak i Florczaka (2004) w oparciu o makromodel W8D uzyskano oszacowanie krótkookresowej elastyczności spożycia indywidualnego względem dochodów do dyspozycji na poziomie 0,4.

Ponieważ krańcową skłonność do konsumpcji zapisać można w postaci:

$$(23) \quad c = \left( \frac{\partial C}{\partial Yd} \frac{Yd}{C} \right) \frac{C}{Yd} ,$$

gdzie  $\left( \frac{\partial C}{\partial Yd} \frac{Yd}{C} \right)$  oznacza krótkookresową elastyczność spożycia indywidualnego względem dochodów do dyspozycji, zatem uwzględniając, że w analizowanym okresie stosunek spożycia indywidualnego do dochodów do dyspozycji wynosił średnio 0,63, otrzymuje się, że krótkookresowa elastyczność spożycia indywidualnego względem dochodów do dyspozycji na poziomie 0,46 oznacza krańcową skłonność do konsumpcji przy przejściowej zmianie dochodu równą 0,29.

Zestawiając otrzymane oszacowania dotyczące krańcowej skłonności do konsumpcji przy przejściowej zmianie dochodu (0,29), oszacowanie krótkookresowej elastyczności wydatków na pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu względem PKB (1,96) na podstawie równania

$$(13) \text{ otrzymuje się, } \frac{\partial C}{\partial Y_{UB}} = 0,005 .$$

Zatem krótkookresowy wzrost PKB o 1 proc. prowadzi do ograniczenia pasywnych wydatków przeciwdziałania bezrobociu, prowadzącego do ograniczenia wzrostu dochodów do dyspozycji i w rezultacie do ograniczenia wzrostu konsumpcji indywidualnej o 0,005% PKB.

#### **1.4 Skuteczność automatycznych stabilizatorów po stronie dochodów**

Do dochodów sektora finansów publicznych działających jako automatyczne stabilizatory koniunktury zaliczyć można podatek dochodowy od osób fizycznych, podatku dochodowy od osób prawnych, dochody funduszy celowych ze składek oraz podatki pośrednie.

Podatek dochodowy od osób prawnych wpływa na wygładzenie wahań koniunktury poprzez oddziaływanie na wysokość zysków i inwestycji. Podatki pośrednie mają bezpośredni wpływ na konsumpcję. Natomiast wynikające z wahań koniunktury zmiany w wysokości podatku dochodowego od osób fizycznych i składek na ubezpieczenie społeczne oddziałują na popyt globalny poprzez wpływ na dochody do dyspozycji.

### 1.4.1 Oddziaływanie podatków i składek na dochód do dyspozycji

Podatek PIT oraz składki na ubezpieczenia społeczne wpływają na wygładzenie wahań koniunktury poprzez wpływ na dochody do dyspozycji. Oddziałując na dochody do dyspozycji, wysokość podatków i składek wpływa na wysokość konsumpcji. Podobnie jak w przypadku wydatków związanych z bezrobociem siłą wpływu automatycznych stabilizatorów koniunktury na wygładzenie wahań konsumpcji poprzez wpływ na dochód do dyspozycji

$(\frac{\partial C}{\partial Y_{DT}})$ <sup>8</sup> można wyznaczyć na podstawie wzoru:

$$(24) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{DT}} = \frac{\partial C}{\partial Y^{dys}} \frac{\partial Y^{dys}}{\partial T} \frac{\partial T}{\partial Y} ,$$

gdzie: DT – podatki bezpośrednie wpływające na dochód do dyspozycji (PIT i składki na ubezpieczenie społeczne).

W przypadku braku automatycznych stabilizatorów wpływ zmiany PKB na konsumpcję

wynosiłby  $\frac{\partial C}{\partial Y} - \frac{\partial C}{\partial Y_{DT}}$ . Ponieważ  $\frac{\partial C}{\partial Y_{DT}} < 0$ , zatem czym wyższa co do wartości

bezwzględnej wartość  $\frac{\partial C}{\partial Y_{DT}}$  tym silniejsze działanie automatycznych stabilizatorów

koniunktury. Ponieważ:

$$(25) \quad \frac{\partial Y^{dys}}{\partial DT} = -1$$

zatem otrzymuje się:

$$(26) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{DT}} = - \frac{\partial C}{\partial Y^{dys}} \frac{\partial DT}{\partial Y} .$$

Przyjmując następujące oznaczenia:

---

<sup>8</sup> Wartość pochodnej  $\frac{\partial C}{\partial Y_{DT}}$  informuje o różnicy między wynikającą z wahań PKB rzeczywistą zmianą

konsumpcji ( $\frac{\partial C}{\partial Y}$ ), a zmianą konsumpcji w sytuacji gdyby nie występowały podatki i paropodatki działające

jako automatyczne stabilizatory koniunktury wpływające na dochód do dyspozycji.

$$(27) \quad \varepsilon_{DT,Y} = \frac{\partial DT}{\partial Y} \frac{Y}{DT} ,$$

$$(28) \quad t = \frac{DT}{Y} ,$$

równanie (26) można zapisać w następującej postaci:

$$(29) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{DT}} = -c \cdot \varepsilon_{DT,Y} \cdot t ,$$

gdzie:

$\varepsilon_{DT,Y}$  - krótkookresowa elastyczność podatków bezpośrednich względem PKB,

$t$  – udział podatków bezpośrednich w PKB.<sup>9</sup>

W przypadku najprostszej funkcji konsumpcji postaci:

$$(30) \quad C = C_0 + c(1-t)Y$$

otrzymuje się równanie postaci:

$$(31) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{DT}} = -c \cdot t .$$

Zatem:

$$(32) \quad \frac{\frac{\partial C}{\partial Y_{DT}}}{\frac{\partial C}{\partial Y} - \frac{\partial C}{\partial Y_{DT}}} = \frac{-c \cdot t}{c(1-t) - (-c \cdot t)} = -t ,$$

co oznacza, że działające jako automatyczne stabilizatory koniunktury podatki bezpośrednie eliminują  $t$  % wahań koniunktury.

W opisanym powyżej przykładzie przyjęta jest jednostkowa elastyczność podatków względem PKB. W rzeczywistości krótkookresowe elastyczności poszczególnych podatków i wydatków publicznych różnią się od jedności. Czym wyższa wrażliwość podatku (lub zasiłku dla bezrobotnych) na wahania koniunktury tym silniej działa on jako automatyczny

---

<sup>9</sup> W opracowaniu „podatki bezpośrednie” zdefiniowane zostały jako podatki i parapodatki wpływające na dochód do dyspozycji tj. podatek dochodowy od osób fizycznych (wraz ze składką na ubezpieczenie zdrowotne) oraz składki na ubezpieczenie społeczne.

stabilizator koniunktury. W przypadku gdy poszczególne dochody publiczne cechują się odmienną wrażliwością na wahania koniunktury równanie (29) przyjmuje postać:

$$(33) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{DT}} = -c \left( \varepsilon_{PIT,Y} \frac{PIT}{Y} + \varepsilon_{SSC,Y} \frac{SSC}{Y} \right),$$

gdzie:

$PIT$  – dochody publiczne z podatku PIT,

$SSC$  – dochody funduszy celowych ze składek (*social security contributions*),

$\varepsilon_{PIT,Y}, \varepsilon_{SSC,Y}$  - krótkookresowe elastyczności względem PKB odpowiednio: dochodów publicznych z podatku PIT i dochodów funduszy celowych ze składek.<sup>10</sup>

Siła wpływu PIT i składek na ubezpieczenia społeczne na kształtowanie się konsumpcji zależy zatem od krańcowej skłonności do konsumpcji oraz wrażliwości poszczególnych obciążeń podatkowych na wahania PKB.

Krańcowa skłonność do konsumpcji została przyjęta na poziomie analogicznym jak w przypadku analizy wydatków publicznych (0,29).

Przy założeniu, że nowi pracownicy charakteryzują się takim samym rozkładem dochodów jak pracownicy wcześniej zatrudnieni (por. Giorno, Richardson, Roseveare, van den Noord, 1995) otrzymuje się wzór na krótkookresową elastyczność wpływów podatkowych względem produkcji ( $\varepsilon_{PIT,Y}$ ) postaci:

$$(34) \quad \varepsilon_{PIT,Y} = \frac{\partial PIT}{\partial Y} \frac{Y}{PIT} = \frac{\partial[(PIT/L)L]}{\partial Y} \frac{Y}{PIT} = \frac{\partial L}{\partial Y} \frac{Y}{L} \left[ 1 + \left( \frac{\partial(PIT/L)}{\partial w} \frac{w}{PIT/L} \right) \left( \frac{\partial w}{\partial L} \frac{L}{w} \right) \right],$$

gdzie  $w$  oznacza średni poziom wynagrodzeń,

Tak więc:

$$(35) \quad \varepsilon_{PIT,Y} = \varepsilon_{E,Y} \varepsilon_{w,E} \varepsilon_{pit,w} + \varepsilon_{E,Y},$$

gdzie:

---

<sup>10</sup> Krótkookresowa elastyczność wpływów z PIT względem PKB została obliczona dla łącznych wpływów z podatku dochodowego od osób fizycznych. Oszacowania elastyczności poszczególnych komponentów podatku dochodowego od osób fizycznych zostały szerzej omówione w Krajewski (2005c).

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

$\varepsilon_{w,E}$  - krótkookresowa elastyczność przeciętnego dochodu w danej grupie podatników względem liczby podatników w danej grupie (której przybliżenie stanowi krótkookresowa elastyczność przeciętnej stawki płac względem zatrudnienia),

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

Elastyczność wpływów z PIT przypadających na jednego podatnika względem dochodu przeciętnego dochodu wyznaczono na podstawie kształtowania się relacji krańcowych i przeciętnych stawek podatkowych. 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 czym silniejsza progresja podatkowa tym większa elastyczność wysokości płaconego podatku względem wynagrodzenia.

Krótkookresową elastyczność wpływów z PIT przypadających na jednego zatrudnionego 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):

$$(36) \quad \varepsilon_{pit,w} = \sum_{i=1}^3 \frac{PIT_i}{PIT} \frac{\frac{\partial pit_i}{dtb_i}}{\frac{pit_i}{tb_i}},$$

gdzie:

$PIT_i$  - wpływy podatkowe od podatników należących do  $i$ -tego przedziału podatkowego,

$\frac{\partial pit_i}{dtb_i}$  - krańcowa stopa podatkowa dla  $i$ -tego przedziału podatkowego,

$\frac{pit_i}{tb_i}$  - przeciętna (efektywna) stopa podatkowa dla  $i$ -tego przedziału podatkowego.

Na podstawie równania (36) oraz danych Ministerstwa Finansów dotyczących podatku PIT za 2006 rok<sup>11</sup> (por. Tab. 5) otrzymuje się krótkookresową elastyczność wpływów z PIT przypadających na jednego zatrudnionego równą 1,36.

Tab. 5. *Krańcowe i efektywne stopy podatkowe w podatku PIT za 2006 rok*

Przedział podatkowy	Krańcowa stopa podatkowa	Efektywna stopa podatkowa	Stosunek stopy krańcowej do efektywnej	Udział w podatku należnym ogółem
I przedział	19%	14,59%	1,30	56,17%
II przedział	30%	19,51%	1,54	21,50%
III przedział	40%	29,64%	1,35	22,33%

Źródło: Dane Ministerstwa Finansów, obliczenia własne na podstawie danych Ministerstwa Finansów

Krótkookresowe elastyczności liczby podatników względem PKB i krótkookresowe elastyczności przeciętnego dochodu oszacowane zostały na podstawie danych kwartalnych z lat 1995-2007. Oszacowanie krótkookresowej elastyczności zatrudnienia względem PKB przyjęto na poziomie analogicznym jak w przypadku analizy wydatków budżetowych, tj. na poziomie 0,25. Krótkookresową elastyczność stawki płac względem produkcji wyznaczono jako iloczyn elastyczności zatrudnienia względem produkcji i elastyczności stawki płac względem zatrudnienia:

$$(37) \quad \frac{\partial w}{\partial Y} \frac{Y}{w} = \left( \frac{\partial w}{\partial L} \frac{L}{w} \right) \left( \frac{\partial L}{\partial Y} \frac{Y}{L} \right) .$$

Zależność między stawką płac a zatrudnieniem interpretować można jako wpływ zatrudnienia na płace wynikający z krzywej Phillipsa. Zatem wzrost zatrudnienia powinien powodować wzrost przeciętnej stawki płac.

W długim okresie wzrost przeciętnej stawki płac w znacznym stopniu uzależniony jest od wzrostu wydajności pracy. Również w krótkim okresie wahania wydajności pracy mogą rzutować na kształtowanie się stawki płac. W rezultacie wpływ wahań koniunktury na wysokość stawki płac może odbywać się nie tylko poprzez zmiany zatrudnienia ale także poprzez zmiany wydajności pracy (przy tym im niższe, przy danym wzroście gospodarczym,

<sup>11</sup> Analogiczne dane za 2007 rok zostaną opublikowane przez Ministerstwo Finansów w II połowie 2008 roku.

tempo wzrostu zatrudnienia, tym wyższe tempo wzrostu wydajności pracy). Zakładając, że fluktuacje produkcji prowadzą do wahań stawki płac zarówno poprzez wpływ na zatrudnienie jak i wydajność pracy, oszacowano równanie postaci:

$$(38) \quad \dot{w}_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \dot{L}_{t,i} + \alpha_2 (Y/L)_{t,i} + \varepsilon_{t,i} ,$$

gdzie  $(Y/L)_t$  oznacza tempo wzrostu wydajności pracy, natomiast  $\dot{w}_t$  - tempo wzrostu przeciętnego realnego wynagrodzenia w gospodarce narodowej w stosunku do analogicznego kwartału roku poprzedniego (dane GUS).

Wyniki estymacji parametrów równania (38) ukazuje Tab. 6. Oszacowaniem krótkookresowej elastyczności wynagrodzeń względem zatrudnienia jest ocena parametru  $\alpha_1$ .

Tab. 6. Wyniki estymacji parametrów równania (38).

Parametr	$\alpha_2$	$\alpha_1$	$\alpha_0$
Oszacowanie parametru	0,63	0,47	0,002
Wartość statystyki t-Studenta	3,54	2,43	0,26
Współczynnik R <sup>2</sup>	0,54		
Statystyka DW	1,68		

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS

Uwzględniając otrzymany na podstawie równania (38) szacunek krótkookresowej elastyczności stawki płac względem zatrudnienia (0,47) i otrzymany na podstawie równania (20) szacunek krótkookresowej elastyczności zatrudnienia względem produkcji (0,25), otrzymuje się krótkookresową elastyczność stawki płac względem PKB na poziomie 0,12.

