

Szacunki realnego kursu równowagi długookresowej dla Polski*

Jan Przystupa

Równowaga jest pojęciem dobrze zdefiniowanym w naukach przyrodniczych i społecznych. Oznacza stan wzajemnego dostosowania przeciwstawnych lub rozbieżnych oddziaływań. Jeżeli wypadkowa tych oddziaływań jest równa zeru, to mamy do czynienia z równowagą statyczną, której w ekonomii odpowiada walrasowska koncepcja równowagi ogólnej. Jeżeli natomiast równe są pierwsze pochodne oddziaływań, to mówimy o równowadze dynamicznej, znanej w ekonomii jako równowaga neumannowska.

W ekonomii funkcjonuje ponadto pojęcie neoklasycznej koncepcji równowagi, pośredniej między walrasowską a neumannowską. Zgodnie z nią, gospodarka znajduje się w równowadze, jeżeli możliwy jest równomierny wzrost wszystkich podstawowych wielkości ekonomicznych: czynników produkcji, produkcji (dochodu) i konsumpcji.

Wielkością, która może zapewnić gospodarce równowagę zewnętrzną i wewnętrzną, jest kurs realny (Nurkse, 1945).

Analiza kursów równowagi, przy założeniu, że wyniki otrzymane dzięki zastosowaniu różnych metod są podobne, byłaby użytecznym narzędziem wspomagającym podejmowanie decyzji dotyczących polityki pieniężnej. Ocena stopnia przewartościowania lub niedowartościowania kursu waluty krajowej jest bowiem istotna dla oszacowania przyszłej presji inflacyjnej.

Kurs realny nie jest pojęciem jednoznacznym. Jego definicja zależy od typu gospodarki, która podlega analizie oraz od celu badania. W ujęciu najbardziej ogólnym są rozróżniane dwa typy kursów realnych:

- Kurs wewnętrzny (IRER) będący relacją cen dóbr wymiennych do cen dóbr niewymiennych w danej gospodarce:

$$IRER_d = \frac{P_{Td}}{P_{Nd}}$$

gdzie P_{Td} i P_{Nd} oznaczają, odpowiednio, poziomy cen dóbr wymiennych i niewymiennych wyrażone w walucie krajowej (wzrost IRER oznacza deprecjację), lub IRER wyrażony w walucie zagranicznej:

$$IRER_f = \frac{1}{IRER_d}$$

Jeżeli dla dóbr wymiennych zachodzi prawo jednej ceny, to ich cena krajowa jest iloczynem kursu nominalnego waluty krajowej (E) oraz ceny zagranicznej dobra krajowego, skorygowanej o cła i bariery administracyjne (T):

$$P_{Td} = E_{dc} \cdot P_{Tf} \cdot (1 + T)$$

wtedy:

$$IRER_d = \frac{E_{dc} \cdot P_{Tf} \cdot (1 + T)}{P_{Nd}}$$

- Kurs zewnętrzny dla danej gospodarki, rozumiany jako kurs nominalny korygowany różnicami cen lub kosztów między krajami. Istnieją cztery najczęściej spotykane miary kursu realnego zewnętrznego:

- 1) kurs oparty na teorii parytetu siły nabywczej (w wersji absolutnej i relatywnej),

- 2) dodatkowo zakładający istnienie prawa jednej ceny i konkurencji w produkcji dóbr wymiennych (lub inaczej – jako wersja parytetu siły nabywczej dla dóbr wymiennych),

* Opinie wyrażone w artykule są poglądami autora i nie wyrażają stanowiska instytucji, w których autor jest zatrudniony.

3) kursy oparte na modelu Mundella-Fleminga gospodarki produkującej jedno homogeniczne dobro,

4) kursy wykorzystujące relatywne koszty pracy w produkcji wszystkich dóbr.

Wszystkie powyższe miary wyrażają bilateralny kurs realny (BRER) wyrażony w walucie krajowej jako relację:

$$BRER_{dc} = \frac{E_{dc} \cdot P_{Gf}}{P_{Gd}}$$

gdzie:

E_{dc} – bilateralny nominalny kurs walutowy, wyrażony w jednostkach waluty krajowej,

P_{Gf}, P_{Gd} – zagregowane poziomy cen za granicą i w kraju.

