

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 175

Modelowanie optymalnego poziomu
realnego efektywnego kursu złotego
Zastosowanie koncepcji
fundamentalnego kursu równowagi

Michał Rubaszek

Autor jest pracownikiem Departamentu Analiz Makroekonomicznych i Strukturalnych Narodowego Banku Polskiego oraz asystentem w Instytucie Ekonometrii Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie.

Wyrażane poglądy należą do autora i nie stanowią oficjalnego stanowiska instytucji, w której autor jest zatrudniony.

Autor za wszelkie uwagi i pomoc przy powstaniu danego tekstu pragnie podziękować dr hab. Ryszardowi Kokoszcyńskiemu, dr Rebecce Driver oraz Pani Ewie Rzeszutek.

Projekt graficzny:

Oliwka s.c.

Skład i druk:

Drukarnia NBP

Wydął:

Narodowy Bank Polski
Departament Komunikacji Społecznej
00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21
tel. (22) 653 23 35, fax (22) 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2004

Materiały i Studia rozprowadzane są bezpłatnie.

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

Spis treści

Spis wykresów i tabel	4
Streszczenie	5
Wprowadzenie	6
1. Teoria fundamentalnego kursu równowagi	7
2. Trzy składowe modelu FEER	11
2.1. Model handlu zagranicznego	11
2.1.1. Model cen eksportu	11
2.1.2. Model cen importu	12
2.1.3. Model wolumenu eksportu	13
2.1.4. Model wolumenu importu	14
2.1.5. Analiza reakcji salda bilansu obrotów bieżących na szok kursowy	15
2.2. Równowaga wewnętrzna	16
2.3. Równowaga zewnętrzna	17
3. Obliczenia poziomu fundamentalnego kursu równowagi	20
4. Zakończenie	24
5. Bibliografia	25

 Spis wykresów i tabel

Wykres 1: Popyt krajowy i kurs realny a równowaga wewnętrzna i zewnętrzna	10
Wykres 2: Wpływ 10% realnej deprecjacji na saldo obrotów bieżących (% PKB)	15
Wykres 3: Luka popytowa w Polsce i zagranicą	16
Wykres 4: Optymalny poziom salda obrotów bieżących w latach 1998-2003 (% PKB)	19
Wykres 5: Skorygowane saldo obrotów bieżących	21
Wykres 6: Kurs bieżący i kurs równowagi	22
Wykres 7: Odchylenie kursu realnego od poziomu równowagi	22
Tabela 1: Udział w eksporcie Polski oraz przyjęte wagi	12
Tabela 2: Udział w imporcie Polski oraz przyjęte wagi	13
Tabela 3: Metody szacunku wartości luki popytowej	16
Tabela 4: Poziom OCAB a niedopasowanie kursu realnego i popytu	23

Streszczenie

W opracowaniu przedstawiono wyniki szacunku optymalnego poziomu kursu złotego. W tym celu, na bazie teorii fundamentalnego kursu równowagi, zaproponowanej przez Johna Williamsona w 1983 r., autor przedstawia schemat obliczania optymalnego poziomu kursu dla złotego. Na podstawie danego schematu ustalono ewolucję realnego kursu równowagi złotego w okresie 1998-2003. Uzyskane wyniki wskazują, że w latach 2000-2001 kurs złotego kształtował się na przewartościowanym poziomie. Następnie, wraz ze stopniową deprecjacją, na przełomie I/II kwartału 2003 r. kursu realny powrócił do poziomu równowagi. Ostatecznie, w IV kwartale 2003 r. szacowana skala niedowartościowania kursu realnego wyniosła 6,4%. Jeżeli przyjąć, że nominalna deprecjacja w 80% jest odzwierciedlona w realnym osłabieniu kursu, oznacza to, że optymalny poziom kursu nominalnego złotego względem euro wynosił w tym okresie 4,25.

Klasyfikacja JEL: F12, F31, F32, F41.

Słowa kluczowe: kurs równowagi, bilans płatniczy, model niedoskonałych substytutów.

Wprowadzenie

W maju 2004 r. Polska została członkiem Unii Europejskiej. Zgodnie z ustaleniami, obliguje to do zastąpienia złotego przez wspólną walutę – euro. Oznacza to, że Polska będzie musiała przez co najmniej 2 lata należeć do systemu kursowego ERM II (ang. *exchange rate mechanism*). Następnie, w przypadku spełnienia kryterium konwergencji, złoty zostanie zastąpiony wspólną walutą. W efekcie, w najbliższych latach władze polskie i europejskie będą musiały podjąć bardzo ważną decyzję dotyczącą poziomu centralnego parytetu w systemie kursowym ERM II, a następnie kursu konwergencji złotego na euro¹. Przyjęcie niewłaściwego poziomu parytetu, tj. parytetu niespójnego z fundamentami gospodarczymi, może rodzić poważne konsekwencje dla sfery realnej gospodarki polskiej. Z jednej strony niska wartość złotego powoduje, że rosną koszty obsługi zadłużenia zagranicznego wyrażone w walucie krajowej, spada siła nabywcza polskich wynagrodzeń oraz wyższa jest presja inflacyjna. Z drugiej strony, mocny złoty przyczynia się do spadku konkurencyjności oraz zysków polskich przedsiębiorców i tym samym do pogorszenia salda wymiany handlowej z zagranicą. Co więcej, przyjęcie centralnego parytetu ERM II na poziomie nieodzwoiercedlającym fundamentów makroekonomicznych zwiększa prawdopodobieństwo wystąpienia ataku spekulacyjnego nastawionego na zmianę tego parytetu.

W opracowaniu podjęto próbę oszacowania optymalnego poziomu kursu złotego. W tym celu zastosowano model fundamentalnego kursu równowagi, zwany od tej pory jako *FEER* (ang. *fundamental equilibrium exchange rate*), który został zaproponowany przez Johna Williamsona (1983 i 1994). Na podstawie tego modelu ustalono ewolucję realnego kursu równowagi złotego w okresie 1998-2003. Uzyskane wyniki wskazują, że w latach 2000-2001 kurs złotego kształtował się na przewartościowanym poziomie. Następnie, wraz ze stopniową deprecjacją, na przełomie I/II kwartału 2003 r. kurs realny powrócił do poziomu równowagi. Ostatecznie, w IV kwartale 2003 r. szacowana skala niedowartościowania kurs realnego wyniosła 6,4%. Jeżeli przyjąć, że nominalna deprecjacja w 80% jest odzwierciedlona w realnym osłabieniu kursu, oznacza to, że optymalny poziom kursu nominalnego złotego względem euro wynosił w tym okresie 4,25.

W pierwszym rozdziale przedstawiony został teoretyczny model realnego kursu równowagi. W drugim rozdziale omówiono trzy składowe niezbędne przy ustalaniu poziomu *FEER* dla złotego, a mianowicie model polskiego handlu zagranicznego, oszacowanie luk popytowych w kraju i zagranicą oraz obliczenia optymalnego poziomu salda na rachunku obrotów bieżących. W rozdziale trzecim przedstawiono i omówiono uzyskane wyniki szacunku poziomu fundamentalnego kursu równowagi dla złotego. Pracę kończy podsumowanie.

¹ Szczegóły dotyczące zagadnień związanych z wprowadzeniem wspólnej waluty są omówione w *Raporcie na temat korzyści i kosztów wstąpienia Polski do strefy euro* (red. Borowski, 2004).

1

Teoria fundamentalnego kursu równowagi

1

Model *FEER* jest - ze względu na stosunkowo precyzyjną i przejrzystą definicję „równowagi” makroekonomicznej - prawdopodobnie najpopularniejszą metodą szacowania poziomu kursu równowagi. Według Williamsona (1994) *FEER* jest wartością kursu realnego spójną z jednoczesnym występowaniem równowagi wewnętrznej i zewnętrznej. Równowaga wewnętrzna rozumiana jest zazwyczaj jako zerowa wartość luki popytowej, natomiast równowaga zewnętrzna oznacza osiągnięcie z góry ustalonego poziomu salda na rachunku obrotów bieżących. Z tego względu, wartość *FEER* jest określana często mianem „kursu idealnego”, tj. poziomu kursu spójnego z sytuacją gospodarczą, charakteryzującą się pełnym wykorzystaniem mocy produkcyjnych i optymalnym poziomem salda na rachunku obrotów bieżących. Należy jednak dodać, że jeżeli gospodarka nie znajduje się w równowadze, wartość *FEER* nie koniecznie musi być optymalnym poziomem bieżącego kursu. Na przykład, tymczasowe niedowartościowanie zalecane jest w przypadku czasowego niewykorzystania mocy produkcyjnych. Przeciwnie, przewartościowanie może być optymalne, jeżeli prowadzona jest zdecydowana polityka antyinflacyjna.

W literaturze ekonomicznej można spotkać dwie grupy metod szacowania wartości *FEER*. W pierwszej, tzw. metodzie równowagi ogólnej obliczenia oparte są na makroekonomicznym modelu całej gospodarki. Wartością *FEER* jest poziom kursu, który ustaliby się, gdyby wszystkie nierównowagi występujące w gospodarce zostały usunięte. Bez wątplenia zaletą tego podejścia jest hipotetyczne uwzględnienie wszystkich relacji zachodzących w całej gospodarce, tj. endogenizacja wszystkich zmiennych. Do wad należy zaliczyć niską przejrzystość procesu obliczeń, która jest tym niższa im bardziej złożony jest model. Zgodnie z drugą, tzw. metodą równowagi cząstkowej, obliczenia poziomu *FEER* są oparte na cząstkowym modelu makroekonomicznym, zazwyczaj składającym się wyłącznie z równań wymiany handlowej. Zasadniczym minusem tego podejścia jest pominięcie wielu zależności występujących w gospodarce, natomiast zaletą jest przejrzystość obliczeń.

Poniżej przedstawiono teoretyczny zarys modelu cząstkowego, którego rozwiązaniem jest poziom *FEER*. Po pierwsze, tak jak już wspomniano, równowaga wewnętrzna w kraju i zagranicą występuje gdy produkt realny (Y) jest równy produktowi potencjalnemu (\bar{Y}):

$$Y = DD + NT = \bar{Y} \quad (1)$$

$$Y^* = \bar{Y}^* \quad (2)$$

gdzie * przy zmiennej oznacza zagranicę. Realny popyt krajowy (*DD*) jest sumą akumulacji brutto (*I*), spożycia indywidualnego (*C*) oraz konsumpcji rządowej (*G*), natomiast eksport netto (*NT*) jest równy wolumenowi eksportu (*X*) pomniejszonemu o wolumen importu (*M*).