W oparciu o przedstawione powyżej oszacowania na podstawie równania (35) otrzymuje się krótkookresową elastyczność wpływów z PIT względem PKB równą 0,41.

W przypadku składek na fundusze celowe wysokość średniej składki zmienia się proporcjonalnie do wysokości średniego wynagrodzenia, co oznacza jednostkową elastyczność średniego poziomu składki względem przeciętnej stawki płac. W rezultacie otrzymuje się wzór na krótkookresową elastyczność dochodów funduszy celowych ze składek względem PKB ( $\varepsilon_{SSC,Y}$ ) postaci:

$$(39) \quad \varepsilon_{SSC,Y} = \varepsilon_{E,Y} (1 + \varepsilon_{w,E}) .$$

Krótkookresowa elastyczność dochodów funduszy celowych ze składek względem PKB jest zatem równa krótkookresowej elastyczności funduszu wynagrodzeń względem PKB. Przyjmując wcześniej wyznaczone oszacowania krótkookresowej elastyczności zatrudnienia względem PKB (0,25) i krótkookresowej elastyczności płac względem zatrudnienia (0,12) otrzymuje się krótkookresową elastyczność dochodów funduszy celowych ze składek względem PKB wynoszącą 0,28.

Na podstawie przedstawionych powyżej szacunków otrzymuje się, że krótkookresowy wzrost PKB o 1 proc. prowadzi do wzrostu podatków bezpośrednich prowadzącego do ograniczenia wzrostu dochodów do dyspozycji o  $0,41 \frac{PIT}{Y} + 0,28 \frac{SSC}{Y}$ . Otrzymuje się zatem, że krótkookresowy wzrost PKB o 1 proc. prowadzi do wzrostu podatków bezpośrednich prowadzącego do ograniczenia wzrostu dochodów do dyspozycji średnio o 0,06% PKB.

W rezultacie uwzględniając oszacowaną wartość krańcowej skłonności do konsumpcji na podstawie równania (29) otrzymuje się, że krótkookresowy wzrost PKB o 1 proc. prowadzi do ograniczenia transferów netto z sektora publicznego do gospodarstw domowych, skutkującym ograniczeniem wzrostu dochodów do dyspozycji i w rezultacie ograniczeniem wzrostu konsumpcji indywidualnej o 0,02% PKB.

#### 1.4.2 Wpływ podatku CIT na wygładzenie inwestycji

Podatek dochodowy od osób prawnych działa jako stabilizator koniunktury poprzez wpływ na wysokość zysku netto:

$$(40) \quad \frac{\partial I}{\partial Y_{CIT}} = \frac{\partial I}{\partial Z^N} \frac{\partial Z^N}{\partial CIT} \frac{\partial CIT}{\partial Y},$$

gdzie:  $\frac{\partial I}{\partial Y_{CIT}}$  - wpływ podatku CIT jako automatycznego stabilizatora koniunktury na inwestycje (różnica między rzeczywistą zmianą inwestycji na skutek wahań PKB, a zmianą inwestycji gdyby nie występował podatek CIT),  $I$  - inwestycje,  $Z^N$  - zysk netto,  $CIT$  - wpływy z podatku dochodowego od osób prawnych.

Wynikający z wahań koniunktury krótkookresowy wzrost PKB prowadzi do wyższych wpływów z podatku CIT. Wyższe wpływy z podatku CIT zabierają część zysku, co ogranicza z kolei wzrost zysku netto i inwestycji. Zatem funkcjonowanie podatku CIT jako



automatycznego stabilizatora koniunktury prowadzi do ograniczenia wahań inwestycji w ramach cyklu koniunkturalnego ( $\frac{\partial I}{\partial Y_{CIT}} < 0$ ).

Ponieważ:

$$(41) \quad \frac{\partial Z^N}{\partial CIT} = -1 ,$$

zatem otrzymuje się:

$$(42) \quad \frac{\partial I}{\partial Y_{CIT}} = -\frac{\partial I}{\partial Z^N} \frac{\partial CIT}{\partial Y} ,$$

czyli:

$$(43) \quad \frac{\partial I}{\partial Y_{CIT}} = -\frac{\partial I}{\partial Z^N} \varepsilon_{CIT,Y} \frac{CIT}{Y} .$$

Oddziaływanie podatku CIT na wygładzenie inwestycji zależy więc od:

- wpływu zmiany wysokości zysku netto na kształtowanie się inwestycji,
- krótkookresowej elastyczności CIT względem PKB,
- relacji wpływów z podatku CIT do PKB.

Zmiany poziomu zysku netto, szczególnie w przypadku ograniczeń w dostępie do kredytu i dążeniu przedsiębiorstw do utrzymywania stabilnego poziomu dywidend, wpływają na wysokość inwestycji. W opracowaniu przyjęto założenie, że wzrost zysku netto powoduje analogiczny wzrost inwestycji, przyjęto zatem:

$$(44) \quad \frac{\partial I}{\partial Z^N} = 1 .$$

Krótkookresowa elastyczność wpływów z CIT względem PKB, przy przyjęciu założenia, że nowe przedsiębiorstwa rozliczające się podatkiem CIT charakteryzują się takim samym rozkładem zysków jak dotychczas istniejące przedsiębiorstwa (por. Giorno, Richardson, Roseveare, van den Noord, 1995), dana jest wzorem:

$$(45) \quad \varepsilon_{CIT,Y} = \left( \frac{\partial N_{CIT}}{\partial Y} \frac{Y}{N_{CIT}} \right) + \left( \frac{\partial z_{CIT}}{\partial Y} \frac{Y}{z_{CIT}} \right) \left( \frac{\partial cit}{\partial z_{CIT}} \frac{z_{CIT}}{cit} \right) ,$$

gdzie:

*cit* - średnia wysokość podatku dochodowego od osób prawnych płaconego przez przedsiębiorstwa rozliczające się podatkiem CIT,

$z_{CIT}$  - średni poziom zysku przedsiębiorstw rozliczających się podatkiem CIT,

$N_{CIT}$  - liczba przedsiębiorstw rozliczających się podatkiem CIT.

Krótkookresowe wahania koniunktury wpływają przede wszystkim na zmianę skali działalności i rentowności przedsiębiorstw, przyjęto zatem hipotezę, że wahania koniunktury wpływają na wysokość przeciętnego dochodu, a nie na wahania liczby przedsiębiorstw. W celu weryfikacji tej hipotezy oszacowano parametry równania na tempach wzrostu postaci:

$$(46) \quad \dot{N}_{CIT,t} = \delta_0 + \delta_1 \dot{Y}_t + \varepsilon_t ,$$

gdzie  $\dot{N}_{CIT,t}$  - tempo wzrostu liczby przedsiębiorstw rozliczających się podatkiem CIT.

Otrzymane wyniki nie wskazują na występowanie statystycznie istotnej zależności między wahaniami liczby przedsiębiorstw rozliczających się podatkiem CIT a wahaniami koniunktury. Nie ma więc podstaw do odrzucenia hipotezy, że krótkookresowa elastyczność liczby przedsiębiorstw rozliczających się podatkiem CIT względem produkcji jest równa zero. Przyjmując zatem, że krótkookresowa elastyczność liczby przedsiębiorstw rozliczających się podatkiem CIT względem produkcji jest równa zero, równanie (45) można przekształcić do postaci:

$$(47) \quad \varepsilon_{CIT,Y} = \left( \frac{\partial Z_{CIT}}{\partial Y} \frac{Y}{Z_{CIT}} \right) \left( \frac{\partial cit}{\partial z_{CIT}} \frac{z_{CIT}}{cit} \right).$$

Oznacza to, że krótkookresową elastyczność wpływów z podatku CIT względem PKB można zdekomponować na dwie elastyczności:

Krótkookresową elastyczność bazy podatkowej podatku CIT względem PKB;

Krótkookresową elastyczność średniej wysokości podatku CIT względem średniego poziomu zysku przedsiębiorstw rozliczających się podatkiem CIT.

Elastyczność wysokości podatku względem bazy podatkowej zależy od takich rozwiązań systemowych jak sposób opodatkowania, wysokość przeciętnych stawek podatkowych oraz wysokość krańcowych stawek podatkowych. Krótkookresowa elastyczność bazy podatkowej względem PKB określa natomiast wrażliwość bazy podatkowej na wahania PKB. W niniejszym opracowaniu przyjęto krótkookresową elastyczność bazy podatkowej podatku CIT

względem PKB wyznaczoną w opracowaniu Krajewski (2005a), czyli elastyczność równą 2,98.<sup>12</sup>

W celu wyznaczenia elastyczności wpływów z podatku CIT względem PKB oprócz określenia elastyczności bazy podatkowej CIT względem PKB konieczne jest wyznaczenie elastyczności średniej wysokości płaconego podatku względem średniego poziomu zysków przedsiębiorstw rozliczających się podatkiem CIT (por. równanie (47)). Elastyczność średniej wysokości podatku CIT względem średniego poziomu zysków obliczyć można poprzez obliczenie stosunku krańcowej stopy podatkowej do efektywnej stopy podatkowej (por. Giorno, Richardson, Roseveare, van den Noord, 1995). Ponieważ w przypadku CIT stawki te są sobie równe, równanie (47) upraszcza się więc do postaci:

$$(48) \quad \varepsilon_{CIT,Y} = \left( \frac{\partial Z_{CIT}}{\partial Y} \frac{Y}{Z_{CIT}} \right).$$

W rezultacie otrzymuje się, że krótkookresowa elastyczność wpływów z CIT względem PKB wynosi 2,98. Wpływy podatkowe z podatku dochodowego od osób prawnych są bardzo wrażliwe na wahania koniunktury, co wynika z dużej wrażliwości zysków przedsiębiorstw na kondycję gospodarki.

Na podstawie równania (43) otrzymuje się zatem  $\frac{\partial I}{\partial Y_{CIT}}$  na poziomie -0,07. Oznacza to, że istnienie podatku CIT powoduje, że wzrost (spadek) inwestycji wywołany krótkookresowym wzrostem (spadkiem) PKB o 1 proc. jest o 0,07% PKB niższy, niż byłby w przypadku braku istnienia podatku dochodowego od osób prawnych.

### 1.4.3 Wpływ podatków pośrednich na konsumpcję

Wśród podatków pośrednich na wygładzenie wahań koniunktury wpływa zarówno podatek VAT jak i podatek akcyzowy.

---

<sup>12</sup> W ww. opracowaniu za przybliżenie bazy podatkowej podatku CIT przyjęto zyski brutto przedsiębiorstw (dane Ministerstwa Finansów) i w oparciu o dane kwartalne oszacowano równanie postaci:

$\dot{Z}_t = \delta_0 + \delta_1 \dot{Y}_t + \varepsilon_t$  (gdzie  $\dot{Z}_t$  - tempo wzrostu zysków brutto w stosunku do analogicznego kwartału roku ubiegłego).

Podatek od wartości dodanej działa jako automatyczny stabilizator koniunktury, ponieważ zmniejsza wrażliwość na wahania PKB konsumpcję. Istnienie podatku od wartości dodanej zmniejsza w ten sposób amplitudę wahań konsumpcji. Wpływ podatku VAT na zmniejszenie wahań konsumpcji wyznaczyć można na podstawie wzoru:

$$(49) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{VAT}} = \frac{\partial C}{\partial VAT} \frac{\partial VAT}{\partial TB_{VAT}} \frac{\partial TB_{VAT}}{\partial Y} ,$$

gdzie:  $\frac{\partial C}{\partial Y_{VAT}}$  - wpływ podatku VAT na wygładzenie wahań konsumpcji (różnica między rzeczywistą zmianą konsumpcji na skutek wahań PKB, a zmianą konsumpcji gdyby nie występował podatek VAT),  $TB_{VAT}$  - baza podatkowa podatku od wartości dodanej, natomiast  $VAT$  - wpływy budżetowe z podatku od wartości dodanej.

Przy stałej cenie brutto wzrost podatku VAT powoduje analogiczne ograniczenie konsumpcji w cenach czynników produkcji, zatem:

$$(50) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{VAT}} = - \frac{\partial VAT}{\partial TB_{VAT}} \frac{\partial TB_{VAT}}{\partial Y} .$$

Równanie (50) można zapisać w postaci:

$$(51) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{VAT}} = - \left( \frac{\partial VAT}{\partial TB_{VAT}} \frac{TB_{VAT}}{VAT} \right) \left( \frac{\partial TB_{VAT}}{\partial Y} \frac{Y}{TB_{VAT}} \right) \frac{VAT}{Y} = - \varepsilon_{VAT, TB_{VAT}} \varepsilon_{TB_{VAT}, Y} \frac{VAT}{Y} ,$$

gdzie  $\varepsilon_{VAT, TB_{VAT}}$  oznacza krótkookresową elastyczność wpływów z VAT względem bazy podatkowej tego podatku, natomiast  $\varepsilon_{TB_{VAT}, Y}$  oznacza krótkookresową elastyczność bazy podatkowej podatku VAT względem PKB.

Zazwyczaj zakłada się, że występuje jednostkowa elastyczność wpływów z podatków pośrednich względem bazy podatkowej (por. van den Noord, 2000). W przypadku podatku VAT, 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. Zatem:

$$(52) \quad \varepsilon_{VAT, TB_{VAT}} = 1 \quad .$$

W celu oszacowania efektywności podatku VAT jako automatycznego stabilizatora koniunktury konieczne jest również wyznaczenie krótkookresowej elastyczności bazy podatkowej VAT względem PKB (por. równanie (51)). Na bazę podatkową VAT składa się spożycie indywidualne oraz spożycie zbiorowe (bieżące zakupy rządowe). Wysokość spożycia zbiorowego nie zależy bezpośrednio od wahań PKB (jest uzależniona od polityki gospodarczej państwa), a zatem krótkookresowa elastyczność spożycia zbiorowego względem produkcji wynosi zero:

$$(53) \quad \frac{\partial G_C}{\partial Y} \frac{Y}{G_C} = 0 \quad .$$

Natomiast krótkookresowa elastyczność konsumpcji prywatnej względem PKB oszacowana została na podstawie równania postaci:

$$(54) \quad \overset{\circ}{C}_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \overset{\circ}{Y}_{t,i} + \varepsilon_{t,i} \quad ,$$

gdzie  $\overset{\circ}{C}_{t,i}$  - tempo wzrostu spożycia indywidualnego w okresie  $t$  w stosunku do analogicznego kwartału roku ubiegłego.

Obliczenia wykonano na podstawie danych kwartalnych z lat 1995-2007. Oszacowaniem krótkookresowej elastyczności konsumpcji prywatnej względem PKB jest ocena parametru  $\alpha_1$ . Wyniki estymacji parametrów równania (54) przedstawia Tab. 7.