Kurs realny wyrażony w jednostkach waluty zagranicznej jest równy:

$$BRER_{fc} = \frac{1}{BRER_{dc}}$$

Powyższe definicje odnoszą się do bilateralnego kursu realnego. W rzeczywistości w skali całej gospodarki mamy do czynienia z ważoną średnią kursów bilateralnych – kursem efektywnym (nominalnym – NEER; realnym – REER). W zależności od systemu przyjętych wag oraz ich zmienności otrzymujemy różne wartości kursów efektywnych, a więc odmienne informacje nt. zmian zachodzących w gospodarce – w tym przede wszystkim zmian pozycji konkurencyjnej badanej gospodarki¹.

Inne podejście określa kurs realny jako wielkość, która zapewnia gospodarce osiągnięcie równowagi zewnętrznej i wewnętrznej. Początkiem dyskusji nt. tego typu realnego kursu równowagi była definicja wprowadzona przez Ragnara Nurkse w 1945 r. Według niej realny kurs równowagi to taka wartość kursu, która jest spójna z zachowaniem równowagi wewnętrznej i zewnętrznej przy określonych wartościach innych zmiennych, mogących wpływać na oba rodzaje równowagi². Równowaga zewnętrzna oznacza tu sytuację, w której deficyt obrotów bieżących może być bezpiecznie i stabilnie finansowany przez napływ kapitału (*sustainable current account deficit*). Równowaga wewnętrzna to trwała długookresowa równowaga na krajowym rynku dóbr niewymiennych (*non-tradables*), co oznacza również utrzymywanie się bezrobocia na poziomie wyznaczonym przez jego naturalną stopę.

Mamy więc do czynienia z jednej strony z kursem realnym jako miarą zmian konkurencyjności, a z drugiej strony – z kategorią zapewniającą osiągnięcie równowagi ogólnej.

Przyjmijmy, że dowolna gospodarka znajduje się w każdym momencie w stanie krótkookresowej równowagi, będącej kombinacją chwilowej równowagi na rynku dóbr i na rynku finansowym. Stan chwilowej równowagi nie musi być stanem akceptowanym, nie musi zatem oznaczać ani pełnego zatrudnienia, ani pożądanej inflacji, ani określonego deficytu na rachunku obrotów bieżących, który mógłby być bezpiecznie finansowany. Niemniej jednak krótkookresowa równowaga wyznacza bieżące wartości wszystkich zmiennych endogenicznych dla danej gospodarki – w tym również wartości kursu realnego, niezależnie od przyjętej definicji tego kursu. Z kolei bieżące wartości zmiennych endogenicznych są uwarunkowane wartościami przyjętymi przez zmienne, które są albo zmiennymi egzogenicznymi dla gospodarki, albo zmiennymi, które co prawda same nie są częścią krótkookresowego stanu równowagi, jednak ich zmiany w czasie zależą zarówno od bieżących stanów gospodarki, jak i stanów oczekiwanych. Ten drugi typ zmiennych jest tradycyjnie dzielony na zmienne z góry określone i zmienne instrumentalne. Przyjmijmy, że krótkookresowy kurs równowagi (RER) jest funkcją bieżących i oczekiwanych wartości zmiennych z góry określonych (X_1), instrumentalnych (X_2) i egzogenicznych (X_3):

$$RER(t) = F((X_1(t), X_2(t), X_3(t)))$$

Ponieważ na zmienne z góry określone wpływają zarówno bieżące i oczekiwane stany gospodarki, jak i zmienne instrumentalne oraz egzogeniczne, to ich zmienność w czasie jest funkcją:

$$X_1(t) = G((X_1(t), X_2(t), X_3(t)))$$

Przyjmując za Montielem (1999), że każdy z pozostałych zbiorów zmiennych objaśniających składa się z czynnika stałego X^* oraz podlegającej wahaniom składowej $X(t)$, stan równowagi występuje, jeżeli $X(t) = 0$, tj.:

$$0 = G(X_1^*, X_2^*, X_3^*)$$

$$0 = X_2(t) - X^*$$

$$0 = X_3(t) - X^*$$

W takiej sytuacji kurs realny zapewniający równowagę długookresową (LRER) jest określony przez kurs realny zapewniający równowagę krótkookresową, która zachodzi przy określonych, stałych wartościach zmiennych instrumentalnych i egzogenicznych oraz przy wartościach zmiennych z góry określonych zapewniających ich stabilność. Stabilność tej grupy zmiennych jest z kolei zapewniona przez stałe składowe zmiennych instrumentalnych i egzogenicznych. W efekcie równowaga długookresowa jest zdetermino-

¹ Jeżeli zdefiniujemy miary konkurencyjności jako iloraz relatywnych cen lub kosztów wyrażonych we wspólnej walucie – czyli jako realny kurs walutowy – to jego zmiany opisują ewolucję międzynarodowej pozycji konkurencyjnej kraju. Konstrukcja REER umożliwia określenie zmian, nie pozwala natomiast na ocenę absolutnego poziomu konkurencyjności w stosunku do innych krajów.