Występowanie równowagi zewnętrznej oznacza, że nominalne saldo rachunku obrotów wyrażone w walucie krajowej (*CAB*) jest równe optymalnemu poziomowi (*OCAB*)², a mianowicie:

$$CAB = (P_X X - P_M M) + iNFA = OCAB \quad (3)$$

² Definicję oraz obliczenia optymalnego poziomu salda obrotów bieżących opisano w dalszej części opracowania.

Bieżące nominalne saldo rachunku obrotów bieżących jest sumą nominalnego salda towarów i usług oraz dochodów od aktywów zagranicznych netto (*NFA*)³. Saldo towarów i usług jest tutaj różnicą nominalnego eksportu oraz nominalnego importu. W równaniu (3) wprowadzono nowe symbole (P_X) oraz (P_M), które oznaczają indeksy cen transakcyjnych odpowiednio w eksporcie i imporcie.

Realny kurs walutowy jest ilorazem indeksu cen krajowych (P) przemnożonych przez nominalny kurs walutowy (S) względem indeksu cen zagranicznych (P^*): $Q = PS/P^*$. Według takiej definicji kursu wzrost Q oraz S oznacza aprecjację waluty krajowej.

Oszacowanie poziomu kursu realnego Q spójnego z jednoczesnym występowaniem równowagi wewnętrznej (równanie 1) i równowagi zewnętrznej (równanie 3) wymaga oszacowania wpływu kursu na produkt realny (Y) oraz na saldo obrotów bieżących (CAB). W tym celu wprowadźmy cztery zależności behawioralne opisujące ceny oraz wolumeny eksportu i importu. Zgodnie z teorią niedoskonałych substytutów (por. Goldstein i Khan, 1985) popyt na eksport (X) jest rosnącą funkcją popytu zewnętrznego (Y^*) oraz malejącą funkcją stosunku cen eksportu (P_X) w relacji do cen zagranicznych wyrażonych w walucie krajowej (P^*/S):

$$X = f(Y^*, \frac{P_X}{P^*/S}) \quad f_1 > 0, f_2 < 0, \quad (4)$$

gdzie f_i oznacza pochodną funkcji f względem i -tej zmiennej⁴. Ujemny znak pochodnej względem drugiej zmiennej można tłumaczyć następująco. Szybszy wzrost indeksu cen eksportu niż indeksu cen zagranicznych powoduje, że towary eksportowane przez podmioty krajowe stają się relatywnie droższe na rynkach zagranicznych. W rezultacie następuje spadek popytu na krajowe towary eksportowe i tym samym obniżenie wolumenu eksportu. Analogicznie, jak w przypadku eksportu, popyt na import pozytywnie zależy od popytu finalnego, tj. popytu krajowego powiększonego o wolumen eksportu ($DD+X$) oraz negatywnie od stosunku cen importu (P_M) do cen krajowych (P):

$$M = g(DD + X, \frac{P_M}{P}), \quad g_1 > 0, g_2 < 0, \quad (5)$$

Dla równań cen eksportu i importu przyjęto, że są one kształtowane zgodnie z teorią *dawca cen – biorca cen* (ang. *price maker – price taker*). Oznacza to dodatnią korelację indeksów tych cen z indeksem cen krajowych (P) oraz z indeksem cen zagranicznych wyrażonych w walucie krajowej (P^*/S):

$$P_X = h(P, P^*/S) \quad h_1 > 0, h_2 > 0, \quad (6a)$$

oraz

$$P_M = i(P, P^*/S) \quad i_1 > 0, i_2 > 0, \quad (6b)$$

Dodatkowo, ekonomicznie uzasadnione jest założenie o jednorodności pierwszego rzędu funkcji h i i . Innymi słowy, w wyniku identycznego wzrostu indeksu cen krajowych oraz indeksów cen zagranicznych wyrażonych w walucie krajowej o $a\%$ indeksy cen transakcyjnych w eksporcie i imporcie powiększą się także o $a\%$. W takim przypadku równania (6a) i (6b) można przekształcić do następującej postaci:

$$\frac{P_X}{P^*/S} = h(\frac{P}{P^*/S}, 1) = h(\frac{PS}{P^*}, 1) = h(Q, 1) \quad h_1 > 0, \quad (7a)$$

$$\frac{P_M}{P} = i(1, \frac{P^*}{PS}) = i(1, \frac{1}{Q}) \quad i_2 > 0, \quad (7b)$$

³ W skład rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego zalicza się także inne pozycje, jednakże ich pominięcie nie zmienia wniosków prowadzonych w danej analizie.

⁴ W dalszej części opracowania nazwa funkcji z dolnym subskryptem i oznaczać będzie pochodną względem i -tej zmiennej.

W rezultacie, mierniki konkurencyjności cenowej eksportu i importu, występujące w równaniach (4) i (5) są funkcjami realnego kursu złotego. Na podstawie równań (4) i (7a) można zauważyć, że realna aprecjacja obniża wolumen eksportu, zaś równania (5) i (7b) wskazują, że realna aprecjacja zwiększa wolumen importu. Dodatkowo wymaga się, aby parametry funkcji f , g , h i i przyjmowały wartości, które zapewniają spełnienie warunku Marshalla-Lernera, zgodnie z którym realna aprecjacja kursu prowadzi do pogorszenia salda obrotów bieżących⁵, tj. $\frac{dCAB}{dQ} < 0$.

Według wyżej przedstawionego modelu, saldo wymiany handlowej jest rosnącą funkcją popytu zagranicznego oraz malejącą funkcją popytu wewnętrznego i kursu walutowego:

$$NT = j(Y^*, DD, Q) \quad j_1 > 0, j_2 < 0, j_3 < 0 \quad (8)$$

Podobne zależności zachodzą dla salda obrotów bieżących, tj.:

$$CAB = k(Y^*, DD, Q) \quad k_1 > 0, k_2 < 0, k_3 < 0 \quad (9)$$

Pomimo negatywnego wpływu popytu krajowego (DD) na eksport netto (NT), wzrost popytu krajowego prowadzi do powiększenia produktu globalnego, tj. $\frac{dY}{dDD} > 0$. Jest to równoznaczne z przyjęciem założenia, że $j_2 > -1$.

Znając postać funkcji j opisanej w równaniu (8), można oszacować zbiór wszystkich kombinacji poziomu kursu realnego (Q) oraz popytu krajowego (DD), takich dla których spełniony byłby warunek równowagi wewnętrznej (por. równanie 1). Przy stałym poziomie produktu potencjalnego (Y), w celu zachowania równowagi wewnętrznej, wzrost popytu krajowego wymaga równego co do wartości pogorszenia eksportu netto. Dostosowanie wymaga aprecjacji waluty krajowej. W rezultacie, kurs realny jest rosnącą funkcją popytu wewnętrznego:

$$Q = ib(DD) \quad ib_1 > 0 \quad (10)$$

W celu znalezienia zbioru kombinacji wartości popytu wewnętrznego (DD) oraz kursu realnego (Q), które zapewniłyby osiągnięcie równowagi zewnętrznej (por. równanie 3), wystarczającą jest znajomość parametrów funkcji k opisanej w równaniu (9). W tym przypadku, wzrost popytu krajowego powoduje pogorszenie salda obrotów bieżących. W celu przywrócenia równowagi wewnętrznej wymagana jest deprecjacja waluty krajowej. Implikuje to, że kurs jest malejącą funkcją popytu krajowego

$$Q = eb(DD) \quad eb_1 < 0 \quad (11)$$

Poziom fundamentalnego kursu równowagi (Q^{FEER}) znajduje się na przecięciu krzywych reprezentujących równowagę wewnętrzną $IB = \{x \in R^2 : x = (DD, ib(DD)), DD > 0\}$ oraz równowagę zewnętrzną $EB = \{x \in R^2 : x = (DD, eb(DD)), DD > 0\}$. Aby wyznaczyć współrzędne tego punktu, wystarczy rozwiązać następujący układ równań:

$$DD^{FEER} = \{DD \in R : ib(DD) = eb(DD)\} \quad (12)$$

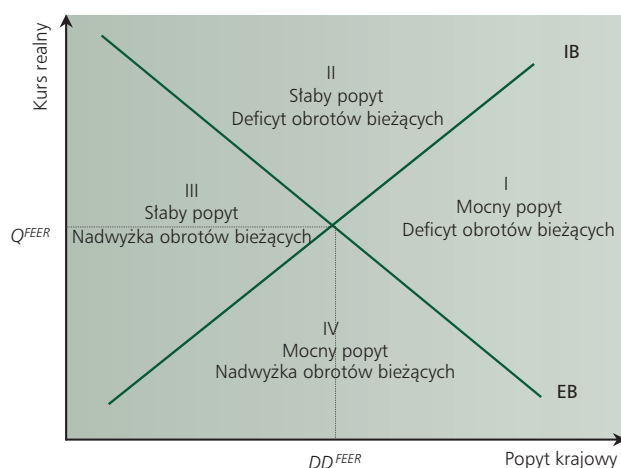
$$Q^{FEER} = ib(DD^{FEER}) = eb(DD^{FEER}) \quad (13)$$

Na podstawie powyżej omówionego modelu można wnioskować, że różne kombinacje popytu krajowego oraz realnego kursu walutowego mogą prowadzić do odmiennych nierównowag makroekonomicznych. Nierównowagi te, jak również poziomy popytu krajowego i kursu realnego spójne z równowagą makroekonomiczną, zostały przedstawione na wykresie 1. Analiza tego wykresu prowadzi do bardzo ciekawych wniosków. Po pierwsze, kurs realny nie może permanentnie i znacząco odchyłać się od poziomu równowagi, gdyż oznaczałoby to utrzymywanie się nadmiernego

⁵ Zgodnie z warunkiem Marshalla-Lernera efekt substytucyjny aprecjacji jest silniejszy od efektu dochodowego.

deficytu/nadwyżki w saldzie obrotów bieżących w długim horyzoncie czasowym lub/i funkcjonowanie gospodarki powyżej/poniżej potencjału. Po drugie, przywrócenie równowagi makroekonomicznej wymaga dostosowania poziomu kursu realnego do poziomu Q^{FEER} (por. równanie 13) oraz popytu wewnętrznego do poziomu DD^{FEER} (por. równanie 12). Oznacza to, że ustalenie kursu na poziomie fundamentalnego kursu równowagi (Q^{FEER}) bez dostosowań w popycie wewnętrznym, nie spowoduje powrotu gospodarki do poziomu równowagi. W rezultacie, aby przywrócić równowagę wewnętrzną i zewnętrzną w gospodarce, dostosowaniu kursu realnego musi towarzyszyć dostosowanie popytu krajowego do poziomu danego równaniem (12). W przeciwnym przypadku gospodarka nie będzie w równowadze.

Wykres 1. Popyt krajowy i kurs realny a równowaga wewnętrzna i zewnętrzna



Źródło: na podstawie Rosenberg (1996, s. 32).