Tab. 7. Wyniki estymacji parametrów równania (54)

Parametr	$\alpha_1$	$\alpha_0$
Oszacowanie parametru	0,70	0,009
Wartość statystyki t-Studenta	4,52	1,07
Współczynnik $R^2$	0,69	
Statystyka DW	1,95	

Źródło: Obliczenia własne

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 otrzymanych elastyczności spożycia indywidualnego i zbiorowego względem PKB i uwzględniając, średni w analizowanym okresie udział spożycia indywidualnego w spożyciu ogółem otrzymuje się krótkookresową elastyczność spożycia ogółem względem PKB równą 0,54.

W rezultacie na podstawie równania (51), uwzględniając że w analizowanym okresie wpływy z VAT stanowiły średnio 7,1% PKB, otrzymuje się  $\frac{\partial C}{\partial Y_{VAT}}$  na poziomie -0,04. Oznacza to, że istnienie podatku VAT powoduje, że wzrost konsumpcji wywołany krótkookresowym wzrostem PKB o 1 proc. jest o 0,04% PKB niższy, niż byłby w przypadku braku istnienia podatku od wartości dodanej.

W podobny sposób jak podatek VAT jako automatyczny stabilizator koniunktury działa akcyza. Otrzymuje się zatem (por. równanie (51)):

$$(55) \quad \frac{\partial C}{\partial Y_{AKC}} = -\varepsilon_{AKC, TB_{AKC}} \varepsilon_{TB_{AKC}, Y} \frac{AKC}{Y} ,$$

gdzie  $\varepsilon_{AKC, TB_{AKC}}$  oznacza krótkookresową elastyczność wpływów z akcyzy względem bazy podatkowej akcyzy,  $\varepsilon_{TB_{AKC}, Y}$  oznacza krótkookresową elastyczność bazy podatkowej podatku akcyzowego względem PKB, natomiast  $AKC$  oznacza wpływy budżetowe z akcyzy.

Elastyczność wpływów z akcyzy względem bazy podatkowej, podobnie jak w przypadku podatku VAT, wynosi 1. Krótkookresową elastyczność bazy podatkowej podatku akcyzowego wyznaczyć można w analogiczny sposób jak w przypadku podatku VAT. W niniejszym opracowaniu przyjęto krótkookresową elastyczność wpływów z akcyzy względem PKB na poziomie 0,26, na podstawie szacunków elastyczności dla poszczególnych towarów objętych akcyzą (szerzej na ten temat por. Krajewski, 2005b). Zatem uwzględniając średni udział wpływów z akcyzy w PKB w analizowanym okresie (3,8%) otrzymuje się  $\frac{\partial C}{\partial Y_{AKC}} = -0,01$ . Oznacza to, że istnienie akcyzy powoduje, że zmiana konsumpcji wywołana zmianą PKB o 1 proc. jest zaledwie o 0,01% PKB mniejsza, niż byłaby w przypadku nie występowania podatków akcyzowych.

## 1.5 Łączny wpływ automatycznych stabilizatorów koniunktury

Zestawiając działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury odbywające się poprzez podatek PIT, dochody funduszy ze składek, wydatki związane z bezrobociem, podatek CIT

oraz podatki pośrednie, na podstawie przedstawionych oszacowań otrzymuje się, że łącznie automatyczne stabilizatory koniunktury w Polsce wygładzają wahania PKB o ok. 14%. Otrzymane wyniki są zatem zbliżone lub wyższe do wyników otrzymanych dla krajów strefy euro na podstawie makromodelu NiGEM (por. Barrell, Pina, 2002). Z drugiej strony, porównując otrzymane dla Polski szacunki z oszacowaniami dla krajów strefy euro otrzymanymi na podstawie makromodelu INTERLINK (por. European Commission, 2001), otrzymuje się, że działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury w Polsce jest relatywnie niewielkie.

Zwiększenie antycyklicznej roli pasywnej polityki fiskalnej uzyskać można poprzez reformę systemu finansów publicznych prowadzącą do zwiększenia roli automatycznych stabilizatorów koniunktury. Zatem, jak wskazuje Owsiak (2002), mimo że automatyczne stabilizatory koniunktury działają samoczynnie, to ich ustanowienie wymaga aktywności legislacyjnej państwa.

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 wydaje się 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 Tab. 8, na podstawie wcześniejszych obliczeń, przedstawione zostało, jak zwieszenie poszczególnych kategorii budżetowych o 1 proc. PKB wpływa na zmniejszenie wahań PKB.

Tab. 8. 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 %)
Pasywne formy przeciwdziałania bezrobociu	0,39
Podatek dochodowy od osób fizycznych	0,12
Składki na fundusze celowe	0,08
Podatek dochodowy od osób prawnych	2,98
Podatek od wartości dodanej	0,54
Podatek akcyzowy	0,26

Źródło: Obliczenia własne

Z Tab. 8 wynika, że poszczególne kategorie budżetowe z odmienną siłą działają jako automatyczne stabilizatory koniunktury. Mimo że często wskazuje się podatek dochodowy od osób fizycznych jako najważniejszy automatyczny stabilizator koniunktury, to zwiększanie podatku PIT nie wpływa zbyt mocno na zwiększenie wygładzenia wahań PKB, co wynika z relatywnie słabego wpływu zarówno przejściowych zmian PKB na wahania zatrudnienia, jak i przejściowych zmian dochodu do dyspozycji na konsumpcję.

Na zmniejszenie wahań PKB najsilniej wpłynęłoby zwiększenie znaczenia podatku CIT, co wynika z silnej reakcji tej kategorii budżetowych na zmiany aktywności gospodarczej. Z drugiej strony zwiększanie podatku dochodowego od osób prawnych może mieć negatywny wpływ na atrakcyjność inwestowania w Polsce. Dlatego też, choć z jednej strony podwyższanie podatku CIT przyczyniłoby się do większej skuteczności automatycznych stabilizatorów koniunktury, to z drugiej strony pamiętać trzeba, że działanie takie może spowodować również obniżenie długookresowego tempa wzrostu gospodarczego.



## 2. Stabilizacyjne działania dyskrecjonalne

Cykliczny komponent salda budżetowego reaguje na wahania luki PKB w sposób zautomatyzowany, niezależnie od woli podmiotów kształtujących politykę fiskalną. Automatyczne stabilizatory koniunktury nie stanowią jednak jedyne mechanizmu reakcji salda finansów publicznych na zmiany stopnia wykorzystania mocy produkcyjnych. Obok wahań tradycyjnie definiowanego cyklicznego komponentu salda budżetowego, o charakterze w pełni automatycznym, wskazać można na możliwość występowania dyskrecjonalnych decyzji władz fiskalnych podejmowanych w reakcji na wahania koniunkturalne. Powodują one, że tradycyjnie pojmowane saldo strukturalne może nie być wolne od wpływu koniunktury, a w sensie statystycznym może być ono skorelowane ze zmiennymi charakteryzującymi wahania koniunktury, takimi jak luka PKB.

Wskazać można kilka mechanizmów powodujących, że rządy w reakcji na wahania koniunktury decydują się zmieniać poziom salda strukturalnego. Jako najważniejszą wymienić można chęć zapewnienia pełniejszej stabilizacji koniunktury niż samo działanie automatycznych stabilizatorów. Można znaleźć liczne przykłady sytuacji, gdy rządy, w odpowiedzi na recesję, ogłaszają programy zmniejszania stóp podatkowych w celu dodatkowego pobudzenia zagregowanego popytu. Wprawdzie w ostatnich latach dominującym wnioskiem z badań normatywnych staje się zalecenie, by stabilizację koniunktury prowadzić przede wszystkim w sposób automatyczny, jednak działania aktywne nadal są obecne w oficjalnej argumentacji uzasadniającej prowadzoną politykę. Podejmowanie takich działań powoduje, że deficyt budżetowy, nawet skorygowany o wahania cykliczne, kształtować się może w sposób antycykliczny.

Co zaskakujące, istnieją również mechanizmy, które determinować mogą odwrotne, procykliczne zachowanie deficytu budżetowego. W ich efekcie działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury może zostać osłabione, lub nawet zniwelowane. Badania empiryczne wskazują, że procykliczne kształtowanie się deficytu jest zjawiskiem stosunkowo powszechnym, szczególnie w krajach znajdujących się na niższym poziomie rozwoju. Gavin i in. (1996) jako pierwsi zaobserwowali, że w krajach Ameryki Południowej ograniczony dostęp do rynków kapitałowych był przyczyną prowadzenia procyklicznej polityki fiskalnej, która dodatkowo zwiększała wahania koniunktury. Catao i Sutton (2002) uzyskali podobne wyniki w oparciu o szerszą próbę krajów słabiej rozwiniętych. Talvi i Vegh (2000) wskazali,

że podczas, gdy polityka fiskalna w państwach grupy G7 jest zdecydowanie antycykliczna, to już w krajach rozwijających się wykazuje ona tendencje procykliczne. Podobne wyniki empiryczne osiągnęli, w oparciu o różne próby. Lane (2003), Calderon, Duncan i Schmidt-Hebbel (2003, 2004) a także Alesina i Tabellini (2005).

Istnieje kilka teorii, które próbują wyjaśnić tę zaskakującą prawidłowość. Zgodnie z pierwszą z nich, główną przyczyną procyklicznej polityki fiskalnej są ograniczenia płynności. Brak zaufania inwestorów do rządów, dotyczący w największej mierze rządów krajów słabiej rozwiniętych, powoduje, że w czasie recesji ci pierwsi żądają dodatkowych premii za ryzyko bądź stosują bezpośrednie racjonowanie kredytów (Gavin i in. 1996, Calderon i Schmidt 2003). Efektem takiej sytuacji jest wymuszona kontrakcja fiskalna, gdy rząd w warunkach recesji musi ograniczać deficyt. Z kolei w sytuacji ekspansji gospodarczej nałożone ograniczenia zostają poluzowane, co pozwala na wzrost deficytu i próby zrekompensowania podaży tych usług publicznych i transferów, które musiały zostać ograniczone w okresie spowolnienia. Taki schemat działania oznacza wymuszone ograniczeniami płynności przyjęcie procyklicznej polityki fiskalnej.

Teorię dominującej roli ograniczeń płynności cechują jednak pewne słabości. Przede wszystkim racjonalni inwestorzy powinni dyskontować możliwość pojawienia się recesji, równomiernie rozkładając w czasie premie za ryzyko. Ponadto kraje rozwijające się mogłyby akumulować nadwyżki budżetowe w czasie ekspansji, tak, by zmniejszyć swoją zależność od rynków finansowych w czasie recesji.

Z tego powodu powstał szereg alternatywnych teorii tłumaczących procykliczne kształtowanie się deficytu. Alesina i Tabellini (2005) prezentują model, w którym głównym czynnikiem odpowiedzialnym za procykliczną politykę fiskalną jest korupcja. W ich modelu władzom jest łatwiej kraść w czasach prosperity, gdyż występująca wówczas obfitość zasobów pozwala na zapewnianie nadal wystarczającej podaży dóbr publicznych obywatelom. Przedstawiają oni analizę empiryczną, z której wynika, zgodnie z predykcjami płynącymi z modelu teoretycznego, że polityka fiskalna jest częściej procykliczna w krajach charakteryzujących się wysokim wskaźnikiem korupcji.

Woo (2005) prezentuje teoretyczny model wspólnego zasobu, w którym prowadzona jest niekooperacyjna gra pomiędzy politykami reprezentującymi różne grupy interesu. Polityka fiskalna jest w tym modelu neutralna względem cyklu wyłącznie w przypadku, gdy grupy mają takie same preferencje, natomiast staje się procykliczna, gdy ich preferencje cechuje rozbieżność (polaryzacja). Woo przedstawia analizę empiryczną z której wynika, że

wskaźniki Giniego mierzące nierówności dochodów oraz nierówności edukacyjnych (jako miary polaryzacji preferencji) rzeczywiście są dodatnio skorelowane ze wskaźnikiem procykliczności polityki fiskalnej.

Tornell i Lane (1998; 1999) analizują model wspólnego zasobu, w którym różne grupy interesu (rozumiane jako różne partie wewnątrz koalicji czy też różni ministrowie w ramach rządu, wraz z popierającymi ich grupami nacisku) współzawodniczą o dostęp do dochodów podatkowych, stanowiących wspólny zasób. Polityka fiskalna staje się procykliczna, ponieważ w okresie ekspansji gospodarki wspólny zasób zwiększa się, co powoduje zaostrzenie konkurencji pomiędzy grupami interesu i silniejszy niż proporcjonalny do dochodów wzrost wydatków. Lane (2003) prezentuje badanie empiryczne, z którego wynika, że istotnie, kraje charakteryzujące się wysoką zmiennością produkcji i znaczną polaryzacją na scenie politycznej mają większą skłonność do prowadzenia procyklicznej polityki fiskalnej niż pozostałe państwa. Ponadto, ponieważ silne instytucje mogą ograniczać pole manewru dla działań grup interesu, osłabiając w ten sposób opisany mechanizm, w charakterze zmiennej objaśniającej użyto ponadto miary ograniczeń politycznych (Henisz 2000).

Istnieją zatem mechanizmy, których efektem potencjalnie może być zarówno procykliczne, jak i antycykliczne zachowanie deficytu strukturalnego. Ostatecznie zachowanie to zależy od występowania i siły działania poszczególnych zjawisk. W niniejszej części opracowania podjęto empiryczną próbę oszacowania stopnia procykliczności bądź antycykliczności polityki fiskalnej w Polsce. Należy zastrzec, że przedstawione analizy dotyczą działań dyskrecjonalnych władz fiskalnych, natomiast abstrahuje od reakcji o charakterze automatycznym, omówionych szczegółowo w części poprzedniej. Dlatego pojęcia „antycykliczny” bądź „procykliczny” odnoszą się tutaj do decyzji dyskrecjonalnych, których rezultaty odzwierciedla saldo budżetu skorygowane o wahania cykliczne. Ostatecznie kierunek i siła łącznej reakcji salda budżetu na wahania koniunktury jest sumą reakcji dyskrecjonalnych oraz reakcji automatycznych.

W kolejnych punktach przedstawiona jest empiryczna ocena reakcji polskich władz fiskalnych na wahania koniunktury. Została ona przeprowadzona drogą ekonometrycznego oszacowania parametrów funkcji reakcji, uzależniającej poziom najważniejszych zmiennych fiskalnych od zestawu regresorów, w tym zmiennej mierzącej stan koniunktury. Uznanie polityki fiskalnej za pro- bądź antycykliczną polega na zbadaniu znaku oraz statystycznej istotności parametru mierzącego wpływ luki PKB na przyjęte zmienne fiskalne. Poniżej przedstawiono najważniejsze aspekty konstrukcji fiskalnej funkcji reakcji, obejmujące wybór

zmiennej objaśnianej, decyzję dotyczącą postaci funkcyjnej oraz wybór listy zmiennych objaśniających.