² R. Nurkse (1945): *Conditions of International Monetary Equilibrium*. Essays in International Finance, Princeton University, Princeton, NJ.

wana przez ustalone wartości zmiennych instrumentalnych i egzogenicznych³, nazywanych w literaturze długookresowymi zmiennymi fundamentalnymi wyznaczającymi kurs równowagi:

$$LRER = H(X_2^*, X_3^*)$$

Z przyjętych założeń wynika, że LRER – chociaż jest kursem stabilnym w długim okresie – nie musi być ani kursem optymalnym, ani kursem pożądanym, bowiem zbiór zmiennych instrumentalnych X_2^* niekoniecznie jest zbiorem optymalnych wartości tych zmiennych. Jeżeli założymy, że optymalny wektor wartości zmiennych instrumentalnych zależy od wartości przyjmowanych przez zmienne egzogeniczne, czyli $X_2^{opt} = J(X_3^*)$, to pożądana wartość kursu realnego DRER (*Desired equilibrium Real Exchange Rate*) jest następująca (Montiel, 1999):

$$DRER = H[J(X_3^*), X_3^*]$$

Zbliżoną do DRER interpretację ma określony przez zmienne fundamentalne kurs realny nazywany w literaturze FEER – *Fundamental Equilibrium Exchange Rate* (Williamson, 1994).

Według opisanych definicji kursu realnego, koncepcja kursu równowagi sprowadza się do badania istnienia oraz stałości relacji długookresowych między zmiennymi fundamentalnymi. Kurs nominalny ulega wtedy dostosowaniu aż do osiągnięcia przez kurs realny postulowanego poziomu.

W takiej sytuacji badanie realnych kursów równowagi sprowadza się do:

– poszukiwania zależności długookresowej między poziomami cen lub kosztów: modele parytetu siły nabywczej (PPP – *Purchasing Power Parity*), modele Mundela-Fleminga,

– modelowania behawioralnych zależności długookresowych między zmiennymi fundamentalnymi: modele strukturalne zredukowane do modeli jednorównaniowych, np. modele typu NATREX (*Natural Real Equilibrium Exchange Rate*) bazujące na teorii wzrostu, strukturalne modele Edwardsa i Elbadawiego (1994) czy McDonalda (1999) poszukujące zależności długookresowej między wybranymi zmiennymi (bez odwoływania się do modeli strukturalnych);

– budowanie modeli równowagi ogólnej (ewentualnie równowagi cząstkowej) – np. typu *macroeconomic balance approach*, w których wyznacza się pożądaną poziom równowagi bilansu obrotów bieżących oraz przepływów finansowych; modele typu CGE – np. model DLR (trójsektorowy model równowagi ogólnej (Devarajan, Lewis, Robinson, 1993).

Wydaje się, że warto za Isardem i Faruqee (1998) podzielić się wątpliwościami co do użyteczności i praktycznej możliwości wyznaczania realnego kursu

równowagi. Mianowicie, szczególnie w warunkach kursu płynnego trudno jest rozróżnić bieżący kurs od kursu równowagi. W każdym odcinku czasu realny kurs bieżący wynika z relacji między zmiennymi fundamentalnymi – jest więc jedynym możliwym kursem w danych warunkach, jest kursem optymalnym. Możemy mówić w zasadzie tylko o odchyleniach tego kursu od kursu pożądanego z punktu widzenia realizacji celów określanych przez politykę gospodarczą. Wtedy jednak zakładamy, że realizowana polityka gospodarcza nie jest optymalna – dostosowujemy więc odpowiednio wektor wartości zmiennych instrumentalnych.

Druga szkoła dopuszcza, co prawda, występowanie nawet znaczących odchylen kursu realnego od kursu równowagi długookresowej, jest jednak sceptyczna co do praktycznych możliwości oszacowania wielkości odchylen – a tym samym wyznaczenia (nieobserwowalnego bezpośrednio) kursu równowagi.