Według podziału przedstawionego na wykresie 1 można wyodrębnić cztery przypadki nierównowagi makroekonomicznej, z których każdy jest reprezentowany przez odpowiednią ćwiartkę. Pierwsza ćwiartka przedstawia sytuację bardzo mocnego popytu krajowego przyczyniającego się do powstania deficytu obrotów bieżących. Za przykład może posłużyć sytuacja w Stanach Zjednoczonych na początku lat 80., kiedy ekspansja fiskalna doprowadziła do przegrzania gospodarki amerykańskiej (zob. Frankel, Froot, 1986). Zalecaną polityką dostosowawczą była deprecjacja dolara połączona z restrykcyjną polityką popytową. Innym przykładem był Meksyk w 1994 r., tuż przed wystąpieniem kryzysu walutowego. Z zupełnie odmiennym problemem musiały uporać się państwa Europy Zachodniej, zwłaszcza Wielka Brytania i Włochy, na początku lat 90. Kilka państw wchodzących w skład systemu ERM znajdowało się w drugiej ćwiartce, tzn. niewykorzystanym mocom produkcyjnym towarzyszył nadmierny deficyt salda obrotów bieżących. Przyczyną była zbyt restrykcyjna polityka stopy procentowej, wynikająca z usztywnienia walut krajowych względem marki niemieckiej. W konsekwencji, waluty niektórych krajów były istotnie przewartościowane, co w latach 1992/1993 doprowadziło do kryzysu systemu ERM (por. Driver, Wren-Lewis, 1998). Trzecia ćwiartka może być zobrazowana przez sytuację w Japonii w latach 1993/1994. Znacząca nadwyżka salda obrotów bieżących oraz poziom produktu poniżej potencjału wymagały ekspansywnej polityki fiskalnej i monetarnej. Pomimo iż wspomniane dostosowania wystąpiły w latach następnych, ich skuteczność miała ograniczony zasięg. Ostatecznie, czwarta ćwiartka może przedstawiać sytuację w Irlandii pod koniec lat 90. Dodatnie saldo obrotów bieżących, któremu towarzyszyło przegrzanie gospodarki, wymagało realnej aprecjacji kursu walutowego.

2

Trzy składowe modelu FEER

Model przedstawiony w poprzednim punkcie jest przekształconą wersją tzw. podejścia bilansu makroekonomicznego (ang. *macroeconomic balance approach*) zaproponowanego przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy (por. Bayoumi i Faruqee, 1998). Modyfikacja polega na endogenizacji luki popytowej. Tak jak w modelu MFW kurs nie ma wpływu na poziom luki popytowej, tak w modelu stosowanym w przedstawionych obliczeniach zmiany kursu, pośrednio poprzez eksport netto, determinują poziom nierównowagi wewnętrznej.

Według stosowanej w danym opracowaniu metodologii, obliczenia empiryczne poziomu fundamentalnego kursu równowagi wymagają trzech składowych. Po pierwsze, należy oszacować parametry modelu handlu zagranicznego opisanego w równaniach (4)-(6b). Następnie, na podstawie tego modelu ustala się siłę oraz opóźnienia wpływu zmian kursu oraz popytu wewnętrznego i zewnętrznego na saldo obrotów bieżących oraz lukę popytową. Po drugie, estymowany jest poziom produktu potencjalnego (\bar{Y}) w kraju i zagranicą w celu precyzyjnego ustalenia bieżącego odchylenia gospodarki od równowagi wewnętrznej. Po trzecie, dokonuje się obliczeń optymalnego poziomu salda na rachunku obrotów bieżących (*OCAB*) w celu określenia położenia równowagi zewnętrznej. Składowe te zostały szczegółowo opisane w danym punkcie opracowania.

2.1. Model handlu zagranicznego

W tym podpunkcie przedstawione zostaną wyniki estymacji parametrów modelu niedoskonałych substytutów dla Polski. Oszacowano parametry dla funkcji popytu na polski eksport i import (równania 4 i 5) oraz dla funkcji cen transakcyjnych w imporcie i eksporcie (równania 6a i 6b). Zastosowano analizę szeregów niestacjonarnych. Estymacji dokonano w dwóch etapach. W pierwszym kroku oszacowano⁶ zależności długookresowe, tj. relacje kointegrujące. Następnie dynamikę krótkookresową estymowano w ramach modeli korekty błędem (ang. *error correction model*, ECM), gdzie składnik korekty błędem (ang. *error correction term*, ECT) był uzyskany w pierwszym kroku estymacji. Próba obejmowała okres I kwartał 1995 r. – II kwartał 2003 r., co przekłada się na 34 obserwacje kwartalne. Wyniki były następujące.

2.1.1. Model cen eksportu

Indeks cen transakcyjnych w eksporcie modelowany był w ramach koncepcji „dawca cen – biorca cen” (por. równanie 6a). Zgodnie z daną koncepcją, indeks ten zależy od cen krajowych oraz cen zagranicznych wyrażonych w walucie krajowej. Aproksymacją indeksu cen krajowych był krajowy deflator PKB (P). Ceny zagraniczne przybliżone zostały jako średnia ważona deflatorów PKB u głównych partnerów handlowych Polski (P_1^*). Wagi zostały obliczone w taki sposób, aby były proporcjonalne do wartości eksportu Polski w latach 1995-2002 do uwzględnionych krajów oraz aby sumowały się do 100% (por. tabela 1). Założono wykładniczą postać funkcji h z równania (6a) oraz przyjęto prawdziwość warunku jednorodności pierwszego rzędu. W efekcie estymowano parametry następującego modelu z restrykcjami:

$$\ln(P_X)_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \ln\left(\frac{P_1^*}{S}\right)_t + (1 - \alpha_2) \ln(P)_t + \varepsilon_{1,t} \quad (14)$$

⁶ W przypadku kiedy oszacowane parametry przyjmowały „nierozsądne” wartości, estymację zastępowano kalibracją.

Dodanie funkcji trendu do grupy regresorów występujących w równaniu (14) ma na celu uwzględnienie występowania zjawiska wolniejszego wzrostu indeksów cen dóbr handlowych (takich jak np. indeks cen eksportu) niż cen dóbr niehandlowych (które wchodzi w skład deflatorów PKB). Wyjaśnieniem tego fenomenu może być m.in. występowanie efektu Balassy-Samuelsona (por. Balassa, 1964)⁷. Ponieważ równanie (14) jest w postaci zlogarytmizowanej, oszacowane parametry są interpretowane jako elastyczności. Uzyskane szacunki parametrów, wraz z odchyleniem standardowym były następujące.

$$\ln(\hat{P}_X)_t = 1,29 - 0,0025t + 0,590 \ln\left(\frac{P_1^*}{S}\right)_t + (1 - 0,590)\ln(P)_t \quad (15)$$

(0,36) (0,0006) (0,059)

Wyniki wskazują, że elastyczność cen eksportu względem cen zewnętrznych wynosi 59,0%, natomiast względem cen krajowych 41,0%. Oszacowane parametry są statystycznie istotne, wysoki współczynnik determinacji na poziomie $R^2 = 98,0\%$ oznacza satysfakcjonujące dopasowanie modelu, natomiast wartość rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (por. Dickey, Fuller, 1981) na poziomie $ADF = -4,86$ [$p=0,00$] wskazuje na stacjonarność reszt modelu, czyli że równanie (15) jest relacją kointegrującą.

Tabela 1. Udział w eksporcie Polski oraz przyjęte wagi (%)

	1995	2002	1995-2002	Przyjęte wagi
Niemcy	38,3	32,3	35,0	52,7
Włochy	4,9	5,5	5,7	8,6
Holandia	5,6	4,5	4,9	7,4
Francja	3,6	6,0	4,8	7,3
Wielka Brytania	4,0	5,2	4,3	6,5
Czechy	3,1	4,0	3,7	5,5
Belgia	2,4	3,2	2,7	4,1
Stany Zjednoczone	2,7	2,7	2,6	4,0
Szwecja	2,5	3,2	2,6	3,9

Źródło: OECD.

Krótkookresowa dynamika indeksu cen eksportu była szacowana, tak jak już wspomniano, przy zastosowaniu modeli korekty błędem. Zgodnie ze strategią „od ogólnego do szczegółowego” (ang. *from general to specific*) metodą najmniejszych kwadratów estymowany był następujący model:

$$\Delta \ln(P_X)_t = \lambda_0 - \rho ect_{t-1} + \sum_{p=1}^P \lambda_p \Delta \ln(P_X)_{t-p} + \sum_{q=0}^Q \sum_{k=1}^K \lambda_{qk} \Delta x_{k,t-q} + v_{1t} \quad (16)$$

gdzie ect oznacza składnik korekty błędem⁸, zaś y zaś x_k jest k -tą zmienną objaśniającą występującą w relacji kointegrującej. Uzyskano następujące oszacowanie:

$$\Delta \ln(\hat{P}_X)_t = -0,043 - 0,801 ect_{t-1} + 0,495 \Delta \ln\left(\frac{P_1^*}{S}\right)_t + 0,217 \Delta \ln(P)_t - 0,169 \Delta \ln(P_X)_{t-1} \quad (17)$$

(0,012) (0,176) (0,082) (0,205) (0,110)

gdzie $R^2 = 72,6\%$, $LM(4) = 8,4$ [$p = 0,08$], $JB(2) = 1,3$ [$p = 0,52$] wskazują na dobre właściwości statystyczne modelu (17)⁹.

2.1.2. Model cen importu

Tak samo jak w poprzednim przypadku, indeks cen transakcyjnych w imporcie modelowany był w ramach koncepcji „dawca cen – biorca cen” (por. równanie 6b). Aproksymacją indeksu cen

⁷ Szacunki efektu BS dla polskiej gospodarki są przedstawione przez Chmielewskiego (2003).

⁸ Składnik korekty błędem jest odchyleniem rzeczywistej wartości zmiennej P_X od poziomu wynikającego z relacji kointegrującej danej przez równanie (15).