## **2.1 Problem wyboru zmiennej objaśnianej**

W prezentowanej analizie kluczowym problemem jest wybór parametru charakteryzującego ekspansywność polityki fiskalnej. W literaturze przeważnie używa się do tego celu jednej z trzech zmiennych: salda (nadwyżki) budżetowego, salda budżetowego skorygowanego o wahania cykliczne bądź też poziomu wydatków. Z reguły zmienne te odnoszą się do sektora finansów publicznych, choć w niektórych badaniach, z uwagi na słabą dostępność danych dla niektórych krajów, obejmują one jedynie budżet centralny.

Wśród wymienionych zmiennych prawdopodobnie najczęściej stosowane w analizach empirycznych jest saldo budżetowe. Jego najważniejszą zaletą jest to, że jest ono dobrym przybliżeniem wpływu polityki fiskalnej na zagregowany popyt (przy przyjęciu założenia, że wrażliwość łącznego popytu na dochody i wydatki państwa jest taka sama).

Równocześnie jednak saldo budżetowe nie jest dobrą miarą działań podejmowanych przez władze fiskalne, gdyż jego kształtowanie się w znacznym stopniu uzależnione jest od wahań koniunktury. Do tego ostatniego celu znacznie lepiej nadaje się saldo budżetowe skorygowane cyklicznie, w którym efekty cyklu koniunkturalnego zostały usunięte metodami statystycznymi. Jest to metodologia szeroko stosowana m. in. przez Komisję Europejską oraz OECD, które publikują dane o saldzie finansów publicznych skorygowanym cyklicznie w cyklicznych raportach statystycznych (por. np. European Commission 2007, OECD 2008). Omówienie metodologii można znaleźć w opracowaniu Girouard i André (2005). Jednak wielość możliwych metod jego obliczania powoduje, że wynik w znacznym stopniu uzależniony jest od decyzji badacza dotyczącej zastosowanej metody statystycznej. Obszerny przegląd stosowanych w tym celu metod odnaleźć można w zbiorze Banca d'Italia (1999), natomiast przegląd dyskusji dotyczącej samego wskaźnika i jego wad prezentują Mills i Quinet (2001).

Alternatywnym rozwiązaniem jest zastosowanie jako głównego wskaźnika poziomu wydatków sektora publicznego (w relacji do PKB). Jest to zmienna stosunkowo niewrażliwa na wahania cykliczne, która przy tym odzwierciedla skutki większości decyzji dotyczących polityki fiskalnej. Oczywiście, jej poważną wadą jest to, że nie daje ona pełnej informacji o wpływie polityki fiskalnej na zagregowany popyt, gdyż nie zawiera informacji o dochodach finansów publicznych.

Mając na uwadze cel niniejszej analizy, jako główną zmienną charakteryzującą stopień ekspansywności polityki fiskalnej zdecydowano się wykorzystać saldo finansów publicznych skorygowane o efekty wahań koniunktury. Szczegółowy opis metody obliczenia korekty o efekty wahań cyklicznych przedstawiony został w pierwszej części opracowania.

## 2.2 Pomiar wpływu koniunktury na saldo budżetu

W większości empirycznych badań determinant nadwyżki budżetowej uwzględnienie w modelu efektów cyklu koniunkturalnego polega na zastosowaniu w charakterze zmiennej objaśniającej luki PKB, mierzonej jako odchylenie PKB od trendu. Używane w badaniach równanie relacji salda budżetowego ( $S_{it}$ ) do PKB ( $Y_{it}$ ) dla kraju  $i$  w okresie  $\tau$  przyjmuje postać:

$$(56) \quad S_{it} / Y_{it} = \alpha_i + \alpha_1 (S_{it-1} / Y_{it-1}) + \beta_0 (Y_{it} / \bar{Y}_{it} - 1) + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta}_1 + \eta_{it},$$

gdzie  $\bar{Y}_{it}$  oznacza produkt potencjalny, zaś  $\mathbf{x}_{it}$  jest wektorem pozostałych zmiennych objaśniających, takich jak inflacja, zmienne zero-jedynkowe dla lat wyborczych, czy też zmienne instytucjonalne, natomiast  $\eta_{it}$  jest składnikiem losowym.

Ważnym problemem związanym ze stosowaniem powyższej specyfikacji jest przyjęcie *implicite* założenia o jednostkowej elastyczności dochodów i wydatków względem produkcji. Założenie to może często nie odpowiada rzeczywistości, między innymi ze względu na powszechne stosowanie progresji podatkowej. Ponadto automatyczne stabilizatory koniunktury mogą działać silniej w krajach charakteryzujących się wyższą relacją dochodów sektora publicznego do PKB. Analiza oparta na powyższej specyfikacji może więc przynieść mylące rezultaty w próbach zawierających kraje charakteryzujące się różnymi i zmieniającymi się rozmiarami sektora publicznego.

W celu przynajmniej częściowego rozwiązania tego problemu Lane (2003) oraz Woo (2005) posługują się następującą specyfikacją:

$$(57) \quad \Delta \log(G_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \Delta \log(Y_{it}) + \eta_{it},$$

gdzie  $Y_{it}$  oznacza PKB w cenach stałych. Chociaż eliminuje to konieczność przyjęcia założenia o jednostkowej elastyczności, przekształcenie poprzez obliczenie pierwszych różnic może usunąć jedynie liniowy, stały trend ze zmiennych, co w warunkach występowania trendu nieliniowego może być podejściem zbyt restrykcyjnym. Częściowym rozwiązaniem może być tu zastosowanie bardziej elastycznej metody filtrowania.

W niniejszym opracowaniu zastosowano metodologię, która pozwala rozwiązać obydwie opisane problemy.<sup>13</sup> Dopuszcza ona bowiem zarówno możliwość występowania krótkookresowych elastyczności różnych od 1, jak i możliwość występowania zmian trendu. Punktem wyjścia dla analizy są równania głównych zmiennych fiskalnych – wydatków  $G$  oraz dochodów  $T$  (w kraju  $i$  w roku  $\tau$ ). Przyjmują one postać:

$$(58) \quad G_{it} = \bar{G}_{it} (\tilde{y}_{it})^{\varepsilon_G} \quad T_{it} = \bar{T}_{it} (\tilde{y}_{it})^{\varepsilon_R},$$

gdzie  $\bar{G}$  oraz  $\bar{T}$  oznaczają, odpowiednio poziom wydatków oraz dochodów niezależny od stanu koniunktury,<sup>14</sup> zaś  $\tilde{y}_{it}$  oznacza lukę produktu, zdefiniowaną jako stosunek między rzeczywistym i potencjalnym PKB. Parametry  $\varepsilon_E$  i  $\varepsilon_R$  oznaczają odpowiednio krótkookresowe elastyczności wydatków i dochodów względem luki produktu. Jeśli przyjmie się  $g = G/Y$  oraz  $t = T/Y$  (i, odpowiednio,  $\bar{g} = \bar{G}/\bar{Y}$ ,  $\bar{t} = \bar{T}/\bar{Y}$ ), wtedy powyższe równania można zapisać jako:

$$(59) \quad g_{it} = \bar{g}_{it} (\tilde{y}_{it})^{\varepsilon_G - 1} \quad t_{it} = \bar{t}_{it} (\tilde{y}_{it})^{\varepsilon_T - 1}.$$

Nadwyżkę budżetową zdefiniowano dalej jako różnicę *logarytmów* dochodów i wydatków. Taka definicja różni się od podejścia stosowanego zazwyczaj w badaniach, zgodnie z którym nadwyżka mierzona jest jako różnica dochodów i wydatków podzielona przez PKB. Pozwala ona na skorygowanie faktu, że automatyczne stabilizatory koniunktury są większe w krajach, w których relacja dochodów do PKB jest wyższa.<sup>15</sup>

<sup>13</sup> Metodologia ta przedstawiona została po raz pierwszy w opracowaniu Mackiewicza (2007).

<sup>14</sup> Strukturalny poziom wydatków oraz dochodów można zdefiniować, analogicznie do pojęcia deficytu strukturalnego (por. definicja w pracy Krajewskiego 2006), jako hipotetyczny poziom wydatków oraz dochodów, który istniałby w sytuacji normalnej (przeciętnej) aktywności gospodarczej, tj. gdyby PKB rzeczywisty był równy PKB potencjalnemu.

<sup>15</sup> Można wyobrazić sobie dwa kraje, charakteryzujące się udziałem dochodów sektora publicznego w PKB równym odpowiednio  $t_1$  i  $t_2$ , gdzie  $t_1 < t_2$ , przy czym w obu krajach dochody zmieniają się proporcjonalnie do produktu (tj. ich elastyczność względem PKB wynosi 1). Cykliczny wzrost luki PKB o 1 p. proc. powoduje wzrost tradycyjnie mierzonej nadwyżki budżetowej odpowiednio o  $t_1$  i  $t_2$  p. proc. Stwarza to mylne wrażenie, że drugi kraj prowadzi w większym stopniu politykę antycykliczną, podczas gdy przyczyną różnicy są jedynie różne wielkości sektora publicznego. Użycie miary opartej na różnicy logarytmów dochodów i wydatków

Wraz z równaniami (59) pozwala to na zdefiniowanie następującego równania nadwyżki budżetowej:

$$(60) \quad \log(t_{it} / g_{it}) = \log(\bar{t}_{it} / \bar{g}_{it}) + (\varepsilon_T - \varepsilon_G) \log(\tilde{y}_{it}).$$

Wyrażenie  $(\varepsilon_T - \varepsilon_G)$  w powyższym równaniu jest miarą elastyczności nadwyżki budżetowej<sup>16</sup> i jest dalej w tekście oznaczane jako  $\varepsilon_S$ . Jest to miara rozmiaru reakcji nadwyżki budżetowej związanej z dyskrejonalnymi działaniami władz fiskalnych na wahania koniunktury.

Wyrażenie  $\log(\bar{t}_{it} / \bar{g}_{it})$  w równaniu (60) oznacza nadwyżkę budżetową nieskorelowaną z luką PKB. Na jej poziom wpływa kształtowanie się innych czynników, niezwiązanych ze stanem koniunktury. Jej najczęściej spotykane w badaniach empirycznych determinanty to poziom inflacji (Woo 2005), wahania warunków wymiany (obliczone jako odchylenia wartości rzeczywistej od trendu – Gavin i Perotti 1997; Catao i Sutton 2002) oraz poziom długu publicznego. Uwzględnienie pierwszej oraz drugiej zmiennej odzwierciedla hipotezę, że zarówno wzrost cen, jak i poprawa warunków wymiany mogą przyczynić się do zwiększenia dochodów sektora publicznego. Ten drugi efekt może być szczególnie silny w gospodarkach, w których wymiana z zagranicą stanowi znaczną część produktu krajowego brutto.

Użycie w charakterze regresora poziomu długu, zdefiniowanego jako relacja długu sektora publicznego do PKB, wynika z hipotezy o długookresowej wypłacalności sektora publicznego. Wypłacalność ta wymaga, by dług publiczny w relacji do PKB nie rósł w sposób nieograniczony tj. by spełnione było równanie

$$(61) \quad \lim_{\tau \rightarrow \infty} d_{it} / y_{it} = 0,$$

---

pozwała na skorygowanie tego efektu, powodując, że zmierzony przyrost nadwyżki budżetowej jest taki sam w obydwu krajach.

<sup>16</sup> Ściśle rzecz biorąc,  $\varepsilon_S$  jest elastycznością salda budżetu, mierzonego jako stosunek dochodów do wydatków, względem luki produktu, mierzonej jako stosunek PKB rzeczywistego do potencjalnego. Jeśli jest bliska 0, budżet jest niewrażliwy na krótkookresowe wahania PKB. Jeśli wynosi ona 1, to zmiana luki produktu o 1% PKB powoduje zmianę tak zdefiniowanej nadwyżki o t % PKB, gdzie t jest równe udziałowi dochodów sektora publicznego w PKB.

gdzie  $(d_{it}/y_{it})$  oznacza relację długu do PKB. Ponieważ wielkość deficytu jest w przybliżeniu równa przyrostowi długu publicznego<sup>17</sup>, to warunkiem zatrzymania wzrostu długu w długim okresie jest istnienie dodatniej zależności między nadwyżką budżetową a relacją długu publicznego do PKB (Chalk, Hemming 2000). W takim przypadku rosnący dług powoduje zwiększanie się nadwyżki budżetowej, co ostatecznie prowadzi do zatrzymania procesu wzrostu zadłużenia.

Zakres możliwych do zastosowania regresorów jest jednak w omawianym przypadku ograniczony liczbą dostępnych obserwacji. Z tego względu zdecydowano się na włączenie do równania poziomu długu publicznego oraz opóźnionej zmiennej objaśnianej. Wstępne analizy (nie przedstawione tutaj) wskazały na brak znaczących efektów pozostałych zmiennych. Chociaż wpływ długu publicznego na kształtowanie się salda również jest niewielki, to za jego zachowaniem wśród regresorów przemawiają silne argumenty natury teoretycznej – jego obecność jest niezbędna dla zapewnienia pożądanego długookresowego zachowania modelu.

### 2.3 Wyniki dla podstawowego modelu

Estymację parametrów fiskalnej funkcji reakcji (FFR) objaśniającej zachowanie salda budżetowego w Polsce przeprowadzono w oparciu o dane dla lat 1991-2007. Dane te pochodzą z bazy danych Komisji Europejskiej (European Commission 2008) i obejmują swoim zakresem cały sektor finansów publicznych. Porównywalność danych pomiędzy poszczególnymi latami zapewnia oparcie danych na systemie rachunkowości ESA'95.