W prezentowanym opracowaniu podjęto próbę oszacowania realnego kursu równowagi długookresowej dla złotego, czyli bez optymalizacji zmiennych instrumentalnych. Warto jednak do ogólnych założeń stojących za definicjami realnego kursu równowagi dodać kilka spostrzeżeń specyficznych dla Polski okresu transformacji, tj. dla lat 1990-2003:

- W przeciwieństwie do gospodarki krajów uprzemysłowionych, jak również krajów rozwijających się przed 1990 r. w Polsce nie funkcjonowały mechanizmy rynkowe. Tym samym żadna z definicji kursu realnego nie mogła być stosowana – również definicja kursu wewnętrznego.

- Transformacja systemu powodowała zasadnicze zmiany w strukturze gospodarki oraz w sposobie reakcji – co można próbować modelować – oraz zmiany w sprawozdawczości statystycznej. Jednoczesne uwzględnianie w modelach zmian strukturalnych i zmian w statystyce nie jest możliwe.

- Najpoważniejsze zmiany w sprawozdawczości statystycznej wprowadzono w latach 1990-1992. W miarę jednorodnie szeregi statystyczne są więc dostępne od 1993 r.

- Analiza szeregów statystycznych zarówno zmiennych ze sfery realnej, jak i monetarnej oraz związków przyczynowych między nimi wykazuje, że ani szeregi, ani związki nie były homogeniczne w całym okresie 1990-2003. Wyraźny przełom jest widoczny w latach 1998-1999.

Ze względu na trudności w zastosowaniu metod ilościowych przy krótkich i niejednorodnych szeregach statystycznych podejmuje się próby estymacji parametrów równań – stosując szeregi o większej częstotliwości, np. dane kwartalne lub (rzadziej) miesięczne. Pewne podstawy do takiego postępowania, również od strony koncepcyjnej, daje szybkość zachodzących zmian systemowych. W ciągu dziesięciu lat dokonano transformacji, która w gospodarkach krajów uprzemysłowionych

³ Przy założeniu, że zachodzi prawo jednej ceny.

trwała 3 – 4-krotnie dłużej. W każdej jednak sytuacji otrzymane wyniki, nawet te spełniające rygorystyczne testy statystyczne, należy interpretować szczególnie ostrożnie.

Wyznaczanie długookresowego kursu równowagi z reguły rozpoczyna się od sprawdzenia, czy dla danego kraju prawdziwa jest teoria parytetu siły nabywczej (PPP – *Purchasing Power Parity*). Kolejnym krokiem, po ewentualnym odrzuceniu teorii PPP, jest poszukiwanie innych sposobów wyznaczania kursu równowagi – sposobów opartych na analizie zmiennych fundamentalnych.

Hipoteza parytetu siły nabywczej

Równowaga według „absolutnej” teorii PPP zachodzi na rynku walutowym, jeżeli nominalny kurs walutowy między dwoma krajami jest równy stosunkowi identycznych koszyków konsumpcyjnych w tych krajach:

$$E_{dc} = \frac{P_{Gf}}{P_{Gd}} \cdot 1$$

Oznaczenia są wyjaśniane przy omawianiu definicji kursu realnego.

Brak możliwości zdefiniowania wystandaryzowanych koszyków konsumpcyjnych, różne struktury cen dóbr w poszczególnych krajach, zmiany tempa dostosowania poziomów cen doprowadziły do podważenia zasadności stosowania w praktyce teorii PPP w wersji „absolutnej”⁴. Częściej przyjmuje się, że implikowana relacja (k) między poziomami cen podobnych koszyków powinna być stała (relatywna wersja PPP):

$$E_{dc} = \frac{P_{Gf}}{P_{Gd}} \cdot k \quad (k \text{ jest miarą realnego kursu równowagi})$$

lub podlegać trendowi (uzasadnieniem jest istnienie efektu Harroda-Balassy-Samuelsa):

$$E_{dc} = \frac{P_{Gf}}{P_{Gd}} \cdot k(t)$$

W takiej sytuacji, pamiętając o założeniu działania prawa jednej ceny, zgodnie z wprowadzoną definicją długookresowego realnego kursu równowagi, kurs ten według PPP w wersji absolutnej jest równy $LREER_{dc} = 1$, w wersji relatywnej: $LREER_{dc} = k$, a w wersji relatywnej z trendem: $LREER_{dc} = k(t)$.