⁹ $LM(4)$ oznacza test χ^2 mnożników Lagrange'a na autokorelację składnika losowego rzędu 4, natomiast JB oznacza test Jarque-Berra normalności składnika losowego. Wyniki oznaczają, że w danym modelu nie występuje zjawisko autokorelacji składnika losowego oraz że składnik ten ma rozkład normalny.

krajowych był ponownie krajowy deflator PKB (P), natomiast ceny zewnętrzne przybliżone zostały jako średnia ważona deflatorów PKB głównych partnerów handlowych Polski wyrażona w złotych (P_2^*). W porównaniu z modelem cen eksportu dokonano zmiany wag, które tym razem odzwierciedlały wartości importu Polski w latach 1995-2002 (por. tabela 2). Ponownie założono wykładniczą postać funkcji i z równania (6b) oraz przyjęto prawdziwość warunku jednorodności pierwszego rzędu. W efekcie estymowano parametry następującego modelu z restrykcjami:

$$\ln(P_M)_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \ln\left(\frac{P_2^*}{S}\right)_t + (1 - \beta_2) \ln(P)_t + \varepsilon_{2,t} \quad (18)$$

Logika występowania funkcji trendu w specyfikacji równania (18) jest identyczna jak dla równania (14). Uzyskane szacunki parametrów, wraz z odchyleniem standardowym były następujące.

$$\ln(\hat{P}_M)_t = 1,45 - 0,0041t + 0,568 \ln\left(\frac{P_2^*}{S}\right)_t + (1 - 0,568) \ln(P)_t \quad (19)$$

(0,57) (0,0009) (0,093)

Wyniki wskazują, iż indeks cen importu jest w 56,8% determinowany przez ceny zewnętrzne, natomiast w 43,2% - przez ceny krajowe. Oznacza to, że w przypadku cen importu Polska jest o około 2 pkt. proc. większym „dawcą cen” niż w przypadku cen eksportu. Oszacowane parametry są statystycznie istotne, wysoki współczynnik determinacji na poziomie oznacza satysfakcjonujące dopasowanie modelu, natomiast wartość rozszerzonego testu Dickeya-Fullera na poziomie $ADF = -3,73$ [$p=0,01$] wskazuje na stacjonarność reszt modelu, czyli że równanie (19) jest relacją kointegrującą.

Tabela 2. Udział w imporcie Polski oraz przyjęte wagi (%)

	1995	2002	1995-2002	Przyjęte wagi
Niemcy	26,6	24,3	24,9	40,6
Włochy	8,5	8,4	9,0	14,7
Francja	4,9	7,0	6,2	10,1
Wielka Brytania	5,2	3,9	4,8	7,8
Stany Zjednoczone	3,9	3,3	3,9	6,4
Holandia	4,5	3,5	3,8	6,1
Czechy	3,1	3,2	3,2	5,2
Szwecja	3,1	2,6	2,9	4,7
Belgia	2,6	2,8	2,7	4,4

Źródło: OECD.

Krótkookresowa dynamika indeksu cen importu była szacowana, tak jak w przypadku indeksu cen eksportu, w ramach specyfikacji modelu korekty błędem (por. równanie 16). Uzyskano następujące oszacowanie:

$$\Delta \ln(P_M)_t = -0,036 - 0,339 \text{ect}_{t-1} + 0,514 \Delta \ln\left(\frac{P_2^*}{E}\right)_t + 0,450 \Delta \ln(P)_t, \quad (20)$$

(0,015) (0,139) (0,113) (0,252)

gdzie $R^2 = 56,8\%$, $LM(4) = 9,7$ [$p=0,05$], $JB(2) = 2,9$ [$p=0,23$] wskazują na dobre właściwości statystyczne modelu (20).

2.1.3. Model wolumenu eksportu

Zgodnie z teorią niedoskonałych substytutów, wolumen eksportu zależy od popytu zewnętrznego oraz konkurencyjności cenowej polskich towarów na rynkach zagranicznych (por. równanie 4). Zmienną objaśnianą przez równanie jest eksport towarów i usług w cenach stałych wg statystyk rachunków narodowych (X). Pierwszą ze zmiennych objaśniających jest popyt zagraniczny reprezentowany przez ważony import towarów i usług głównych partnerów handlowych Polski (Y^*)¹⁰. Dru-

¹⁰ Wagi zostały przedstawione w tabeli 1.

gim z regresorów jest konkurencyjność cenowa polskich towarów eksportowych na rynkach zagranicznych, mierzona jako stosunek indeksu cen eksportu powiększony o stawki celne względem cen zagranicznych wyrażonych w tej samej walucie ($\frac{P_x[1+T^*]}{P^*/S}$). Do grupy zmiennych objaśniających dodano dwie zmienne zerojedynkowe uwzględniające spadek eksportu wynikający z kryzysu rosyjskiego (U_1) oraz wzrost eksportu w 2000 r. spowodowany w dużej mierze szokiem o charakterze popytowym, np. uruchomieniem produkcji silników isuzu, która w całości jest przeznaczona na eksport (U_2). Dodatkowo, na parametry narzucono restrykcję jednostkowej elastyczności popytowej oznaczającej, że wzrost zagranicznego importu o $a\%$ prowadzi do powiększenia polskiego eksportu także o $a\%$. W rezultacie szacowano parametry modelu:

$$\ln(X)_t = \gamma_0 + \ln(Y^*)_t + \gamma_1 \left(\frac{P_x[1+T^*]}{P^*/S} \right)_t + \gamma_2 U_{1,t} + \gamma_3 U_{2,t} + \varepsilon_{3,t} \quad (21)$$

dla którego wyniki estymacji były następujące:

$$\ln(\hat{X})_t = 4,64 + \ln(Q^*)_t - 1,08 \ln \left(\frac{P_x[1+T^*]}{P^*/S} \right)_t - 0,09 U_{1,t} + 0,20 U_{2,t} \quad (22)$$

(0,335) (0,30) (0,03) (0,03)

Oszacowane parametry są statystycznie istotne oraz spójne z teorią ekonomii. Współczynnik determinacji na poziomie $R^2 = 96,2\%$ oznacza dobre dopasowanie modelu, natomiast wartość rozszerzonego testu Dickeya-Fullera na poziomie $ADF = -4,57$ [$p=0,00$] wskazuje na stacjonarność reszt modelu, czyli że równanie (22) jest relacją kointegrującą.

Krótkookresowa dynamika wolumenu polskiego eksportu była szacowana, tak jak w przypadku wcześniejszych zmiennych, w ramach specyfikacji modelu korekty błędem (por. równanie 16). Ze względu na fakt, iż wartość bezwzględna oszacowanego parametru przy składniku korekty błędem (ECT) była zbyt wysoka postanowiono dokonać jego kalibracji. Szacunki pozostałych parametrów były następujące:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(X)_t = & -0,2ect_{t-1} + \Delta \ln(Y^*)_t - 0,14 \Delta \ln \left(\frac{P_x[1+T^*]}{P^*/S} \right)_t - 0,07 \Delta \ln \left(\frac{P_x[1+T^*]}{P^*/S} \right)_{t-1} - \\ & - 0,12 \Delta \ln \left(\frac{P_x[1+T^*]}{P^*/S} \right)_{t-3} + 0,31 \Delta \ln(X)_{t-1} - 0,39 \Delta \ln(X)_{t-4} \end{aligned} \quad (23)$$

(0,21) (0,14) (0,12)

2.1.4. Model wolumenu importu

Czwartą modelowaną zmienną był wolumen polskiego importu. Teoria niedoskonałych substytutów wskazuje, że jest on funkcją popytu finalnego oraz konkurencyjności cenowej towarów importowanych na polskim rynku. Zmienną objaśnianą przez model jest import towarów i usług w cenach stałych wg statystyk rachunków narodowych (M). Pierwszą ze zmiennych objaśniających jest realny poziom popytu finalnego ($C+I+G+X$). Tak jak w poprzednim przypadku, założono jednostkową elastyczność popytową importu. Ponadto, dokonano rozróżnienia na relatywnie nisko importochłonny popyt konsumpcyjny ($C+G$) oraz na wysoko importochłonny popyt inwestycyjno-eksportowo ($I+X$)¹¹. Drugą zmienną objaśniającą była konkurencyjność cenowa towarów importowanych na rynku krajowym, która została przybliżona przez stosunek indeksu cen importu powiększonych o stawki celne do indeksu cen krajowych ($\frac{P_M[1+T]}{P}$). Estymacja parametrów modelu wolumenu importu, a mianowicie:

$$\ln(M)_t = \delta_0 + 0,4 \ln(C+G)_t + 0,6 \ln(I+X)_t + \delta_1 \ln \left(\frac{P_M[1+T]}{P} \right)_t + \varepsilon_{4,t} \quad (24)$$

12

¹¹ Założono, że importochłonność inwestycji jest równa importochłonności eksportu i jest około 2-krotnie większa od importochłonności konsumpcji.

¹² Kalibracja parametrów na poziomie 0,4 i 0,6 miała spełniać dwa założenia. Po pierwsze, parametry te powinny sumować się do jedności, aby zachowana była jednostkowa elastyczność popytowa importu. Po drugie dany dobór wag miał zapewnić ponad dwukrotnie wyższą importochłonność inwestycji (I) oraz eksportu (X) niż konsumpcji prywatnej (C) i rządowej (G). Zobrazować to można na poniższym przykładzie. Rozważmy gospodarkę, dla której udziały w podziale PKB są następujące (odzwierciedlające strukturę gospodarki polskiej): konsumpcja prywatna i rządowa ($C+G$) – 80%, suma importu i eksportu ($I+X$) – 50%, zaś import (M) – 30%. Zgodnie z ustalonymi elastycznościami, wzrost spożycia ($C+G$) o 1% (czyli 0,8% PKB) powoduje wzrost importu o 0,4% (czyli 0,12% PKB). Oznacza to, że importochłonność konsumpcji wynosi 15% (0,12/0,8). Podobne obliczenia prowadzą do wniosku, że importochłonność inwestycji i eksportu jest ponad 2-krotnie wyższa i wynosi 36%.

doprowadziła nas do następujących wyników:

$$\ln(\hat{M})_i = -2,96 + 0,4\ln(C+G)_i + 0,6(I+X)_i - 0,76\ln\left(\frac{P_M[1+T]}{P}\right)_i \quad (25)$$

(3,32) (0,07)

Oszacowane parametry są statystycznie istotne oraz spójne z teorią ekonomii. Współczynnik determinacji na poziomie $R^2 = 16,3\%$ oznacza wysokie dopasowanie modelu, natomiast wartość rozszerzonego testu Dickeya-Fullera na poziomie $ADF = -2,6$ [$p=0,01$] wskazuje na stacjonarność reszt modelu, czyli że równanie (25) jest relacją kointegrującą.