W oparciu o zebrane dane przeprowadzono estymację parametrów równania:

$$(62) \quad s_t = \alpha_0 + \varepsilon \tilde{y}_t + \rho b_{t-1} + \alpha_1 s_{t-1} + \xi_t,$$

gdzie  $s$  oznacza (zdefiniowaną wcześniej) miarę nadwyżki budżetowej,  $\tilde{y}$  lukę popytową, zaś  $b$  reprezentuje poziom długu. W charakterze miary salda budżetu zastosowano pierwotne saldo finansów publicznych. Wybór ten podyktowany jest argumentacją, że miara ta

---

<sup>17</sup> Von Hagen i Wolff (2004) wskazują na istnienie częstych odchyłeń od tej zależności. Ich najważniejsze przyczyny to zmiany wartości długu publicznego denominowanego w walutach obcych, prywatyzacja majątku publicznego, czy niektóre operacje finansowe dotyczące instrumentów pochodnych, które nie są uwzględniane w statystyce deficytu, natomiast wpływają na zasób zadłużenia. Dodatkowo relacja długu publicznego do PKB ulega co roku zmianom wynikającym ze wzrostu wartości nominalnego PKB.



reprezentuje skutki bieżących decyzji władz fiskalnych i nie jest obciążona oprocentowaniem długu publicznego, który jest skumulowanym wynikiem przeszłych decyzji. Wyniki estymacji przedstawiono w kolumnie (1), Tab. 9 w Aneksie. Analiza danych pierwotnych oraz reszt wskazała na istnienie obserwacji nietypowej w roku 1994. W celu jej uwzględnienia wśród regresorów zastosowano zmienną sztuczną przyjmującą wartość 1 w tym roku i 0 w pozostałych latach. Ponieważ wpływ poziomu długu publicznego na saldo finansów publicznych okazał się nieistotny statystycznie we wszystkich testowanych specyfikacjach, wobec ograniczonej liczby obserwacji zdecydowano się na usunięcie tej zmiennej z modelu. Wyniki estymacji po usunięciu tej zmiennej przedstawia kolumna (2). Ponadto w celu weryfikacji hipotezy o znacząco innym kształcie polityki fiskalnej w początku okresu transformacji przeprowadzono, dla porównania, estymację w oparciu o lata 1995-2007. Jej wyniki przedstawia kolumna (3) w Tab. 9.

Wyniki estymacji parametru autoregresji zmiennej objaśnianej wskazują na stosunkowo małą, choć w sposób statystycznie istotny różną od 0, trwałość dyskrecjonalnych zmian fiskalnych. Wskazują one również na brak wpływu poziomu długu publicznego na stan finansów publicznych, co może budzić niepokój dotyczący przyszłego poziomu długu i utrzymania stabilności finansów publicznych w długim okresie.

Wartość elastyczności  $\varepsilon$  mierzącej dyskrecjonalne reakcje polityki fiskalnej na wahania luki PKB zawiera się w przedstawianych estymacjach w przedziale 0,44 – 0,63. W modelach (1) i (3) wartości te są w sposób statystycznie istotny różne od 0 dla standardowych poziomów istotności, i charakteryzują się stosunkowo wysokimi wartościami statystyk  $t$ . Wskazuje to, że w badanym okresie w Polsce prowadzona była antycykliczna polityka fiskalna, polegająca na zwiększaniu deficytu w okresie dekonjunktury i jego zmniejszaniu w fazie ekspansji. Jej działanie wzmacniało działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury.

## **2.4 Efekty szoków fiskalnych i zmian instytucjonalnych**

Kolejnym etapem analizy jest testowanie hipotez, zgodnie z którymi istotne zmiany, które zaszły w sektorze finansów publicznych w badanym okresie, mogły w sposób znaczący wpłynąć na kształt fiskalnej funkcji reakcji. Wykorzystano do tego celu estymację parametrów równania postaci:

$$(63) \quad s_t = \alpha_0 + \varepsilon \tilde{y}_t + \alpha_1 s_{t-1} + D_t + \varepsilon_1 D_t \tilde{y}_t + \xi_t,$$

gdzie  $D$  oznacza odpowiednią zmienną sztuczną. Należy zwrócić uwagę, że występuje ona w równaniu w dwóch miejscach. Po pierwsze, jej działanie polega na modyfikacji stałej, co pozwala na testowanie hipotezy, że analizowana zmiana instytucjonalna wywarła wpływ na poziom salda finansów publicznych. Występuje ona również w interakcji z luką PKB, co umożliwia testowanie hipotezy, że w wyniku zmiany instytucjonalnej zmienił się sposób, w jaki władze fiskalne reagują na wahania koniunktury.

Analizie poddano trzy główne zmiany strukturalne, którym finanse publiczne podlegały w badanym okresie. Najważniejszą z nich było wprowadzenie nowej konstytucji w roku 1997, w której zawarto regułę fiskalną – górną granicę dla współczynnika zadłużenia w stosunku do PKB na poziomie 60%. Konstytucja została uzupełniona nową ustawą o finansach publicznych, wprowadzającą procedury ostrożnościowe mające na celu hamowanie wzrostu poziomu długu. Nakładają one coraz bardziej surowe ograniczenia deficytu publicznego wtedy, gdy dług publiczny osiąga progi 50, 55 i 60% PKB. Ponieważ taka zmiana mogła znacząco przekształcić instytucje fiskalne w Polsce, dokonano oszacowania parametrów FFR postaci (63), w której zmienna sztuczna  $D$  przyjmuje wartość 1 dla roku 1998 i następnych, zaś 0 dla lat wcześniejszych. Wyniki estymacji przedstawia kolumna (1), Tab. 10 w Aneksie. Wyniki wskazują na statystycznie istotne oddziaływanie badanej zmiennej w interakcji z luką PKB oraz nieistotne oddziaływanie na poziom salda finansów publicznych. Wyniki wskazują, że w okresie obowiązywania konstytucji z roku 1997 nastąpiła znacząca poprawa jakości prowadzonej polityki fiskalnej. Z procyklicznej zmieniła się ona w stosunkowo silnie antycykliczną. Dla uzyskania większej jasności wyników estymację tę przeprowadzono ponownie z taką różnicą, że całkowicie oddzielono zmienne reprezentujące wpływ cyklu koniunkturalnego na saldo finansów publicznych w okresach 1991-1997 i po roku 1997. Wyniki takiej estymacji zaprezentowano w kolumnie (4). Pokazują one, że o ile we wcześniejszym okresie polityka fiskalna była łącznie procykliczna (elastyczność istotna statystycznie i wynosząca  $-0,9$ ), to później jej sposób prowadzenia zmienił się na zdecydowanie antycykliczny, z elastycznością względem zmiennej mierzącej stan koniunktury wynoszącą  $0,7$ .

Poza wprowadzeniem nowej konstytucji oraz Ustawy o finansach publicznych, w badanym okresie nastąpiły dwa silne szoki fiskalne, z których każdy mógł zmienić strukturę finansów publicznych: reform z 1999 roku oraz wstąpienia Polski do UE w 2004 roku.

Pierwszego z wymienionych szoków polska polityka fiskalna doświadczyła w 1999 roku, kiedy to wprowadzono zestaw czterech reform sektora publicznego. Zmiany te były

kluczowym elementem programu rządzących partii i zakładały przebudowę ważnych funkcji państwa: edukacji, opieki zdrowotnej, administracji i ubezpieczeń społecznych. Zgodnie z dominującym w tym czasie uzasadnieniem, głównym celem reform nie była poprawa równowagi fiskalnej, ale raczej modernizacja sposobu świadczenia usług przez państwo, unowocześnienie ich i podniesienie ich efektywności. Wyjątkiem była reforma systemu emerytalnego; głównym bowiem jej założeniem było przejście od systemu pa-as-you-go do systemu w części funduszowego, celem zmniejszenia przyszłego nacisku fiskalnego związanego ze starzeniem się społeczeństwa. Według oszacowań Krajewskiego (2001), reforma ta wywarła też największy wpływ na saldo finansów publicznych, zwiększając wydatki na ubezpieczenia społeczne o około 2% PKB. Skutek reform szacowany jest w cytowanej pracy na 1,9% PKB w trakcie szczytu w 2002 roku, podczas gdy w długim okresie roczny koszt ustabilizował się na poziomie 1.5% PKB.

Kolejny szok fiskalny wynikał z przystąpienia Polski do Unii Europejskiej w 2004 roku. Korzystna z punktu widzenia przepływów netto na poziomie całej gospodarki, akcesja spowodowała poważny wzrost obciążeń budżetowych. Budżet państwa został zobowiązany do wpłacania składek do budżetu UE i współfinansowania projektów unijnych, otrzymując w zamian niewielkie dodatkowe wsparcie finansowe.

Celem oszacowania zmian wynikających z wpływu omawianych szoków dokonano oszacowania parametrów FFR postaci (63), w której zmienna sztuczna  $D$  przyjmuje wartości równe szacunkowym skutkom fiskalnym poszczególnych szoków (w relacji do PKB). Wyniki estymacji przedstawiają kolumny (2) i (3) w Tab. 10. Wyniki wskazują na brak statystycznie istotnego oddziaływania badanych zmian na kształtowanie się zarówno poziomu salda finansów publicznych, jak i sposobu, w jaki reagowało ono na zmiany luki PKB.

Z tego powodu w dalszej analizie uwzględniono jedynie zmianę strukturalną, która nastąpiła między latami 1997 i 1998, w okresie wprowadzania nowej konstytucji uchwalonej w 1997 roku.

## **2.5 Dekompozycja salda budżetowego**

Możliwe jest oszacowanie parametrów FFR oddzielnie dla dochodów oraz wydatków pierwotnych sektora finansów publicznych. Pozwala to na dekompozycję reakcji salda budżetowego na wahania koniunktury celem sprawdzenia, czy zaobserwowana antycykliczność polityki fiskalnej miała swoje źródło w zmianach po stronie dochodowej, czy po stronie wydatkowej. W tym celu najpierw oszacowano parametry FFR postaci:

$$(64) \quad h_t = \alpha_0 + \varepsilon_h \tilde{y}_t + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 g_t + \xi_t,$$

gdzie  $h$  oznacza poziom dochodów (jako logarytm relacji dochodów sektora finansów publicznych do PKB), zaś  $g$  poziom wydatków. Następnie dokonano estymacji parametrów równania (64), w którym łączny poziom dochodów zastąpiono po kolei trzema kategoriami dochodów: dochodami z podatków pośrednich, podatków bezpośrednich oraz składek na ubezpieczenia społeczne.

Wyniki estymacji przedstawia Tab. 11 w Aneksie. Wyniki dla łącznych dochodów (kolumna (1)) wskazują, że istniały znaczne różnice reakcji dochodów na wahania koniunktury w obydwu badanych podokresach. O ile w pierwszym dochody kształtowały się antycyklicznie (a więc w sposób wzmacniający wahania koniunktury), to w okresie po 1997 roku zachowanie dochodów było umiarkowanie procykliczne (elastyczność na poziomie 0,5). Tej zależności nie udało się jednak potwierdzić dla żadnego z trzech głównych składników dochodów – podatków bezpośrednich, pośrednich, ani też składek na ubezpieczenia społeczne.

Analogicznie, dla strony wydatkowej sektora finansów publicznych dokonano estymacji parametrów fiskalnej funkcji reakcji postaci:

$$(65) \quad g_t = \alpha_0 + \varepsilon_g \tilde{y}_t + \rho b_{t-1} + \alpha_1 g_{t-1} + \alpha_2 h_t + \xi_t.$$

Następnie dokonano estymacji powyższej funkcji na poziomie zdezagregowanym, oddzielnie dla głównych kategorii wydatków: spożycia zbiorowego, transferów społecznych w naturze oraz świadczeń społecznych. Wyniki estymacji przedstawia Tab. 12 w Aneksie. Wskazują one, że w ciągu dwóch analizowanych okresów nastąpiło przestawienie polityki fiskalnej w pożądanym kierunku. Kształtowanie łącznych wydatków zmieniło się od silnie procyklicznego do neutralnego, bądź też umiarkowanie antycyklicznego (wartość parametru ujemna, lecz w sposób nieistotny statystycznie różna od 0). Zależności tej nie udało się potwierdzić na poziomie zdezagregowanym, dla podstawowych składników wydatków sektora finansów publicznych.

Łącznie zaobserwowane zależności wskazują, że zaobserwowana w Polsce po 1997 antycykliczna polityka fiskalna była zarówno wynikiem umiarkowanie procyklicznego kształtowania się dochodów, jak i antycyklicznego kształtowania wydatków. Korzystna zmiana sposobu prowadzenia polityki fiskalnej z procyklicznej na antycykliczną, zaobserwowana po roku 1997, miała swoje źródło zarówno w zmianie po stronie dochodów, jak i po stronie wydatków.

### **3. Polityka antycykliczna a otoczenie instytucjonalne**

Badania podejmowane wcześniej przez autorów wskazują, że procykliczność bądź antycykliczność polityki fiskalnej w przekroju międzynarodowym jest determinowana przez szereg czynników o charakterze zarówno ekonomicznym, jak i polityczno-instytucjonalnym (por. Mackiewicz 2006a, 2007). Przegląd przyczyn istnienia takich zależności przedstawiony został w poprzedniej części opracowania. Przedmiotem niniejszej części jest ilościowa analiza determinant procykliczności w przekroju międzynarodowym. Umożliwia ona obliczenie teoretycznych wartości elastyczności polityki fiskalnej w Polsce i tym samym ocenę, w jakim stopniu zaobserwowane cykliczne właściwości polityki fiskalnej są zdeterminowane przez istniejące uwarunkowania instytucjonalne oraz ekonomiczne.

#### **3.1 Empiryczne determinanty cykliczności fiskalnej**

W badaniach prowadzonych w przekroju międzynarodowym niezbędnym warunkiem zbadania determinant cykliczności polityki fiskalnej, i tym samym weryfikacji teorii próbujących wyjaśnić przyczyny często obserwowanej procykliczności, jest znalezienie regresorów charakteryzujących poszczególne teorie.

Zgodnie z pierwszą z nich, główną przyczyną procyklicznej polityki fiskalnej są ograniczenia płynności. W dostępnej literaturze empirycznej ograniczenia płynności reprezentowane są przez kilka zmiennych. W roli tej stosowany jest poziom deficytu (Perry 2003; Woo 2005), długu publicznego (OECD 2003), otwartość gospodarki jako miara dostępu do rynków finansowych (Lane 2003; Woo 2005), ratingi kredytowe lub różne miary spreadu oprocentowania długu publicznego (Calderon i Schmidt-Hebbel 2003; Alesina i Tabellini 2005), a także bilans obrotów bieżących (Woo 2005). W niniejszej analizie zdecydowano się na zastosowanie poziomu długu jako zmiennej związanej z teorią ograniczeń płynności. Jeżeli opisany w niej mechanizm odgrywa istotną rolę, to kraje charakteryzujące się wysoką relacją długu publicznego do PKB nie mogą zwiększyć deficytu w czasie recesji i są tym samym zmuszone do prowadzenia procyklicznej polityki fiskalnej.

Inne opisane wcześniej teorie kładą nacisk na słabości instytucjonalne jako główną przyczynę procykliczności. W modelu Alesiny i Tabelliniego (2005) głównym czynnikiem odpowiedzialnym za procykliczną politykę fiskalną jest korupcja. Empirycznym

wskaźnikiem, który decyduje o stopniu procykliczności polityki fiskalnej może więc być wskaźnik korupcji pochodzący z pracy Kaufmanna, Kraay'a i Mastruzzi'ego (2004).