Badanie, czy rzeczywiście zachodzą opisane relacje, opiera się na analizie występowania kointegracji między nominalnym kursem walutowym a odpowiednimi poziomami cen (np. Rogoff, 1996; Montiel, 1999).

Przyjmując, że hipoteza PPP może być opisana równaniem stochastycznym:

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1(p_t^{Gf} - p_t^{Gd}) +$$

gdzie: e_t – logarytm naturalny kursu nominalnego waluty zagranicznej wyrażonej w jednostkach waluty krajowej,

p_t^{Gd}, p_t^{Gf} – logarytmy naturalne odpowiednio poziomu cen w kraju i za granicą,

α_0 – stała,

α_1 – stacjonarna zmienna losowa⁵, opisująca odchylenia zmiennych fundamentalnych od ich średnich wartości.

Według takiego zapisu, logarytm bieżącego kursu realnego RER jest równy $e_t + p_t^{Gf} - p_t^{Gd}$, a logarytm LNER jest równy α_0 . Jeżeli odchylenia RER od LNER mają charakter przejściowy, to RER powinien być procesem stacjonarnym. Ponieważ e_t, p_t^{Gf}, p_t^{Gd} z reguły są procesami niestacjonarnymi, to α_0 jest stacjonarny tylko wtedy, jeżeli e_t, p_t^{Gf}, p_t^{Gd} są szeregami skointegrowanymi – wówczas możemy uznać za prawdziwą hipotezę PPP.

Dla polskiej gospodarki były testowane trzy typy równań:

1. Równanie podstawowe (PPP w wersji relatywnej): $e_t = \alpha_0 + \alpha_1(p_t^{Gf} - p_t^{Gd}) +$

2. Równanie w wersji z trendem:

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1(p_t^{Gf} - p_t^{Gd}) + \alpha_2 t +$$

3. Równanie behawioralne, będące kombinacją równania w wersji z trendem (wyrażonym zmianami wydajności pracy) i kapitałowej wersji LNER opisanej przez MacDonalda (2000), tzw. CHEER – *Capital Enhanced Equilibrium Exchange Rate*:

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1(p_t^{Gf} - p_t^{Gd}) + \alpha_2(i_t^d - i_t^f) + \alpha_3(pv_t^d - pv_t^f) +$$

gdzie $i_t^d, i_t^f, pv_t^d, pv_t^f$ oznaczają odpowiednio: stopy procentowe krajowe i zagraniczne, wydajność pracy w kraju i za granicą. Testowane były krótkie (jedno- i trzymiesięczne) stopy procentowe, które lepiej uwzględniają zmiany w polityce pieniężnej (zmiennie instrumentalne) niż zmiany średnio- i długookresowe zachodzące w gospodarce⁶ – są więc składową krótkookresową powodującą odchylenia od kursu równowagi. Składowej długookresowej odpowiadają zmiany wydajności.

W badaniu uwzględniono:

– kursy nominalne USD/PLN, EUR/PLN, kurs efektywny (waga jest struktura walutowa obrotów towarowych), kurs efektywny mierzony strukturą koszyka walut przed upłynięciem kursu złotego (45% PLN/USD, 55% PLN/EUR);

– wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI), wskaźnik cen produkcji sprzedanej przemysłu

⁵ Dopuszczane jest również testowanie wersji PPP z trendem. Wtedy równanie kursu nominalnego przyjmuje postać: $e_t = \alpha_0 + \alpha_1(p_t^{Gf} - p_t^{Gd}) + \alpha_2 t +$

⁶ W równaniu CHEER występują stopy długookresowe. W prezentowanym równaniu uwzględnienie klasycznej wersji CHEER powodowałoby nakładanie się dwóch składowych długookresowych: stopy procentowej i wydajności. Nie byłyby natomiast reprezentowane zmienne instrumentalne.

⁴ Szczegółowe omówienie problemów związanych ze stosowaniem PPP w wersji absolutnej znajduje się np. w pracy Officera (1976).

(PPI), wskaźniki jednostkowych kosztów pracy (ULC) dla równań 1 i 2,

– wskaźniki stóp procentowych Wibor1M, Wibor3M, Libor1M, Libor3M – dla USD i EUR,

– wskaźniki wydajności pracy w przemyśle.