Krótkookresowa dynamika wolumenu importu była szacowana w ramach specyfikacji modelu korekty błędem (por. równanie 16). Uzyskane wyniki były następujące:

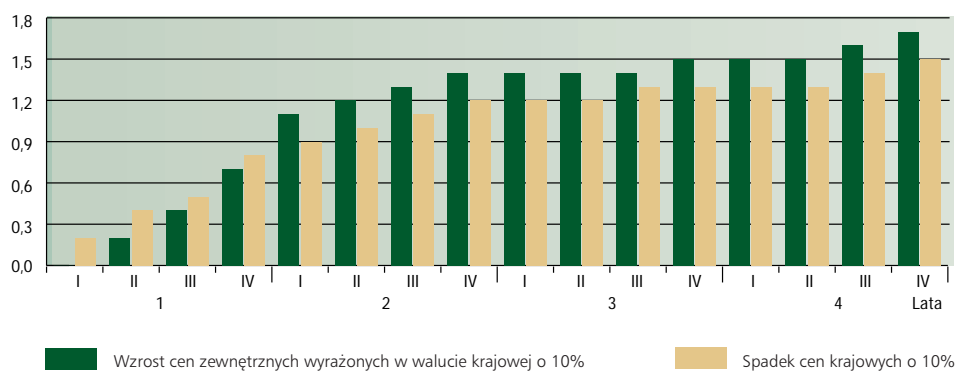
$$\begin{aligned} \Delta\ln(\hat{M})_i = & -0,08\text{ect}_{i-1} + 0,4\Delta\ln(C+G)_i + 0,6\Delta\ln(I+X)_i - \\ & -0,20\Delta\ln\left(\frac{P_M[1+T]}{P}\right)_i - 0,11\Delta\ln\left(\frac{P_M[1+T]}{P}\right)_{i-1} \end{aligned} \quad (26)$$

(0,10) (0,16) (0,14)

2.1.5. Analiza reakcji salda bilansu obrotów bieżących na szok kursowy

Na podstawie przedstawionego modelu polskiego handlu zagranicznego można dokonać analizy wpływu deprecjacji realnego efektywnego kursu złotego na saldo obrotów bieżących. Realną deprecjację można do powyższego systemu wprowadzić na dwa sposoby: po pierwsze jako spadek cen krajowych ($\Delta P < 0$) przy niezmiennym poziomie cen zewnętrznych ($\Delta P/S = 0$) lub jako wzrost cen zewnętrznych ($\Delta P/S > 0$) przy stałym poziomie cen krajowych ($\Delta P = 0$). Zgodnie z przedstawionym schematem, osłabienie realnej wartości złotego w pierwszej kolejności wpływa na spadek relacji indeksu cen eksportu względem cen zewnętrznych wyrażonych w walucie krajowej (por. równanie 7a) oraz na wzrost stosunku indeksu cen importu do indeksu cen krajowych (por. równanie 7b). Przekłada się to na wzrost konkurencyjności cenowej krajowych produktów sprzedawanych na rynkach zagranicznych oraz na spadek konkurencyjności produktów importowanych sprzedawanych na rynku krajowym. W rezultacie następuje wzrost wolumenu eksportu i spadek wolumenu importu. W przypadku eksportu, efekty cenowy i ilościowy są tego samego kierunku, czyli mamy do czynienia ze wzrostem wartości eksportu. W przypadku importu, efekty te są sobie przeciwstawne a ich łączny wpływ na wartość importu może być zarówno ujemny, jak i dodatni¹³.

Wykres 2. Wpływ 10% realnej deprecjacji na saldo obrotów bieżących (% PKB)



Źródło: obliczenia własne.

¹³ Jeżeli elastyczność cenowa importu jest mniejsza od -1 (parametr $d1$ z równania 24) to mamy do czynienia ze spadkiem wartości importu wyrażonej w walucie krajowej. W przeciwnym przypadku następuje wzrost wartości importu. Ponieważ dla Polski oszacowana wartość parametru wynosi $-0,76$ (por. równanie 25), to mamy do czynienia z drugim przypadkiem.

Wyniki analizy „impulse-response”, które zostały przedstawione na wykresie 2, wskazują, że w wyniku 10% realnej¹⁴ deprecjacji złotego salda obrotów bieżących poprawia się w ciągu 4 lat o 1,5-1,7% PKB. W pierwszym roku od wystąpienia deprecjacji CAB rośnie o 0,7-0,8% PKB, w drugim roku poprawa kształtuje się na poziomie 0,4-0,7% PKB, natomiast w 3 i 4 roku wzrost salda wynosi 0,1-0,2% PKB.

2.2. Równowaga wewnętrzna

Równowaga wewnętrzna, tak jak już wspomniano w poprzednim rozdziale, jest zdefiniowana jako zrównanie się poziomu produktu bieżącego z produktem potencjalnym (por. równanie 1). Innymi słowy, równowaga wewnętrzna występuje gdy wartość luki popytowej jest równa zero. Ponieważ jednak zarówno luka popytowa, jak i produkt potencjalny, są zmiennymi nieobserwowalnymi powstaje pytanie dotyczące sposobu pomiaru ich wartości. Literatura empiryczna przedstawia wiele metod szacunku tych wielkości (por. tabela 3), a zatem problemem staje się wybór odpowiedniego modelu. Jest to szczególnie ważne ze względu na fakt, że korelacja pomiędzy wartościami luk popytowych uzyskanymi różnymi metodami jest zazwyczaj niska (por. Chagny'ego i Dopke, 2001).

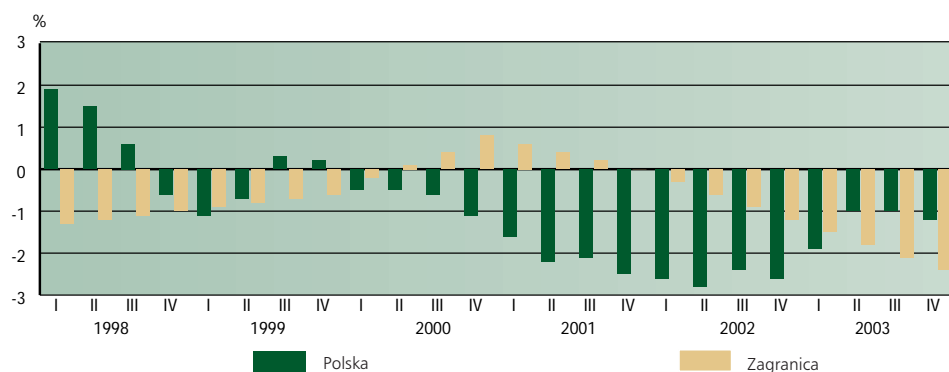
Tabela 3. Metody szacunku wartości luki popytowej

Metody niestrukturalne	Funkcja trendu, filtr Hodricka-Prescotta; dekompozycja Beverige'a-Nelsona;
Bezpośrednie metody	Dane ankietowe
Metody strukturalne	Funkcja produkcji; prawo Okuna; strukturalny VAR
Metody wielowymiarowe	Wielowymiarowa dekompozycja Beverige'a-Nelsona; wielowymiarowy filtr Hodricka-Prescotta;

Źródło: Chagny i Dopke (2001).

Wydaje się, że do sensu definicji równowagi wewnętrznej w modelu kursu równowagi fundamentalnej najbardziej pasuje podejście strukturalne. Z tego względu oszacowano wartość produktu potencjalnego na podstawie funkcji produkcji typu Cobb-Douglas. Wartość luki popytowej obliczona została jako różnica produktu potencjalnego przy stopie bezrobocia na poziomie $NAWRU$ ¹⁵ oraz bieżącego poziomu PKB. Szacunki dla Polski są spójne z obliczeniami Gradzewicza i Kolasy (2003), natomiast dane dla głównych partnerów handlowych zaczerpnięto z baz OECD (por. OECD Outlook No. 74)¹⁶. Dla IV kwartału 2003 r. wartość luki popytowej dla Polski wynosiła -1,2% PKB, natomiast dla zagranicy -2,4% PKB (por. wykres 3)

Wykres 3. Luka popytowa w Polsce i zagranicą



Źródło: Gradzewicz i Kolasa (2003) i OECD Outlook (2003).

¹⁴ W tym przypadku mówimy o deprecjacji kursu realnego opartego na deflatorach PKB.

¹⁵ Ang. Non-Accelerating Wages Rate of Unemployment.

¹⁶ OECD estymuje poziom luki popytowej także na podstawie funkcji produkcji typu Cobb-Douglas. Szczegóły stosowanej metodologii są opisane przez Giorno et al. (1995).

2.3. Równowaga zewnętrzna.

Najbardziej kontrowersyjną częścią obliczeń poziomu fundamentalnego kursu równowagi jest ustalenie optymalnego poziomu salda obrotów bieżących (*OCAB*). Wynika to z faktu, iż stosowane metody mają jedną z dwóch wad: bądź brakuje solidnych podstaw teoretycznych lub uproszczenia przy aplikacji empirycznej są zbyt duże. Należy dodać, że oszacowania poziomu kursu fundamentalnego są bardzo wrażliwe na zmiany wartości *OCAB*. Wrażliwość ta jest tym większa, im mniejsza jest otwartość gospodarki. Wynika to z faktu, iż dla krajów charakteryzujących się relatywnie zamkniętą gospodarką, nawet niewielkie zmiany salda obrotów bieżących wymagają znaczących dostosowań kursowych (por. Driver and Wren-Levis, 1999). Dla Polski, tak jak wykazano w punkcie 2.1., poprawa salda obrotów bieżących o 1% PKB wymaga 6-7% realnej deprecjacji złotego.

Pierwszą z metod, która była stosowana w pionierskich szacunkach *FEER* i którą można nazwać metodą kciuka (ang. *rule of thumb*), polega na ustaleniu poziomu *OCAB* na podstawie intuicji ekonomicznej badacza. Na przykład Bayoumi *et al.* (1994) w modelu pożądanego kursu równowagi (ang. *desired equilibrium exchange rate*) przyjęli, że wartość *OCAB* dla krajów wysokorozwiniętych wynosi 1% PKB. W przypadku Polski, wydaje się, iż zdroworozsądkowa wartość *OCAB* należy do przedziału od -5 do 5% PKB.