Teoria Woo (2005) wskazuje, że procykliczność bądź antycykliczność polityki fiskalnej uwarunkowana jest stopniem polaryzacji preferencji społecznych. Kandydatami na zmienne determinujące cykliczne zachowanie polityki fiskalnej są wskaźniki Giniego mierzące nierówności dochodów oraz nierówności edukacyjnych.

Tornell i Lane (1998; 1999) przedstawiają model wspólnego zasobu, w którym grupy interesu konkurują w dostępie do dochodów budżetowych. Ponieważ wynik prowadzonej gry uzależniony jest od warunków instytucjonalnych, zmienną determinującą charakter cykliczności mogą być tu wskaźniki jakości instytucjonalnej (Henisz 2000, Gwartney i Lawson 2005). Zgodnie z postawioną hipotezą, lepsze instytucje oznaczają skuteczniejsze ograniczanie konkurencji o wspólny zasób, przyczyniając się do zmniejszenia zjawiska procykliczności.

### 3.2 Wyniki porównań międzynarodowych

Mackiewicz (2008) przedstawia szczegółową analizę empiryczną oddziaływania wymienionych czynników na kształtowanie się elastyczności salda finansów publicznych względem odchylenia rzeczywistego PKB od jego poziomu potencjalnego. Badanie przeprowadzone w oparciu o szeroką próbę przekrojowo-czasową pozwala na dokonanie analizy według metodologii „od ogólnego do szczegółowego” i eliminację zmiennych, których wpływ na badane zjawisko okazuje się statystycznie nieistotny.

Głównym narzędziem analizy jest modyfikacja analizowanej wcześniej fiskalnej funkcji reakcji, polegająca na przestawieniu elastyczności  $\varepsilon$  jako funkcji zmiennych egzogenicznych.

Po uporządkowaniu wyrazów daje to FFR ogólnej postaci:

$$(66) \quad s_t = \alpha_0 + \varepsilon_0 \tilde{y}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_1^T \mathbf{x}_t \tilde{y}_t + \boldsymbol{\alpha}_1^T \mathbf{z}_t + \xi_t,$$

gdzie  $\mathbf{x}$  jest wektorem determinant cykliczności polityki fiskalnej, zaś  $\mathbf{z}$  reprezentuje wszystkie pozostałe (poza luką PKB) determinanty salda pierwotnego finansów publicznych. Wektor  $\boldsymbol{\varepsilon}_1$  jest wektorem parametrów mierzących wpływ poszczególnych determinant na elastyczność salda finansów publicznych względem wahań koniunktury. Estymacja parametrów równania (66) pozwala na obliczenie teoretycznej elastyczności,

$$(67) \quad \hat{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_0 + \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_1^T \mathbf{x}_t,$$

wyznaczającej poziom elastyczności zdeterminowany czynnikami strukturalnymi. Informuje on, jakiego poziomu cyklicznej elastyczności polityki fiskalnej w Polsce można oczekiwać na podstawie cech ekonomiczno-instytucjonalnych gospodarki polskiej.

Parametry równania (66) oszacowane zostały w oparciu o próbę przekrojowo-czasową 28 krajów OECD obejmującą lata 1980-2005. Dane, podobnie jak w przedstawionym wcześniej badaniu dla Polski, zaczerpnięte zostały z bazy danych AMECO prowadzonej przez Komisję Europejską. Metody estymacji omówiono szczegółowo w opracowaniach Mackiewicza (2007, 2008). Ponieważ równanie to ma charakter dynamiczny (wśród regresorów występują opóźnione wartości zmiennej zależnej), jego zgodna estymacja wymaga zastosowania jednej z dwóch metod: uogólnionej metody momentów lub metody najmniejszych kwadratów skorygowanej o oszacowaną wielkość obciążenia.

W Tab. 13 w Aneksie przedstawiono wyniki estymacji ostatecznej postaci modeli. Eliminacja zmiennych nieistotnych statystycznie doprowadziła do postaci modelu, w której kształtowanie się cyklicznej elastyczności salda budżetowego jest uzależnione od dwóch zmiennych. Kluczowymi determinantami elastyczności okazały się poziom długu publicznego oraz indeks jakości instytucji prawnych, stanowiący jeden ze składników Indeksu Wolności Ekonomicznej (*Economic Freedom of the World index*, Gwartney i Lawson 2005).

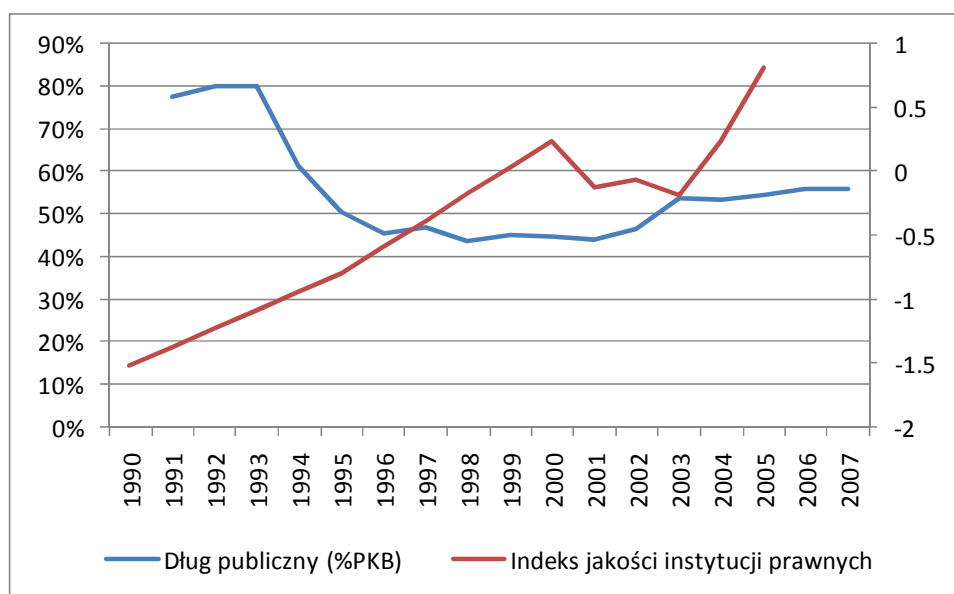
Wyniki estymacji pokazują, że w kraju nie posiadającym długu publicznego i cechującym się średnim w badanej próbie poziomem jakości instytucji prawnych cykliczna elastyczność polityki fiskalnej wynosiła (w zależności od przyjętej próby i metody estymacji) od 1,2 do 1,4, a więc kraj taki prowadził stosunkowo silną politykę antycykliczną. Zwiększenie poziomu długu publicznego o 10% PKB wywołałoby zmniejszenie antycykliczności (przesunięcie w stronę procyklicznej, destabilizującej polityki), zmniejszając elastyczność o 0,05-0,08. Pogorszenie jakości instytucji o 1 odchylenie standardowe z całej badanej próby skutkowałoby, podobnie jak w przypadku wzrostu długu publicznego, spadkiem cyklicznej elastyczności salda budżetowego o 0,3-0,4.

### **3.3 Polityka stabilizacyjna w Polsce a ograniczenia płynności oraz uwarunkowania instytucjonalne**

Kształtowanie się obydwu zmiennych kluczowych dla cykliczności polityki fiskalnej w Polsce przedstawia Rys. 2. W badanym okresie relacja długu publicznego do PKB wykazywała tendencję w przeważającym stopniu spadkową, wzrastając nieznacznie jedynie pod koniec okresu. Równocześnie następowała stopniowa poprawa jakości instytucji

prawnych, o czym świadczy wzrost indeksu z poziomu zbliżonego do średniej w próbie w roku 1991, zbliżając się do poziomu bliskiemu 1 odchyleniu standardowemu powyżej średniej z całej próby międzynarodowej. W końcu badanego okresu odnotowano jednak nieznaczny spadek wartości indeksu. Obie tendencje wskazują, że polityka fiskalna w Polsce powinna w badanym okresie kształtować się w sposób coraz bardziej antycykliczny.

Rys. 2. Kształtowanie się najważniejszych determinant cykliczności polityki fiskalnej w Polsce

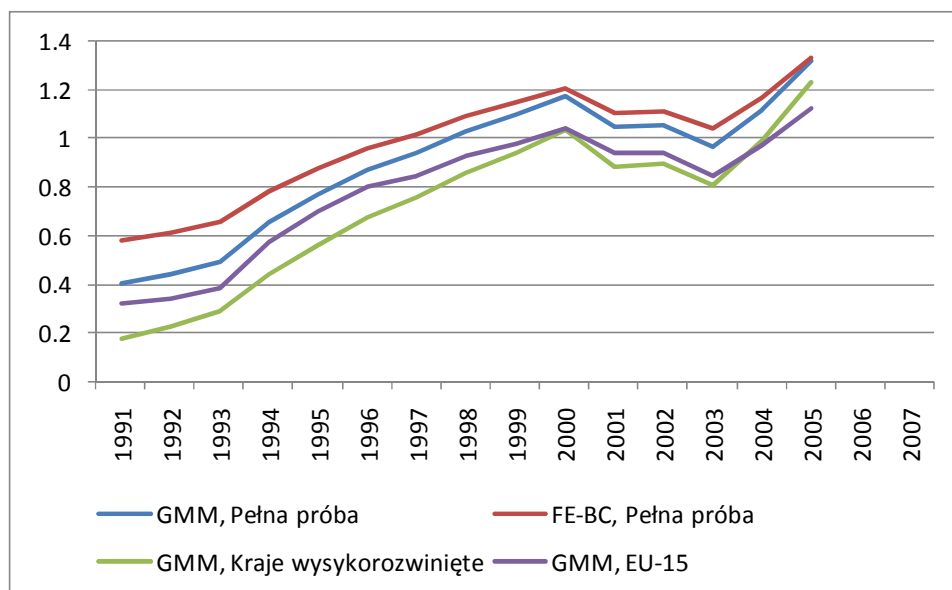


Źródło: dane Komisji Europejskiej

Kształtowanie się teoretycznych elastyczności polityki fiskalnej względem luki PKB, obliczonych dla poszczególnych modeli, przedstawiono na Rys. 3. Niezależnie od wybranej metody i podpróby, na której oparto estymację, w Polsce w badanym okresie odnotowano przejście od polityki fiskalnej bliskiej neutralnej na początku próby do stosunkowo silnie antycyklicznej polityki pod koniec lat dziewięćdziesiątych. Ta pozytywna tendencja uległa pewnemu zahamowaniu około roku 2000, gdy nastąpił ponowny nieznaczny spadek elastyczności. Jego wartość utrzymała się jednak około 1, co wskazuje, że nadal polityka fiskalna w Polsce, zdeterminowana przez zasób długu publicznego i istniejącą jakość instytucji, powinna być daleka od procyklicznej i zapewniać znaczny stopień stabilizacji zagregowanego popytu.



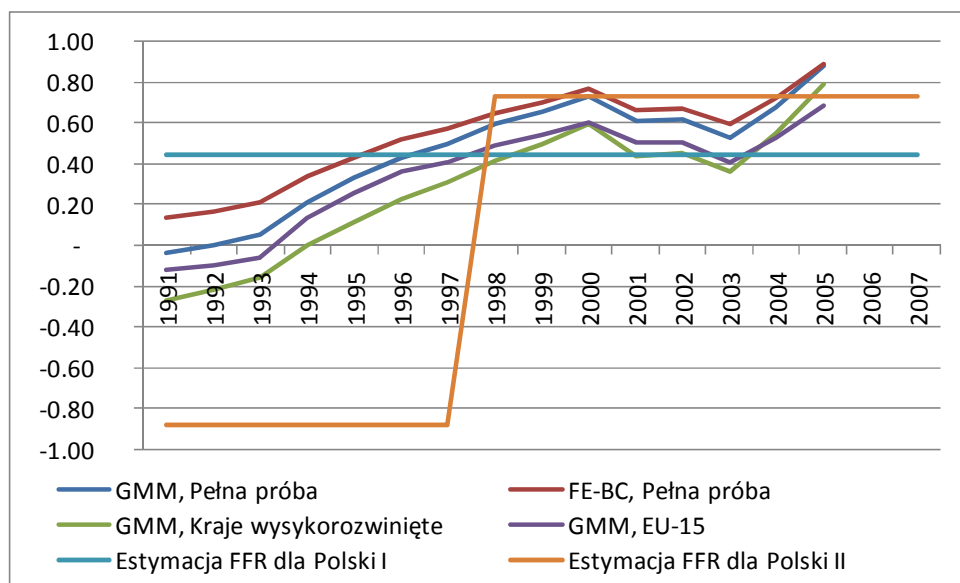
Rys. 3. Kształtowanie się teoretycznych wartości cyklicznej elastyczności salda budżetowego



Źródło: obliczenia własne

Bezpośrednie porównanie otrzymanych wyników z parametrami fiskalnej funkcji reakcji dla Polski wymaga dodatkowej korekty. Ponieważ dane o saldzie finansów publicznych skorygowanym o wahania cykliczne nie są dostępne dla szerokich grup krajów, parametry modelu (66) oszacowane zostały przy wykorzystaniu w charakterze zmiennej objaśnianej łącznego pierwotnego salda finansów publicznych, obejmującego zarówno komponent strukturalny, jak i cykliczny. W celu umożliwienia porównywalności między obydwoma badaniami konieczne jest skorygowanie elastyczności teoretycznych, których kształtowanie przedstawione jest na Rys. 3, o elastyczność wynikającą z działania automatycznych stabilizatorów koniunktury. Jej średni poziom, obliczony w oparciu o rozważania przedstawione w pierwszej części opracowania, wynosi dla Polski 0,44. Po uwzględnieniu tej korekty możliwe jest porównanie wartości teoretycznych (warunkowych wartości oczekiwanych) elastyczności, wynikających z porównania międzynarodowego, z elastycznościami oszacowanymi empirycznie dla Polski. Porównanie takie przedstawiono na Rys. 4.

Rys. 4. Kształtowanie się teoretycznych wartości cyklicznej elastyczności salda budżetowego – porównanie wyników badań



Źródło: obliczenia własne

Rys. 4 pokazuje, że elastyczności uzyskane na podstawie obydwu badań kształtują się na zbliżonym poziomie. Jedynym wyjątkiem jest silna procykliczność polityki fiskalnej w Polsce do 1997 roku, która nie znajduje potwierdzenia w wartościach teoretycznych zdeterminowanych poziomem długu publicznego oraz jakością instytucji prawnych. Wskazuje to, że procykliczności tej nie można uznać za zdeterminowaną czynnikami strukturalnymi – prawdopodobnie zjawisko to wynikało z innych czynników specyficznych dla Polski i nie uwzględnionych w badaniu międzynarodowym.