Indeksy znormalizowano biorąc za podstawę grudzień 1996 r. Badanie przeprowadzono na podstawie danych miesięcznych i kwartalnych z okresu styczeń (lub I kwartał) 1993 r. – marzec (lub I kwartał 2003 r.), oczyszczonych z wahań sezonowych metodą Census X12. Jeżeli testy nie wykazywały pożądanych właściwości szeregów dla całego okresu, okres ten dzielono na podokresy zróżnicowane statystycznie (porównując średnie, wariacje i odchylenia standardowe drugich przyrostów szeregów wyjściowych)⁷ i merytorycznie (biorąc pod uwagę zmiany w polityce kursowej, a od 1999 r. w polityce pieniężnej NBP⁸ – systematyczne poszerzanie pasma wahań złotego (do +/-15%), zaprzestanie interwencji na rynku walutowym, liberalizacja prawa dewizowego). Zmiany te nastąpiły w latach 1998-1999.

Rozpoczynając szacowanie realnego kursu równowagi dla Polski postawiono następujące hipotezy robocze:

1. Hipoteza parytetu siły nabywczej w wersji relatywnej oraz w wersji relatywnej z trendem była prawdziwa dla okresu wysokiej inflacji (1993-1997(8)) oraz kursu pelzającego.

2. Dla okresu relatywnie niskiej inflacji oraz kursu pelzającego z szerokim pasmem wahań, a także dla kursu płynnego (okres 1998(9)-2003) prawdziwa jest hipoteza parytetu siły nabywczej w wersji będącej kombinacją wersji z trendem (wyrażonym zmianami wydajności pracy) i wersji kapitałowej (wyrażonej przez dysparytet stóp procentowych).

3. Kosztowa hipoteza parytetu siły nabywczej (zblizona do modeli Mundella-Fleminga), oparta na porównaniu jednostkowych kosztów pracy, jest prawdziwa dla całego analizowanego okresu.

Pierwszy krok badania polegał na przeanalizowaniu stopnia integracji wszystkich szeregów przy wykorzystaniu, opartych na dwóch odmiennych zasadach, testów stacjonarności: testu ADF (Augmented Dickey-Fuller), którego rezultaty były porównywane z wynikami testu KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin)⁹. Stacjonarność procesów oceniano przy tym

na poziomie istotności równym 1%. Do dalszej analizy były przyjmowane wyłącznie szeregi, dla których testy ADF i KPSS wykazywały jednoznacznie niestacjonarność. W przypadku rozbieżnych wyników porównanie było dokonywane na poziomie istotności równym 5%. Jeżeli w dalszym ciągu wyniki były niejednoznaczne – szereg odrzucano.

We wszystkich analizowanych okresach jednoznaczne wyniki testów ADF i KPSS (niestacjonarność procesu) uzyskano dla nominalnego efektywnego kursu złotego (NEER), indeksu cen produkcji sprzedanej przemysłu (PPIUSA), stóp procentowych krajowych i zagranicznych (Wibor1M i 3M, LiborUSD1M, LiborEUR1 i 3M) oraz jednostkowych kosztów pracy w Polsce (ULCPL) i krajach strefy euro (ULCEUR, w okresie od II kwartału 1998 r. do I kwartału 2003 r.). Niejednoznaczne, lecz zaaprobowane wyniki uzyskano dla kursu USD/PLN oraz EUR/PLN, CPI dla Polski, strefy euro i USA oraz dla ULCEUR i ULCUSA w okresie 1993–1998.

Mając zdefiniowany zbiór zmiennych niestacjonarnych, w kolejnym kroku, stosując test Johansena, zbadano istnienie relacji kointegrujących między odpowiednimi zmiennymi. Kointegrację testowano przyjmując w równaniu kointegracji:

- istnienie czynnika stałego,
- istnienie czynnika stałego i trendu.

Sprawdzanie hipotezy 1

W podokresie 1993–1998 zarówno dla danych kwartalnych, jak i miesięcznych test Johansena wykazał istnienie czterech relacji kointegrujących – między kursem USD/PLN korygowanym koszykiem konsumpcyjnym (CPI) i koszykiem kosztowym (PPI) oraz między kursem nominalnym efektywnym a koszykami CPI i PPI. Takiej relacji nie wykryto w przypadku kursu ECU/PLN.