Drugi, bardziej sformalizowany, sposób szacunku poziomu *OCAB* jest oparty na tzw. podejściu bilansu oszczędności i inwestycji (ang. *saving-investment approach*). Zgodnie z daną metodą, zaproponowaną przez Debelle i Faruqee (1998), poziom *OCAB* jest determinowany przez międzyokresową optymalizację konsumpcji dokonywaną przez podmioty gospodarcze. Oznacza to, że:

$$OCAB = OS - OI, \quad (27)$$

gdzie *OS* i *OI* oznaczają odpowiednio optymalny poziom oszczędności i inwestycji. Tak jak podstawy teoretyczne tego podejścia są stosunkowo mocne, tak empiryczne obliczenia *OCAB* spotykane w literaturze ekonomicznej są już mniej przekonujące. Polegają one na ekonometrycznym oszacowaniu zależności pomiędzy saldem na rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB a czynnikami determinującymi inwestycje i oszczędności takimi jak na przykład: poziom rozwoju gospodarczego, struktura wiekowa społeczeństwa, polityka gospodarcza rządu, itp. W większości przypadków stosowane są modele ekonometryczne oparte na danych panelowych obejmujących kilkanaście/kilkadziesiąt krajów. Wartość *OCAB* jest obliczana jako wartość teoretyczna wynikająca z danego modelu, przy założeniu, że zmienne objaśniające kształtują się na poziomie spójnym z równowagą średniookresową¹⁷. Tak jak już wspomniano, empiryczna część tej metody budzi sporo zastrzeżeń. Po pierwsze, okazuje się, że dla modeli opartych na danych panelowych, zróżnicowanie poziomu *OCAB* w znacznej mierze wynika nie z odmiennych charakterystyk makroekonomicznych badanych krajów, tylko z występowania wyrazu wolnego w modelu (ang. *fixed effect*). Na przykład, jak wskazują Debelle i Faruqee (1998), dla Stanów Zjednoczonych i Japonii występowanie wyrazu wolnego wskazuje na poziom *OCAB* odpowiednio -4,8% i 2,1% PKB. Drugim zastrzeżeniem danego podejścia jest fakt, iż uwzględnia ono jedynie równowagę w sensie strumieniowym (ang. *flow equilibrium*), natomiast nie jest brana pod uwagę równowaga w sensie zasobowym (ang. *stock equilibrium*). Kształtowanie się obrotów bieżących na poziomie spójnym z *OCAB* obliczonym na podstawie danej metody może doprowadzić do akumulacji zadłużenia zagranicznego netto niespójnego z równowagą długookresową. W rezultacie dane podejście jest koncepcją średniookresową.

Zgodnie z obliczeniami Doisy i Herve (2001), którzy zastosowali metodologię bilansu oszczędności i inwestycji dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej, poziom *OCAB* dla Polski wynosi -2,6% PKB w przypadku szybkiego wstąpienia do strefy euro oraz -3,1% PKB dla scenariusza pozostawiania poza Unią Monetarną. Należy dodać, że wyniki te powinny być brane pod uwagę z dużą ostrożnością.

Trzeci sposób ustalania poziomu *OCAB* oparty jest na analizie stabilności zadłużenia zagranicznego rozważanego kraju. Według tej metody, opartej na kryterium wypłacalności (ang. *solven-*

¹⁷ Na przykład saldo budżetowe jest równe saldu strukturalnemu, luka popytowa wynosi 0 itd.

cy *criterion*), szuka się takiego poziomu salda obrotów bieżących, które gwarantowałyby utrzymanie aktywów zagranicznych netto (ang. *net foreign assets, NFA*)¹⁸ na poziomie zapewniającym wypłacalność kraju. Milesi-Feretti i Razin (1996) wskazują, że warunkiem utrzymania stałej relacji *NFA* do PKB jest wartość salda obrotów bieżących na poziomie:

$$OCAB = NFA(Q + Y) \quad (28)$$

gdzie \dot{Q} i \dot{Y} oznaczają odpowiednio tempa wzrostu kursu realnego i realnego produktu. W przypadku Polski, jeżeli przyjmiemy, że potencjalny produkt rośnie w tempie 4,0% rocznie (por. Gradzewicz, Kolasa, 2003), realna aprecjacja złotego wynikająca z efektu Balassa-Samuelsona wynosi 1,5% (por. Egert, 2002) możemy obliczyć na podstawie wzoru (28), że przy *NFA* na poziomie -36,1% PKB¹⁹ poziom *OCAB* wynosi około -2% PKB. Warto zauważyć, że dana metoda wskazuje jedynie poziom salda obrotów bieżących umożliwiający utrzymanie relacji *NFA* do PKB na stałym poziomie, nie rozważając czy dany poziom jest optymalny. Co więcej, zgodnie ze wzorem (28) wyższy poziom zadłużenia netto implikuje wzrost poziomu deficytu optymalnego salda obrotów bieżących, co wydaje się być sprzeczne z intuicją.

Czwarta, proponowana przez autora danego opracowania, metoda kalibrowania poziomu *OCAB* polega na połączeniu średniookresowej analizy struktury napływającego kapitału zagranicznego z ograniczeniem, że w długim okresie relacja *NFA* do PKB zbiega do z góry określonego poziomu. Według tej metody poziom *OCAB* ustalany jest według następującego wzoru:

$$OCAB = -DI - PEI + \delta(NFA - ONFA), \quad (29)$$

gdzie *FDI* i *PEI* są odpowiednio napływem netto inwestycji bezpośrednich (ang. *direct investment*) oraz inwestycji portfelowych w papiery udziałowe (ang. *portfolio equity investment*), *ONFA* jest ustalonym poziomem aktywów zagranicznych netto, natomiast parametr δ oznacza szybkość powrotu *NFA* do optymalnego poziomu. Dana formuła oznacza, że w krótkim okresie zmienność *OCAB* determinowana jest przez napływ kapitału nie powodującego zmian zadłużenia²⁰. W długim horyzoncie czasowym, natomiast, zapewniona jest równowaga w sensie zasobowym, ponieważ *NFA* zbiega do *ONFA*.

Przyjmując, że *ONFA* wynosi 30% PKB²¹, natomiast szybkość zbieżności $\delta = 0,1$, obliczona wartość *OCAB* dla Polski na koniec 2003 r. wynosi -0,5% PKB (por. wykres 4). Analiza wykresu 4 prowadzi do wniosku, że w latach 1998-2001 poziom *OCAB* utrzymywał się na relatywnie niskim poziomie (od -5,4% do -3,5% PKB), co wiązało się z wysokim napływem inwestycji bezpośrednich, dodatnim saldem inwestycji portfelowych w papiery udziałowe oraz wysokim poziomem *NFA*, tj. powyżej -30% PKB. Wraz ze spadkiem salda inwestycji bezpośrednich, odptywem kapitału w papiery udziałowe oraz spadkiem poziomu *NFA*²², w latach 2002-2003 wartość *OCAB* systematycznie rosła do poziomu -0,5% PKB.

¹⁸ Aktywa zagraniczne netto są równe co do wartości polskim aktywom zagranicznym pomniejszonym o polskie zobowiązania wobec zagranicy.

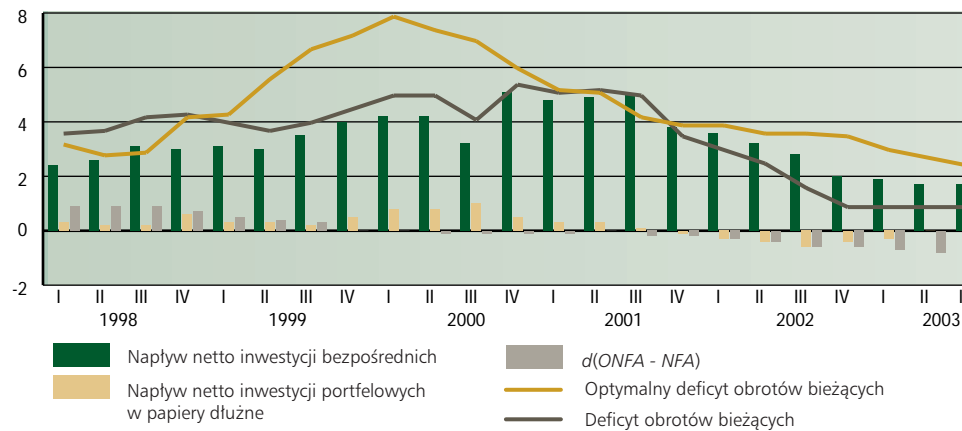
¹⁹ Pozycja inwestycyjna netto dla Polski na koniec 2002 r. wynosiła -36,1% PKB (por. www.nbp.pl). Wartość *NFA* dla pozostałych okresów była obliczana na podstawie następującej formuły: $NFA_t = NFA_{t-1}(1-d/S/St) + CAB_t$. Zgodnie z danym wzorem poziom aktywów zagranicznych netto w okresie t jest równy wartości *NFA* w okresie $t-1$ skorygowanej o zmiany kursów walutowych powiększonej o saldo obrotów bieżących w okresie t .

²⁰ Ale powodujący zmiany strukturę podmiotową własności aktywów i tym samym wartość *NFA*.

²¹ Założenie *ONFA* na poziomie 30% PKB jest spójne m.in. z wynikami badań Pattillo et al. (2002). Autorzy dowodzą, iż dla krajów rozwijających się, przy zadłużeniu zagranicznym przekraczającym 35-40% PKB, wpływ dalszego pogarszania bilansu zewnętrznego na wzrost PKB jest ujemny.

²² Zgodnie z szacunkami, na koniec 2003 r. poziom *NFA* wyniósł -39,6% PKB.

Wykres 4. Optymalny poziom salda obrotów bieżących w latach 1998-2003 (% PKB)



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP²³.

²³ Wszystkie obliczenia dotyczące OCAB prowadzone były na danych bilansu płatniczego na bazie płatności.

3

Obliczenia poziomu fundamentalnego kursu równowagi

W poprzednim punkcie zostały omówione trzy składowe niezbędne przy estymacji poziomu fundamentalnego kursu równowagi, a mianowicie model handlu zagranicznego, szacunki luki popytowej oraz założenia dotyczące optymalnego poziomu salda obrotów bieżących. Znajomość tych trzech elementów umożliwia w sposób jednoznaczny wyznaczenie poziomu *FEER*. Co więcej, warto zauważyć, że wiarygodność ostatecznego wyniku szacunku *FEER* w 100% zależy od wiarygodności tych trzech elementów.

Po oszacowaniu modelu handlu zagranicznego, wyznaczeniu wartości luki popytowej w kraju i zagranicą oraz oszacowaniu poziomu *OCAB*, można rozpocząć obliczenia poziomu fundamentalnego kursu równowagi. Obliczenia te składają się z dwóch etapów. W pierwszej kolejności szacowany jest poziom tzw. skorygowanego salda obrotów bieżących (*ACAB*). Następnie estymowana jest skala dopasowania kursu realnego oraz popytu wewnętrznego, niezbędna aby przywrócić równowagę makroekonomiczną.