Warto jednak zwrócić uwagę na zbieżność, w przypadku obu metod, przesunięcia od polityki neutralnej lub procyklicznej w stronę polityki antycyklicznej, które nastąpiło w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych. Badanie oparte na porównaniu międzynarodowym zdaje się potwierdzać hipotezę, że poprawa jakości polityki fiskalnej, która wtedy nastąpiła, związana była z podniesieniem jakości instytucjonalnej w zakresie regulacji prawnych. Poprawa ta mogła być związana z wprowadzeniem nowej konstytucji wraz z nową ustawą o finansach publicznych. Wątpliwości może tu budzić fakt, że wzrost elastyczności zdeterminowany wzrostem indeksu jakości instytucji ma charakter płynny, podczas gdy wprowadzenie konstytucji powinno wywołać efekt skokowy. Jest to jednak artefakt statystyczny i wynika on raczej ze sposobu przygotowania danych dotyczących indeksu instytucji. Ponieważ badanie, w oparciu o które przygotowywany jest indeks, prowadzone było w tym okresie co 5 lat, wartości dla lat pośrednich obliczane są jako interpolacja wartości z lat, dla których dane są

dostępne. Dlatego metody oparte na indeksie traktują zmiany, które zaszły pomiędzy badaniami, jako proces ciągły, podczas gdy w rzeczywistości mogły mieć one charakter skokowy.

#### **4. Podsumowanie i wnioski**

Celem opracowania jest analiza efektywności polityki fiskalnej w łagodzeniu wahań koniunkturalnych po wstąpieniu Polski do strefy euro. Ponieważ w strefie euro polityka pieniężna prowadzona jest w odniesieniu do całej Unii, na poziomie poszczególnych krajów polityka antycykliczna spoczywać będzie wyłącznie na polityce fiskalnej.

W pierwszej części opracowania, w opracowaniu o dane kwartalne z lat 1995-2007, oszacowana została efektywność salda budżetowego oraz poszczególnych kategorii budżetowych jako automatycznych stabilizatorów koniunktury. Na podstawie przedstawionych oszacowań otrzymuje się, że łącznie automatyczne stabilizatory koniunktury w Polsce wygładzają wahania PKB o ok. 14%. Otrzymane wyniki są zatem zbliżone lub wyższe do szacunków otrzymanych dla krajów strefy euro na podstawie makromodelu NiGEM, a niższe od średniej dla krajów strefy euro otrzymanej na podstawie makromodelu INTERLINK.

Automatyczne stabilizatory koniunktury nabiorą szczególnego znaczenia po wstąpieniu Polski do strefy euro, ponieważ zgodnie z Paktem Stabilności i Wzrostu antycykliczna polityka fiskalna w ramach strefy euro powinna ograniczać się do automatycznych stabilizatorów koniunktury. Ponadto w strefie euro polityka pieniężna nie będzie mogła służyć do niwelowania asymetrycznych szoków gospodarczych. Zarazem jednak polityka oparta wyłącznie na automatycznych stabilizatorach koniunktury może być niewystarczającym narzędziem stabilizacji koniunktury. 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 zmniejszenie wahań PKB najsilniej wpłynęłoby zwiększenie stawek w podatku CIT, co wynika z silnej reakcji tej kategorii budżetowych na zmiany aktywności gospodarczej. Z drugiej strony zwiększanie podatku dochodowego od osób prawnych może mieć negatywny wpływ na atrakcyjność inwestowania w Polsce.

Spśród pozostałych dochodów publicznych podatki pośrednie silniej działają jako automatyczne stabilizatory koniunktury niż podatki i paropodatki oddziałujące na dochód do

dyspozycji (PIT i składki na ubezpieczenie społeczne). Dlatego z punktu widzenia zwiększenia skuteczności antycyklicznej polityki fiskalnej po wstąpieniu Polski do strefy euro rekomendować należy przesunięcie obciążeń podatkowych od podatków bezpośrednich nakładanych na dochody do dyspozycji w stronę podatków pośrednich. Ponadto z punktu widzenia skuteczności antycyklicznej polityki fiskalnej niewskazana jest reforma podatku PIT mająca na celu zmniejszenie progresji tego podatku. Jednak, mimo że często wskazuje się progresję podatkową jako główny mechanizm automatycznej stabilizacji koniunktury, to efekt zmniejszenia progresji w PIT na skuteczność automatycznych stabilizatorów jest niewielki – wprowadzenie podatku liniowego zmniejszyłoby skuteczność PIT jako automatycznego stabilizatora koniunktury jedynie o ok. 10%.

Empiryczne badanie fiskalnej funkcji reakcji (FFR) dla Polski pokazuje, że działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury nie było jedynym źródłem polityki ukierunkowanej na stabilizację wahań koniunktury w badanym okresie. Było ono wzmacniane poprzez prowadzenie przez władze fiskalne antycyklicznej polityki o charakterze dyskrejonaldnym. Oszacowania wskazują, że średnia wielkość reakcji strukturalnego salda budżetowego (tj. salda pozbawionego wpływu działania automatycznych stabilizatorów koniunktury) wywołanych dyskrejonaldnymi decyzjami władz fiskalnych była zbliżona do reakcji o charakterze automatycznym. Antycykliczne kształtowanie deficytu budżetowego było wynikiem połączenia procyklicznej polityki w odniesieniu do dochodów połączonej z antycykliczną polityką w zakresie wydatków sektora finansów publicznych.

Analiza pokazuje, że charakter dyskrejonaldnych reakcji salda budżetowego na wahania koniunktury nie był jednolity w całym badanym przedziale czasu. W początkowym okresie po transformacji polityka fiskalna była prowadzona w sposób silnie procykliczny (a więc wzmacniający wahania łącznego popytu), niwelując korzystne działanie automatycznych stabilizatorów koniunktury. Poprawa jakości prowadzonej polityki nastąpiła w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych, od kiedy można zaobserwować przejście z polityki silnie procyklicznej do działań o charakterze umiarkowanie antycyklicznym, a więc wpływających na stabilizację wahań łącznego popytu. Badania empiryczne wskazują, że przyczyną tej zmiany mogło być wzmocnienie instytucji fiskalnych związane poprzez wprowadzenie nowej konstytucji. Wynik ten jest zgodny z wynikami porównań międzynarodowych, które wskazują, że w Polsce nastąpiły korzystne zmiany w zakresie determinant cykliczności polityki fiskalnej. Z jednej strony wprowadzenie konstytucji zaowocowało wzrostem wartości wskaźnika jakości regulacji prawnych, co mogło spowodować zmniejszenie presji na wysoki

deficyt w fazie ekspansji. Z drugiej spadek relacji długu publicznego do PKB, trwający aż do roku 2001 stworzył większe pole do prowadzenia bardziej ekspansywnej polityki fiskalnej w okresie recesji.

W końcowym okresie badanej próby te korzystne tendencje uległy jednak zatrzymaniu. Zatrzymanie procesu poprawy instytucji oraz ponowny wzrost poziomu długu publicznego spowodował ustabilizowanie się teoretycznego poziomu elastyczności. Oznacza to, że wystąpiło zagrożenie ponownym przesunięciem w stronę polityki destabilizującej, polegającej na utrzymywaniu wysokiego deficytu w fazie ekspansji i konieczności redukcji go w okresie recesji. Utrzymanie i wzmacnianie zdolności polityki fiskalnej do łagodzenia asymetrycznych szoków występujących w gospodarce polskiej po wstąpieniu do strefy euro wymaga więc działań dwojakiego rodzaju.

Po pierwsze, konieczne jest podejmowanie reform nakierowanych na wzmocnienie instytucji prawnych, ponieważ, jak wskazują porównania międzynarodowe, silne otoczenie instytucjonalne polityki fiskalnej sprzyja prowadzeniu antycyklicznej polityki fiskalnej. Silne instytucje są niezbędne w szczególności do właściwego prowadzenia polityki fiskalnej w fazie boomu, gdy pojawia się pokusa wykorzystania podwyższonych dochodów do zwiększenia wydatków. Podnoszenie wydatków w fazie boomu pociąga bowiem za sobą konieczność późniejszej konsolidacji, która nastąpi w następującej po boomie recesji. Takie działanie ma charakter polityki procyklicznej i prowadzi do destabilizacji łącznego popytu. Silne instytucje fiskalne są jednym ze sposobów na uniknięcie tego niekorzystnego zjawiska. Wśród wartych rozważenia zmian w tym zakresie można wymienić:

- wzmocnienie pozycji ministra finansów w stanowieniu budżetu poprzez nadanie mu uprawnień do wiążącego ustalania deficytu oraz poziomu wydatków zarówno łącznie, jak i w ramach poszczególnych części,
- alternatywnie, nadanie powyższych uprawnień premierowi, który cechuje się silniejszą niż minister finansów pozycją w stosunku do pozostałych ministrów i może w związku z tym łatwiej forsować niepopularne cięcia wydatków,<sup>18</sup>

---

<sup>18</sup> Por. dyskusja na ten temat w Krajewski, Mackiewicz (2005).

- wprowadzenie (w formie zapisu konstytucyjnego) zasady, że Sejm nie może zwiększać wydatków ponad poziom zapisany w projekcie ustawy budżetowej przedłożonym przez rząd,<sup>19</sup>
- wprowadzenie do konstytucji, obok reguły długu, reguły zrównoważonego wzrostu wydatków publicznych.<sup>20</sup>

Przestawiona analiza wskazuje, że zdolność do prowadzenia antycyklicznej polityki fiskalnej maleje również wraz ze wzrostem relacji długu publicznego do PKB. Dzieje się tak, ponieważ wysoki poziom długu zniechęca inwestorów do pożyczania rządów krajów znajdujących się w recesji, co uniemożliwia pobudzanie gospodarki poprzez zwiększenie deficytu. Dlatego druga grupa działań nakierowana powinna być na redukcję długu publicznego. Pewne działania w tym kierunku zostały już podjęte (czego znakiem może być m. in. zdjęcie z Polski przez Komisję Europejską w 2008 roku Procedury Nadmiernego Deficytu), jednak należy pamiętać, że proces redukcji relacji długu publicznego do PKB ma charakter długotrwały i wymaga trwałego utrzymywania deficytu na niskim poziomie.

Opisane działania mogą przyczynić się do skuteczniejszego prowadzenia antycyklicznej polityki fiskalnej. Jest to szczególnie istotne w kontekście planowanego wejścia Polski do strefy euro. Wprowadzenie wspólnej waluty uniemożliwi bowiem stosowanie polityki pieniężnej do stabilizowania wahań koniunktury i uczyni politykę fiskalną jedynym narzędziem łagodzenia tych wahań koniunktury, które dotyczyć będą wyłącznie gospodarki polskiej.

---

<sup>19</sup> Obecne ograniczenie dotyczy jedynie poziomu deficytu. Prowadzi to do częstych sytuacji, gdy poprawki wprowadzane podczas prac Sejmu sztucznie zwiększają oczekiwany poziom dochodów, uzyskując w ten sposób faktyczną możliwość zwiększania deficytu.

<sup>20</sup> Por. Józefiak, Krajewski, Mackiewicz (2005) oraz Mackiewicz (2006b).

## Aneks – wyniki estymacji

Tab. 9. Wyniki estymacji parametrów fiskalnej funkcji reakcji – model podstawowy

	(1)	(2)	(3)
Zmienna zależna	Saldo pierwotne	Saldo pierwotne	Saldo pierwotne
Okres próby	1992-2007	1992-2007	1995-2007
Luka PKB	0.521** [2.622]	0.439 [1.731]	0.626*** [4.937]
Opóźniona zm. obj.	0.127** [2.606]	0.0977** [2.764]	0.0877*** [3.540]
Dług publiczny	0.0279 [1.251]		
Zmienna sztuczna dla roku 1994	0.233*** [31.01]	0.236*** [26.40]	
Stała	-0.0729*** [-4.577]	-0.0939*** [-21.47]	-0.0966*** [-52.70]
L. obserwacji	16	16	13
R <sup>2</sup>	0.9	0.896	0.664
R <sup>2</sup> skorygowane	0.864	0.87	0.597
St. swobody	11	12	10

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Komisji Europejskiej

Liczby w nawiasach kwadratowych oznaczają statystyki t;

\*, \*\*, \*\*\* - oznacza parametr statystycznie istotnie różny od 0 na poziomie istotności odpowiednio 10%, 5% oraz 1%;



Tab. 10. Wyniki estymacji parametrów fiskalnej funkcji reakcji – model rozszerzony o zmienne sztuczne

	(1)	(2)	(3)	(4)
Zmienna zależna	Saldo pierwotne	Saldo pierwotne	Saldo pierwotne	Saldo pierwotne
Zmienna sztuczna:	Konstytucja z 1997 roku	Reformy z 1999 roku	Wstąpienie do UE	Konstytucja z 1997 roku
Luka PKB	-0.924 [-1.666]	-0.151 [-0.287]	0.377 [0.991]	
Luka PKB x zm. sztuczna	1.647** [2.866]	59.05 [1.552]	10.21 [0.325]	
Luka PKB do 1997				-0.878** [-2.396]
Luka PKB od 1998				0.728*** [7.693]
Opóźniona zm. obj.	0.0616 [1.113]	0.0692 [1.181]	0.103** [2.521]	0.0579 [1.076]
Zmienna sztuczna dla roku 1994	0.205*** [20.10]	0.219*** [14.84]	0.236*** [18.54]	0.204*** [22.46]
Zm. sztuczna	0.00378 [0.397]	0.0681 [0.162]	0.651 [1.249]	
Stała	-0.102*** [-18.90]	-0.0952*** [-18.99]	-0.0957*** [-21.74]	-0.0999*** [-20.95]
L. obserwacji	16	16	16	16
R <sup>2</sup>	0.929	0.928	0.91	0.901
R <sup>2</sup> skorygowane	0.894	0.902	0.864	0.852
St. swobody	10	11	10	10

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Komisji Europejskiej

Tab. 11. Wyniki estymacji parametrów funkcji reakcji dochodów

	(1)	(2)	(3)	(4)
Zmienna zależna	Dochody	Dochody z podatków bezpośrednich	Dochody z podatków pośrednich	Dochody ze składek
Luka PKB do 1997	-2.813* [-2.055]	-1.165 [-0.695]	-2.235 [-1.724]	2.414** [2.235]
Luka PKB od 1998	0.471* [2.125]	-0.739 [-0.328]	0.807 [0.802]	0.624 [1.184]
Opóźniona zm. obj.	0.254*** [3.354]	0.900*** [8.298]	0.192 [0.561]	0.471*** [3.229]
Wydatki pierwotne	1.013*** [15.52]			
Zmienna sztuczna dla roku 1994	0.185*** [5.310]			
Stała	0.218*** [4.002]	-0.259 [-0.997]	-1.619** [-2.359]	-1.101*** [-3.672]
L. obserwacji	16	16	16	16
R <sup>2</sup>	0.846	0.836	0.255	0.222
R <sup>2</sup> skorygowane	0.79	0.81	0.14	0.103
St. swobody	11	13	13	13