Szacując równania parytetu siły nabywczej w wersji relatywnej i w wersji relatywnej z trendem, otrzymano następujące wyniki:

$$e_{CPI}^{USD/PLN} = 0,90 + 0,93 \alpha (p_{CPI}^{USD} \quad p_{CPI}^{PL})$$

(0,010) (0,047) R²=0,90 60 obserwacji

$$e_{CPI}^{NEER} = 4,45 + 0,98 \alpha (p_{CPI}^{USD+EUR} \quad p_{CPI}^{PL}) + 0,005 \Delta trend$$

(0,035) (0,068) (0,001)

R²=0,98 66 obserwacji

$$e_{PPI}^{USD/PLN} = 1,08 + 0,94 \alpha (p_{PPI}^{USD} \quad p_{PPI}^{PL}) + 0,003 \Delta trend$$

(0,026) (0,058) (0,001)

R²=0,98 62 obserwacje

$$e_{PPI}^{NEER} = 4,52 + 0,99 \alpha (p_{PPI}^{USD+EUR} \quad p_{PPI}^{PL})$$

(0,007) (0,036) R²=0,93 58 obserwacji

Bliskie jedności współczynniki określające dysparytet poziomu wydatków (CPI) i poziomu kosztów (PPI)

⁷ Testy na obecność pierwiastka jednostkowego wykazywały stacjonarność większości drugich przyrostów szeregów wyjściowych.

⁸ W 1998 r. powołana została Rada Polityki Pieniężnej; od 1999 r. realizowana jest polityka bezpośredniego celu inflacyjnego.

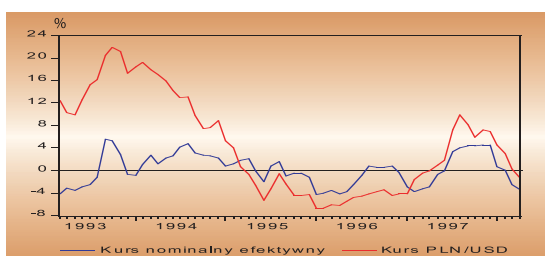
⁹ Rozważając dowolny proces autoregresyjny, w teście ADF sprawdzamy hipotezę zerową: czy proces ten jest niestacjonarny, wobec hipotezy alternatywnej: czy proces jest stacjonarny wokół trendu. W teście KPSS wykorzystującym mnożniki Lagrange'a, przyjmując, że proces jest stacjonarny wokół trendu, sprawdzamy hipotezę zerową: czy rzeczywiście proces ma taką właściwość, wobec hipotezy alternatywnej: czy proces jest niestacjonarny.

sugerują, że w warunkach wysokiej inflacji jest duże prawdopodobieństwo sprawdzania się hipotezy PPP (np. Rogoff, 1996) w wersji relatywnej i w wersji z trendem (zmieniającej wartość relacji długookresowej). Jednocześnie trend występujący ze znakiem dodatnim (powoduje aprecjację) może być interpretowany jako sygnał występowania efektu Balassy-Samuelsona.

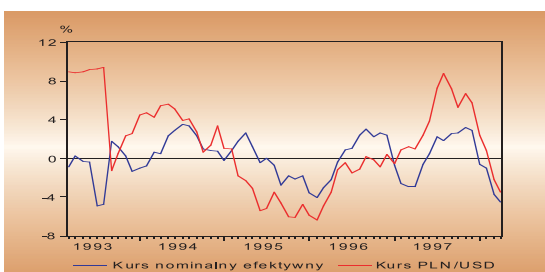
Występujące różnice wartości stałej (interpretowanej jako poziom równowagi długookresowej) wynikają z różnych miar poziomu kursu efektywnego (indeks jednopodstawowy) i poziomu kursu bieżącego. Kurs równowagi długookresowej dla omawianego okresu zawiera się w przedziale 2,5 – 2,9 PLN/USD. Uwzględnienie trendu zwiększa górną granicę przedziału o 0,1.

Uwzględniając fakt, że reszty wszystkich równań są stacjonarne (na poziomie 1 lub 5%), dopuszczalne interpretowanie jako odchylen kursu od ścieżki jego długookresowej równowagi. Przewartościowanie złotego, mające przyczynę w administracyjnym poszukiwaniu optymalnego kursu, który mógłby służyć jako kotwica ograniczająca wzrost cen (właściwego ustalenia współczynnika „pełzania”), wymuszało kolejne dewaluacje. W okresie objętym badaniem największe odchylenie nominalnego kursu złotego do dolara od ówczesnego kursu równowagi wyniosło ponad 20%, w połowie 1993 r. Dewaluacja złotego o 8% w sierpniu 1993 r. oraz, jak można sądzić obecnie, zbyt wysoki i zbyt rzadko zmieniany współczynnik „pełzania” prowadziły do systematycznego niedoszacowania wartości złotego w stosunku do dolara, zakończonego 6-procentową rewaluacją złotego w grudniu 1995 r.