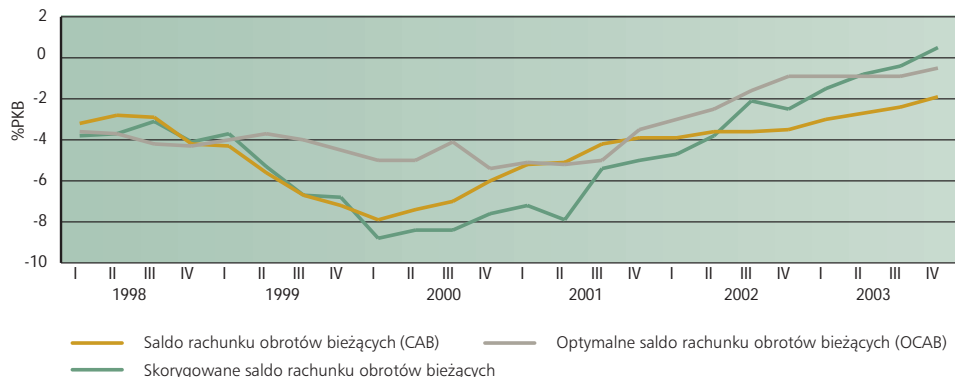
Biorąc pod uwagę informacje dotyczące przeszłych zmian kursu realnego oraz aktualnej wartości zagranicznej luki popytowej, na podstawie modelu przedstawionego w punkcie 2.1. można ustalić poziom tzw. skorygowanego salda obrotów bieżących (*ACAB*). *ACAB* jest hipotetycznym poziomem salda obrotów bieżących, który by występował gdyby domknąć zagraniczną lukę popytową oraz uwzględnić przeszłe zmiany kursu realnego. Innymi słowy, gdyby zagranicą występowała równowaga wewnętrzna (por. równanie 2) oraz gdyby poziom kursu realnego w przeszłości był równy bieżącej wartości, to teoretycznie saldo obrotów bieżących ukształtowałoby się na poziomie *ACAB*. Analogicznie obliczana jest wartość skorygowanej luki popytowej (*AGAP*). Aby zobrazować sposób szacunku poziomu *ACAB*, obliczenia dla IV kwartału 2003 r. omówiono krok po kroku. W tym okresie obserwowany deficyt obrotów bieżących wyniósł 1,9% PKB. Zagraniczna luka popytowa wyniosła -2,4% PKB. Biorąc pod uwagę, że zgodnie z przedstawionym modelem, wzrost popytu zewnętrznego o 1% powoduje poprawę salda obrotów bieżących o około 0,15% PKB, to można obliczyć, że gdyby spełniony był warunek podany w równaniu (2), tj. zagranicą, występowałaby równowaga wewnętrzna, to hipotetyczny deficyt obrotów bieżących byłby o około 0,4% PKB niższy i ukształtowałby się na poziomie 1,5% PKB. Ponadto, osłabienie realnego efektywnego kursu złotego z okresu II kwartał 2001 r. – IV kwartał 2003 r. o 24,4% jeszcze nie w pełni znalazło odzwierciedlenie w obserwowanym poziomie salda obrotów bieżących. Obliczenia na podstawie omówionego modelu wskazują, że przeszłe zmiany kursu realnego powinny prowadzić jeszcze do dalszej poprawy *CAB* o około 2% PKB²⁴. W rezultacie, dla IV kwartału 2003 r. szacowany poziom *ACAB* wyniósł 0,5% PKB. Ewolucja poziomu *ACAB* w latach 1998-2003 podana jest na wykresie 5.

W drugim etapie szukano odpowiedzi na pytanie dotyczące niezbędnych dostosowań kursu realnego oraz popytu wewnętrznego aby spełnione były warunki równowagi wewnętrznej ($AGAP(q, DD)=0$) oraz równowagi zewnętrznej ($ACAB(Q, DD)=OCAB$). Na podstawie modelu opisanego w punkcie 2.1. uzyskano następujące zależności: 1% aprecjacja kursu realnego (*Q*) prowadzi do spadku *AGAP* i *ACAB* o odpowiednio 0,16% i 0,17% PKB, natomiast wzrost popytu krajowego o 1%²⁵ prowadzi do pogorszenia *ACAB* o 0,21% PKB oraz do powiększenia *AGAP* o 0,79% PKB. W rezultacie, w celu obliczenia poziomu fundamentalnego kursu równowagi (Q^{FEER}) oraz wymaganego poziomu popytu krajowego (DD^{FEER}) należy rozwiązać następujący układ równań:

²⁴ Opis reakcji salda obrotów bieżących na szok kursowy jest szerzej omówiony w punkcie 2.1.5.

²⁵ Wzrost popytu krajowego o 1% oznacza tutaj proporcjonalny wzrost wszystkich komponentów popytu krajowego, tj. konsumpcji prywatnej, konsumpcji rządowej oraz inwestycji, o 1%.

Wykres 5. Skorygowane saldo obrotów bieżących



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych NBP.

$$\begin{cases} -0,16\left(\frac{Q^{FEER}}{Q} - 1\right) - 0,21\left(\frac{DD^{FEER}}{DD} - 1\right) = \frac{OCAB - ACAB}{PY} \\ -0,17\left(\frac{Q^{FEER}}{Q} - 1\right) + 0,79\left(\frac{DD^{FEER}}{DD} - 1\right) = \frac{AGAP}{PY} \end{cases} \quad (30)$$

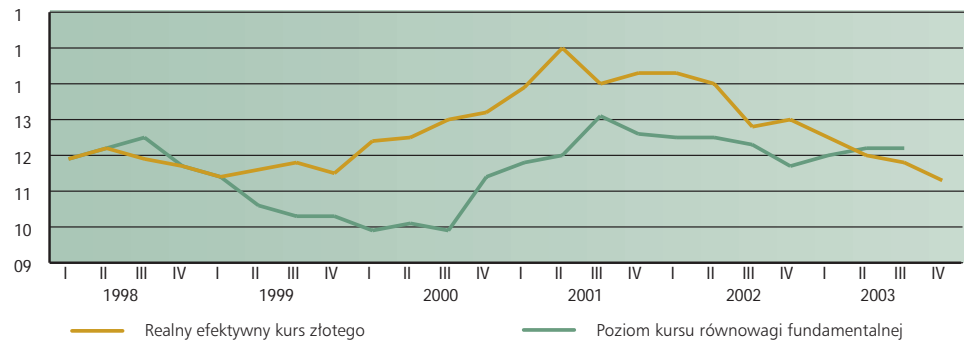
Oznacza to, że odchylenie bieżącego kursu realnego oraz popytu krajowego od poziomów spójnych z równowagą fundamentalną wynoszą:

$$\begin{bmatrix} \frac{Q^{FEER}}{Q} - 1 \\ \frac{DD^{FEER}}{DD} - 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,16 & -0,21 \\ -0,17 & 0,79 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} OCAB - ACAB \\ -AGAP \end{bmatrix} \frac{1}{PY} \quad (31)$$

Wyniki estymacji poziomu kursu równowagi dla lat 1998-2003, które są przedstawione na wykresie 6, wskazują na trzy tendencje w kształtowaniu się poziomu kursu równowagi. Po pierwsze, w okresie II połowa 1998 r.–1999 r. nastąpiła istotna deprecjacja poziomu kursu równowagi wynikająca z kryzysu rosyjskiego i wiążącego się z tym pogorszenia salda obrotów bieżących. W latach 2000-2001 poziom kursu równowagi aprecjonował w wyniku autonomicznego wzrostu podaży eksportu. W tych latach nastąpiło np. uruchomienie produkcji silników wysokoprężnych firmy Isuzu, których eksport jest mało elastyczny względem poziomu kursu. W rezultacie nastąpiła autonomiczna poprawa salda obrotów bieżących, tj. nie wynikająca ze zmian kursowych, prowadząca do aprecjacji FEER. Ostatecznie, w latach 2002-2003 FEER kształtował się na stabilnym poziomie. Wynikało to m.in. z występowania dwóch przeciwstawnych czynników. Z jednej strony szybszy wzrost produktywności w Polsce niż u naszych głównych partnerów handlowych, zgodnie z hipotezą Balassa-Samuelsona, prowadził do aprecjacji FEER. Z drugiej strony, szybko obniżający się poziom NFA w relacji do PKB był czynnikiem przemawiającym za deprecjacją FEER.

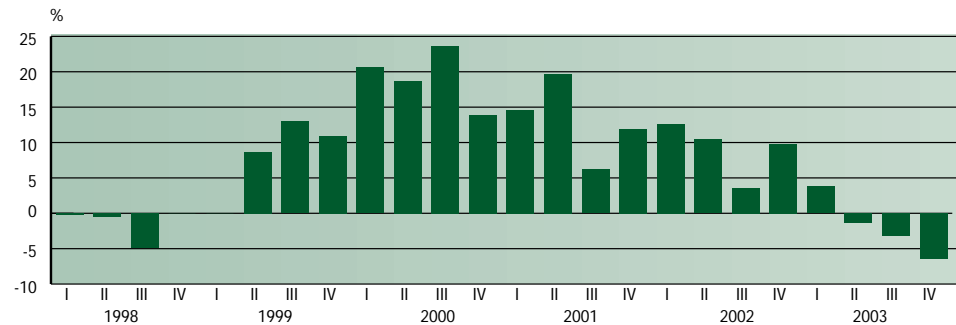
W okresie 2002-2003 gwałtowna deprecjacja realnego kursu złotego, połączona ze stabilnym kształtowaniem się realnego kursu równowagi, spowodowała, że złoty, który jeszcze w IV kwartale 2001 r. był przewartościowany o 11,9%, w IV kwartale 2003 r. stał się walutą niedowartościowaną o 6,4% (wykres 7). Warto dodać, że zgodnie z uzyskanymi wynikami popyt krajowy w IV kwartale 2003 r. nie wymagał większych dostosowań. Oznacza to, że w tym okresie Polska znajdowała się w IV ćwiartce wykresu 1.

Wykres 6. Kurs bieżący i kurs równowagi



Źródło: obliczenia własne

Wykres 7. Odchylenie kursu realnego od poziomu równowagi



Źródło: obliczenia własne

Ponieważ, tak jak już w danym opracowaniu zasugerowano, największe prawdopodobieństwo wystąpienia błędu przy obliczeniach poziomu kursu równowagi jest związane z niepewnością co do wiarygodności szacunku poziomu *OCAB*, z tego względu przeprowadzono analizę wrażliwości szacunku *FEER* względem poziomu *OCAB*. Zgodnie z wynikami przedstawionymi w tabeli 4, dla optymalnego poziomu salda obrotów bieżących na poziomie $-2,6\%$ PKB, tj. wartości wskazanej przez Doisy i Herve (2001), wymagana aprecjacja kursu realnego wynosi $16,6\%$, zaś popyt krajowy powinien zostać zwiększony o $2,2\%$. Jeżeli równowaga zewnętrzna oznacza utrzymywanie zerowego salda na rachunku obrotów bieżących, to kurs był niedowartościowany o 4% . Ostatecznie, dla scenariusza odpływu netto kapitału z rynku polskiego w wysokości $2,5\%$ PKB, realny kurs złotego w czwartym kwartale 2003 r. był wciąż przewartościowany o 2% . W efekcie, w zależności od przyjętego założenia dotyczącego poziomu *OCAB* może się okazać, że kurs jest lekko przewartościowany lub istotnie niedowartościowany. Ponadto, że tak jak już wspomniano, wrażliwość *FEER* na zmiany założeń dotyczących *OCAB* jest duża.