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Komisji Europejskiej

Tab. 12. Wyniki estymacji parametrów funkcji reakcji wydatków

	(1)	(2)	(3)	(4)
Zmienna zależna	Wydatki pierwotne	Wydatki – spożycie zbiorowe	Wydatki - transfery socjalne	Wydatki - świadczenia społeczne
Luka PKB do 1997	2.273** [2.308]	4.185 [1.708]	3.351 [1.716]	1.131** [2.426]
Luka PKB od 1998	-0.434 [-1.679]	-0.232 [-1.282]	0.556** [2.489]	0.0554 [0.153]
Opóźniona zm. obj.	-0.0557 [-0.425]	0.573** [2.885]	0.118 [0.352]	0.924*** [5.072]
Dochody	0.687*** [7.492]			
Zmienna sztuczna dla roku 1994	-0.163*** [-6.452]			
Stała	-0.312*** [-4.134]	-1.096* [-2.131]	-2.019** [-2.643]	-0.138 [-0.423]
L. obserwacji	16	16	16	16
R <sup>2</sup>	0.738	0.384	0.27	0.445
R <sup>2</sup> skorygowane	0.642	0.289	0.158	0.359
St. swobody	11	13	13	13

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Komisji Europejskiej

Tab. 13. Wyniki estymacji w oparciu o próbę międzynarodową

Metoda	[1]	[2]	[3]	[4]
Okres	GMM <sup>+</sup>	FE-BC <sup>++</sup>	GMM <sup>+</sup>	GMM <sup>+</sup>
	1980-2005	1980-2005	1980-2005	1980-2005
Próba	Pełna	Pełna	Kraje wysokorozwinięte	EU-15
Zm. zależna, t-1	0.713 <sup>***</sup> [9.91]	0.823 <sup>***</sup> [14.8]	0.807 <sup>***</sup> [9.89]	0.651 <sup>***</sup> [7.21]
Zm. zależna, t-2	0.0424 [0.55]		-0.00874 [-0.080]	-0.00594 [-0.077]
Luka PKB	1.354 <sup>***</sup> [8.09]	1.345 <sup>***</sup> [3.91]	1.154 <sup>***</sup> [7.86]	1.331 <sup>***</sup> [11.0]
Luka PKB, t-1	-0.748 <sup>***</sup> [-4.28]	-1.014 <sup>***</sup> [-5.73]	-0.776 <sup>***</sup> [-3.77]	-0.459 <sup>***</sup> [-2.88]
Dług publiczny, t-1	0.0665 [1.48]	-0.00152 [-0.044]	0.0570 <sup>*</sup> [1.73]	0.137 <sup>***</sup> [3.53]
Inflacja, t-1)	0.141 [1.33]	0.21 [1.19]	0.0746 [0.61]	0.035 [0.32]
Otwartość gospodarki	0.0515 [0.97]	-0.0247 [-0.34]	0.048 [0.95]	0.0828 [1.22]
Indeks jakości prawa	0.0429 <sup>***</sup> [2.77]	0.0284 <sup>*</sup> [1.85]	0.0446 <sup>***</sup> [3.15]	0.0123 [0.89]
Wskaźnik korupcji	0.0409 <sup>*</sup> [1.92]	0.0371 [1.61]	0.0376 <sup>*</sup> [1.71]	0.0157 [1.53]
Wskaźnik korupcji, t-1	-0.0452 <sup>**</sup> [-2.24]	-0.0450 <sup>**</sup> [-2.01]	-0.0438 <sup>**</sup> [-2.37]	-0.0177 <sup>**</sup> [-1.99]
Wsk. ograniczeń instytucjonalnych	0.016 [1.39]	0.0222 [1.07]	-0.00647 [-1.34]	0.0177 <sup>*</sup> [1.96]
Wsk. ograniczeń instytucjonalnych, t-2	0.00771 [0.66]	0.0207 [0.97]	-0.00863 [-0.19]	0.0109 <sup>*</sup> [1.72]
Wsk. liczby lat demokracji	0.0384 [1.02]	0.0302 [0.69]	0.141 [1.36]	-0.0179 [-0.87]
Indeks poziomu rozwoju	-0.0256 [-0.63]	-0.0728 <sup>**</sup> [-2.39]	-0.0154 [-0.47]	0.0317 [0.85]
<b>Indeks jakości prawa x luka PKB</b>	<b>0.357<sup>***</sup></b> [2.80]	<b>0.294</b> [1.21]	<b>0.431<sup>***</sup></b> [2.77]	<b>0.284<sup>**</sup></b> [1.99]
<b>Dług publiczny, t-1 x luka PKB</b>	<b>-0.593<sup>**</sup></b> [-2.50]	<b>-0.468</b> [-0.94]	<b>-0.504<sup>***</sup></b> [-2.92]	<b>-0.802<sup>***</sup></b> [-4.72]
Stała	-0.00374 <sup>**</sup> [-2.36]		-0.00539 <sup>***</sup> [-2.77]	-0.00266 [-1.58]
Liczba obserwacji	295	331	224	222
Liczba krajów	26	29	14	15
Średnia liczba lat	11.35	11.41	16	14.8
Statystyka J	249	X	205.5	206.6
Wartość p testu Sargana	0.928	X	1.000	1.000
Statystyka m <sub>1</sub>	-3.522	X	-2.765	-3.117
Statystyka m <sub>2</sub>	1.478	X	0.743	1.897
Statystyka m <sub>3</sub>	-0.949	X	-0.91	-0.145

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Komisji Europejskiej

<sup>+</sup> - uogólniona metoda momentów

<sup>++</sup> - metoda najmniejszych kwadratów ze zmiennymi sztucznymi i korektą o wielkość obciążenia

## Bibliografia

- Alesina A., Tabellini G. (2005), *Why is fiscal policy often procyclical?*, maszynopis powielany
- Banca d'Italia (1999), *Indicators of Structural Budget Balances*, proceedings of Research Department Public Finance Workshop
- Barrell Pina (2002), *How important are automatic stabilizers in Europe?*, maszynopis powielany
- Barro R. (1974), *Are Government Bonds Net Wealth?*, Journal of Political Economy, November-December
- 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
- Bouthvillain C., A. Quinet (1999), *The relevance of cyclically-adjusted public balance indicators - the French case*, w “Indicators of structural budget balances”, Banca D'Italia
- 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
- Brunila A., M. Buti, J. in 't Veld (2002), *Fiscal policy in Europe: how effective are automatic stabilisers?*, European Economy, Economic Papers No 177
- Buiter W. H. (1990), *Principles of Budgetary and Financial Policy*, The MIT Press, Cambridge
- Buti M., G. Giudice (2002), *EMU's Fiscal Rules: What Can and Cannot Be Exported*, European Commission Working Paper, 30 April
- Calderón, C., Duncan, R., Schmidt-Hebbel, K. (2003), *The Role of Credibility in the Cyclical Properties of Macroeconomic Policies in Emerging Economies*, “Working Paper”, Nr 237, Central Bank of Chile, Santiago

- Calderón, C., Duncan, R., Schmidt-Hebbel, K. (2004), *Institutions and Cyclical Properties of Macroeconomic Policies*, “Working Paper”, No. 285, Central Bank of Chile, Santiago
- Calderón, C., Schmidt-Hebbel, K. (2003), *Macroeconomic policies and performance in Latin America*, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 22, s. 895–923
- Catao, L. A., Sutton, B.W. (2002), *Sovereign Defaults: The Role of Volatility*, “Working Paper”, No. 02/149, IMF, Washington D.C.
- Chalk N. (2002), *Structural Balances and All That: Which Indicators to Use in Assessing Fiscal Policy*, IMF, Working Paper, WP/02/101,
- Chalk, N., Hemming, R. (2000), *Assessing fiscal sustainability in theory and practice*, “Working Paper”, No. 00/81, IMF, Washington D.C.
- 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
- Czyżewski A., N. Łapińska-Sobczak (2001), *Zatrudnienie i bezrobocie a płace i koszty pracy w wybranych krajach Unii Europejskiej*, *Ekonomista*, nr 4
- de Cos P. H. (1999), *Some considerations regarding the calculation of cyclically adjusted balances*, w “Indicators of structural budget balances”, Banca D’Italia
- European Commission (2000), *European Economy. Public finances in EMU – 2000*, Office for Official Publications of the EC
- European Commission (2001), *European Economy. Public finances in EMU – 2001*, Office for Official Publications of the EC
- 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)
- 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
- European Commission (2007), *Public Finances in EMU 2007*, *European Economy*, Nr 3

- European Commission (2008), *EMU@10 Successes and challenges after 10 years of Economic and Monetary Union*, European Economy 2/2008
- European Commission (2008), *AMECO. Annual Macro-Economic Database*, [http://ec.europa.eu/economy\\_finance/indicators/annual\\_macro\\_economic\\_database/ameco\\_en.htm](http://ec.europa.eu/economy_finance/indicators/annual_macro_economic_database/ameco_en.htm)
- Florczak W. (2004), *Stochastyczne równania modelu W8D-2002*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Franco D. (1999), *Structural Budget Balances in the Stability and Growth Pact Framework*, w "Indicators of structural budget balances", Banca D'Italia
- Gavin, M., Hausmann, R., Perotti, R., Talvi E. (1996), *Managing Fiscal Policy in Latin America and the Caribbean: Volatility, Procyclicality, and Limited Creditworthiness*, "Working Paper", No. 326, Inter-American Development Bank, Washington
- Gavin, M., Perotti, R. (1997), *Fiscal Policy in Latin America*, w: B. Bernanke, J. Rotemberg (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge
- Giorno C., P. Richardson, D. Roseveare, P. van den Noord (1995), *Potential Output, Output Gap and Structural Budget Balances*, OECD Economic Studies No. 24
- Girouard N., André C., (2005), *Measuring Cyclically-Adjusted Budget Balances for OECD Countries*, OECD Economics Department Working Papers, Nr 434
- Gradzewicz M., Kolasa M. (2004), *Szacowanie luki popytowej dla gospodarki polskiej przy wykorzystaniu metody VECM*, Bank i Kredyt, luty
- Henisz, W. (2000), *The institutional environment for economic growth*, "Economics and Politics", No. 12, s. 1-31
- Józefiak, C., Krajewski, P., Mackiewicz M. (2005), *Deficyt budżetowy. Przyczyny i metody ograniczenia*, PWE, Warszawa 2006
- Kaminski, G., Reinhart, C., Vegh, C. (2004), *When it Rains it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies*, "Working Paper", nr 10780, NBER, Cambridge.
- 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.

- Krajewski P. (2005a), *Wrażliwość podatku dochodowego od osób prawnych na wahania koniunktury*, w „Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i rynek pracy w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne” pod redakcją S. Krajewskiego i L. Kucharskiego, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Krajewski P. (2005b), *Wrażliwość dochodów budżetowych z podatków pośrednich na wahania koniunktury*, *Wiadomości Statystyczne*, nr 3
- Krajewski P. (2005c), *Wpływ koniunktury na kształtowanie się dochodów budżetowych z podatków od dochodów osobistych*, *Ekonomista*, nr 1
- Krajewski P., Mackiewicz M. (2005), *Czy premier powinien być ministrem finansów?*, *Gazeta Wyborcza*, 20 października
- Lane, P. (2003), *The Cyclical Behavior of Fiscal Policy: Evidence from the OECD*, “*Journal of Public Economics*”, No. 87, s. 2661-2675
- Mackiewicz M, Malinowska–Misiąg E, Misiąg W, Niedzielski A, Tomalak M (2003) *Finansowe skutki przystąpienia Polski do Unii Europejskiej*, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Warszawa
- Mackiewicz M. (2006a) *Reakcje polityki fiskalnej na wahania koniunkturalne – przyczyny zróżnicowania*, *Bank i Kredyt* 10/2006
- Mackiewicz M. (2006b) *Problem wyboru reguł polityki fiskalnej w warunkach gospodarki polskiej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2006
- Mackiewicz M. (2007) *Making the Stability Pact More Flexible: Does It Lead to Pro-Cyclical Fiscal Policies?* *Fiscal Studies*, Vol. 28(2), June
- Mackiewicz M. (2008) *Determinants of Cyclicity of Fiscal Surpluses in The OECD Countries*, Institute of Economics Working Papers, Uniwersytet Łódzki
- Mills, P., Quinet, A. (2001), *The Case for Spending Rules*, w: Banca d'Italia (2001), *Fiscal Rules*, materiały z konferencji w Perugii w lutym 2001, Rzym
- 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



- 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
- Musgrave R. A., P. B. Musgrave (1989), *Public Finance in Theory and Practice*, McGraw Hill International Editions, New York
- OECD (2003), *Fiscal Stance over the Cycle: the Role of Debt, Institutions, and Budget Constraints*, Economic Outlook 74
- OECD (2008), *OECD Economic Outlook*, Nr 83
- Owsiak S. (2002), *Finanse Publiczne. Teoria i praktyka*, PWN, Warszawa
- Perotti (2002), *Estimating The Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*, ECB working papers, No 168
- 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.
- Roger W., J. in't Veld (1997), *QUEST II: A Multi Country Business Cycle and Growth Model*, European Commission Economic Papers, No 123
- Skrzypczyński P. (2006), *Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro*, Materiały i Studia, nr 210
- Stiglitz J. (1988), *Economics of the Public Sector*, W. W. Norton & Co., New York, London
- Tornell, A., Lane, P.R. (1998), *Are windfalls a curse? A non-representative agent model of the current account*, "Journal of International Economics", Vol. 44, s. 83-112
- Tornell, A., Lane, P.R. (1998), *Are windfalls a curse? A non-representative agent model of the current account*, "Journal of International Economics", Vol. 44, s. 83-112
- Tornell, A., Lane, P.R. (1999), *Voracity and Growth*, "American Economic Review", No. 89, s. 22-46
- Url T. (1997), *How Serious is the Pact on Stability and Growth?*, Austian Institute of Economic Research, Vienna
- 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

Welfe W. [red.] (2001), *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź

Wojtyna A. (2003), *Polityka makroekonomiczna w cyklu koniunkturalnym - nowe nurty w teorii*, *Gospodarka Narodowa*, nr 5

Woo, J. (2005), *The Behavior of Fiscal Policy: Cyclical and Discretionary Fiscal Decisions*, Fiscal policy workshop at the University of Oslo, January