Tabela 4. Poziom OCAB a niedopasowanie kursu realnego i popytu wewnętrznego.

OCAB (% PKB)	Niedopasowanie		Opis scenariusza
	Kurs (Q)	Popyt (DD)	
-2,6	-16,6	-2,2	Podejście bilansu inwestycji i oszczędności
-0,5	-6,4	-0,0	Scenariusz bazowy
0,0	-4,0	0,5	Scenariusz zerowego napływu kapitału netto
2,5	2,0	1,1	Scenariusz odpływu kapitału netto

Źródło: obliczenia własne.

W wyniku wysokiej niepewności co do oszacowań poziomu kursu równowagi, w literaturze ekonomicznej można spotkać opinie, że dopiero szacunki wskazujące na odchylenie kursu od poziomu równowagi przekraczające 15% można przyjąć jako wskaźnik niedopasowania kursu (por. Williamson, 1994). W takim przypadku, uzyskane wyniki (por. wykres 6) jedynie wskazują na przewartościowanie kursu złotego w latach 2000-2001. Niemniej jednak, w przypadku podejmowania decyzji o poziomie parytetu złotego w systemie ERM II, wyniki przedstawionych badań mogą być pomocne przy ustalaniu kierunku ewentualnych zmian kursu. W IV kwartale 2003 r. średniokwartalny kurs EUR/PLN kształtował się na poziomie 4,62. Przedstawione obliczenia wskazują, że optymalny centralny parytet ERM II powinien być nieznacznie mocniejszy. Jeżeli przyjąć, że zmiana kursu nominalnego będzie równa oszacowanemu niedowartościowaniu (6,4%), oznaczałoby to centralny parytet na poziomie 4,32. Należy jednak wziąć pod uwagę, że deprecjacja kursu nominalnego prowadzi do wzrostu indeksu cen krajowych. Na przykład Darvas szacuje, że dla Polski elastyczność cen krajowych względem kursu, czyli tzw. współczynnik *pass-through*, jest zmienną i waha się w przedziale 0 - 0,4. Jeżeli przyjąć wartość współczynnika *pass-through* na poziomie 0,2, czyli że deprecjacja kursu nominalnego w 80% przekłada się na realne osłabienie kursu, to optymalny poziom parytetu ERM II wynosi 4,25 złotego za euro.

4 Zakończenie

W maju 2004 r. Polska została członkiem Unii Europejskiej. Następnie, zgodnie z ustaleniami, będzie musiała zastąpić złotego wspólną walutą. Z jednej strony, wstąpienie do wspólnego obszaru walutowego wiąże się z długookresowymi korzyściami, takimi jak spadek premii za ryzyko, obniżenie kosztów transakcyjnych czy likwidacja ryzyka kursowego. Z drugiej strony, kosztem jest porzucenie autonomii polityki monetarnej, co może być bardzo odczuwalne zwłaszcza w przypadku ustalenia kursu wymiany złotego na euro na niewłaściwym poziomie (Borowski, 2004). Z tego względu, przy ustalaniu centralnego parytetu ERM II, a następnie kursu konwergencji, powinno się brać pod uwagę nie tylko wartość kursu rynkowego, lecz także szacunki dotyczące nieobserwowalnego poziomu kursu równowagi.

W ekonomicznej literaturze empirycznej najwięcej uznania zdobyła teoria fundamentalnego kursu równowagi (*FEER*). Popularność tej metody wynika z bardzo przejrzystej i precyzyjnej definicji pojęcia równowagi makroekonomicznej. Równowaga ta oznacza jednoczesne osiągnięcie równowagi wewnętrznej, tj. zrównanie się popytu na produkt z potencjałem produkcyjnym, oraz równowagi zewnętrznej, tj. kształtowaniem się salda obrotów bieżących na optymalnym poziomie.

Obliczenia poziomu *FEER* wymagają trzech składowych. Po pierwsze należy oszacować model handlu zagranicznego, na podstawie którego można ustalić wpływ zmian kursu oraz popytu na saldo obrotów bieżących. Po drugie, niezbędne są szacunki nierównowagi wewnętrznej w kraju i zagranicą. Nierównowaga ta jest przybliżana przez wartość luki popytowej. Trzecim, najbardziej problematycznym elementem, jest szacunek optymalnego salda rachunku obrotów bieżących. Zgodnie z przedstawionymi szacunkami dla IV kwartału 2003 r., 10% deprecjacja kursu realnego prowadzi do poprawy salda na rachunku obrotów bieżących o około 1,6% PKB, wartość luki popytowej wynosiła -1,2% PKB, natomiast optymalne saldo na rachunku obrotów bieżących było na poziomie 0,5% PKB.

Na podstawie powyższych danych, oszacowane niedowartościowanie realnego kursu złotego w IV kwartale 2003 r. wyniosło 6,4%. Zakładając, że efektywność nominalnej deprecjacji wynosi w Polsce 80%, oznaczałoby to, że w tym okresie optymalny poziom kursu złotego wobec euro wynosił 4,25. Należy jednak zaznaczyć, że szacunki kursu równowagi są bardzo wrażliwe względem założonego optymalnego poziomu salda na rachunku obrotów bieżących (*OCAB*). Przedstawiona analiza wrażliwości wskazuje, że dla *OCAB* równego -2,6% PKB realny kurs złotego był w IV kwartale 2003 r. niedowartościowany o 16,6%, natomiast dla *OCAB* na poziomie 2,5% PKB złoty był przewartościowany o 2,0%.

5 Literatura

Balassa B., 1964, The Purchasing-Power-Parity Doctrine: A Reprisal, *Journal of Political Economy*, vol 72(6), s. 584-596.

Bayoumi T., Clark P., Szymansky S. i Taylor M., 1994, *The Robustness of Equilibrium Exchange Rate calculations to Alternative Assumptions and Methodologies*, w Williamson J., red.

Bayoumi T., Faruqee H., 1998, *A Calibrated Model of the Underlying Current Account*, w Faruqee H., Isard P., red.

Borowski J., red., 2004, *Raport na temat korzyści i kosztów przystąpienia Polski do strefy euro*, Narodowy Bank Polski.

Chagny O., Dopke J., 2001, *Measures of the Output Gap in the Euro-Zone: An Empirical Assessment of Selected Methods*, Working Paper No. 1053, Kiel Institute of World Economics, Kiel.

Chinn M., Prasad E., 2000, *Medium-Term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries: An Empirical Exploration*, IMF Working Paper WP/00/46, International Monetary Fund, Washington.

Chmielewski T., 2003, *Od kursu płynnego do unii monetarnej. Znaczenie efektu Balassy-Samuelsona dla polskiej polityki pieniężnej*, Narodowy Bank Polski, Materiały i Studia, zeszyt nr 163.

Clark P., MacDonald R., 1998, *Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*, IMF Working Paper WP/98/67, International Monetary Fund, Washington.

Darvas Z., 2001, *Exchange Rate Pass-Through and Real Exchange Rate in EU Candidate Countries*, Discussion paper 10/1, Deutsche Bundesbank.

Debelle G., Faruqee H., 1998, *Saving-Investment Balances in Industrial Countries: An Empirical Investigation*, in Faruqee H., Isard P., red.

Dickey D., Fuller W., 1981, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, vol. 49, s. 1057-1072.

Dickey D., Said S., 1994, Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, vol. 71, s. 599-608.

Doisy N., Herve K., 2002, *The Medium and Long Term Dynamics of the Current Account Positions in the Central and Eastern European Countries: What Are the Implications for their Accession to the European Union and the Euro Area?*, www.gdrefi2002.montesquieu.u-bordeaux.fr/communications/contributions/doisy.pdf.

Driver R., Wren-Lewis S., 1998, *Real Exchange Rates for the Year 2000*, Institute for International Economics, Washington.

Driver R., Wren-Lewis S., 1999, *How Robust are FEERs?*, Department of Economics, University of Exeter.

Egert B., 2002, Estimating the Impact of the Balassa-Samuelsion Effect on Inflation and the Real Exchange Rate During the Transition, *Economic Systems*, vol. 26, s.1-16.

Faruqee H., Isard P., red., 1998, *Exchange Rate Assessment: Extension of the Macroeconomic Balance Approach*, IMF Occasional Paper 167, International Monetary Fund, Washington.

Faruqee H., Isard P., Kincaid R., Fetherston M., red., 2001, *Methodology for Current Account and Exchange Rate Assessments*, IMF Occasional Paper 209, International Monetary Fund, Washington.

Frankel J., Froot K., 1986, *The Dollar as a Speculative Bubble: A Tale of Fundamentalists and Chartists*, NBER Working Paper No. 1854, National Bureau of Economic Research, Cambridge.

Giorno C., Richardson P., Roseveare D. and Van den Noord P., 1995, *Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances*, Working Papers no. 152, OECD, Paris.

Goldstein M., Khan M., 1985, *Income and price effects in foreign trade*, chapter XX in Jones R., Kenen P., red.

Gradzewicz M., Kolasa M., 2003, *Szacowanie luki popytowej dla gospodarki polskiej przy wykorzystaniu metodologii VECM*, mimeo, Narodowy Bank Polski.

Hinkle L., Montiel P., 1999, *Exchange Rate Misalignment*, World Bank Research Publication, Washington.

Jones R., Kenen P., red., 1985, *Handbook of International Economics*, vol. II, Elsevier Science Publishers B.V.

MacDonald R., 2000, *Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*, Discussion Paper 3/00, Deutsche Bundesbank, Frankfurt.

Milesi-Ferretti G., Razin A., 1996, *Sustainability of Persistent Current Account Deficits*, NBER Working Paper No. 5467, National Bureau of Economic Research, Cambridge

Mroczek W., Rubaszek M., 2003, *Determinanty polskiego eksportu i importu*, Materiały i Studia nr 161, Narodowy Bank Polski.

OECD, 2003, *Economic Outlook* No. 74, Paris.

Pattillo C., Poirson H., Ricci L., 2002, *External Debt and Growth*, IMF Working Paper WP/02/69, International Monetary Fund, Washington.

Rosenberg M., 1996, *Currency Forecasting*, IRWIN, Chicago.

Rubaszek M., 2004, *Balance of Payments Equilibrium Exchange Rate. Application for the Złoty*, *Eastern European Economics*, wkrótce (maj).

Stein J., 1995, *The Fundamental Determinants of the Real Exchange Rate of the U.S. Dollar Relative to Other G-7 Countries*, IMF Working Paper WP/95/81, International Monetary Fund, Washington.

Williamson J., 1983, *The Exchange Rate System*, *Policy Analyses in International Economics*, vol. 5, Institute for International Economics, Washington.

Williamson J., 1994, *Estimates of FEER*, w Williamson J., red.

Williamson J., red., 1994, *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington.