Wykres 1 Odchylenia złotego od poziomu równowagi wyliczonego na podstawie siły nabywczej koszyków CPI w latach 1993-1998



Wykres 2 Odchylenia złotego od poziomu równowagi wyliczonego na podstawie parytetu siły nabywczej koszyków PPI w latach 1993-1998



W tym czasie zmieniała się jednak również struktura walutowa polskich transakcji płatniczych. Jeżeli popatrzymy pod tym kątem na politykę kursową NBP w tym okresie, to – uwzględniając fakt, że w koszyku walutowym waluty europejskie stanowiły 55% – odchylenia kursu efektywnego od jego poziomu równowagi długookresowej nie przekraczały w całym omawianym okresie +/-5%, a 8% dewaluacja w 1993 r. w zasadzie oznaczała sprowadzenie kursu nominalnego do poziomu równowagi. Polityka stabilizacji CPI za pomocą kursu mogła jednak mieć niepożądany wpływ na koszty produkcji – powodując niezamierzone krótkookresowe oscylacje (wykres 2).

Dla okresu 1993-1998 również była testowana wersja PPP będąca kombinacją wersji z trendem i kapitałowej. Jednak ani stopy procentowe, ani wydajność pracy (przybliżająca trend) nie były statystycznie istotne w żadnej z analizowanych wersji równania.

Sprawdzanie hipotezy 2

O ile równania behawioralne nie były istotne dla okresu 1993-1998, o tyle równania PPP ani w wersji relatywnej, ani w wersji z trendem nie sprawdzały się w okresie 1998(9)-2003. Znalezione natomiast zależności tworzące równania behawioralne dla relacji nominalny kurs efektywny – CPI oraz kurs EUR/PLN – PPI:

$$e_{CPI}^{NEER} = 4.51 + 0.84 \cdot (p_{CPI}^{USD+EUR} - p_{CPI}^{PL}) + (0,066) (0,139) + 0.08 \cdot (Wibor3M - Libor3M) + 0.07 \cdot (PV^{PL} - PV^{USD+EUR}) (0,013) (0,011) R^2=0,61 \quad 56 \text{ obserwacji}$$

$$e_{PPI}^{EUR} = 0,98 + 0,88 \cdot (p_{PPI}^{EUR} - p_{PPI}^{PL}) + (0,074) (0,189) + 0,04 \cdot (Wibor3M - Libor3M) + 0,06 \cdot (PV^{PL} - PV^{EUR}) (0,037) (0,079) R^2=0,61 \quad 54 \text{ obserwacje}$$

W równaniach tych współczynnik przy dysparytecie cenowym jest istotnie mniejszy od jedności, co świadczy, że dobra niekoniecznie są sprzedawane na rynku krajowym zgodnie z zasadami parytetu siły nabywczej. Istnieje natomiast strategia cenowa korporacji międzynarodowych ustalająca ceny w zależności od potencjału rynku (*pricing to the market* – patrz np. Dornbusch, 1987), powodująca odchylenia od parytetu.

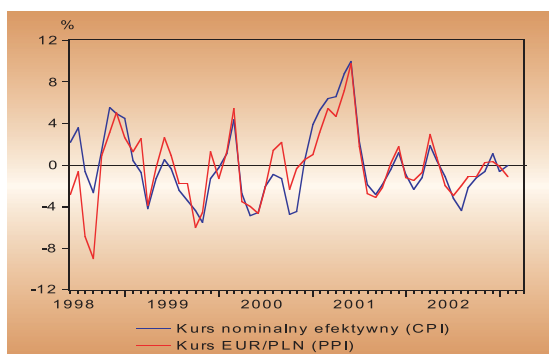
Zmienną instrumentalną korygującą krótkookresowe odchylenia kursu jest dysparytet stóp procentowych. Zmienna ta, charakteryzująca politykę monetarną, powinna w okresie prowadzenia polityki bezpośredniego celu inflacyjnego ograniczać nadmierną amplitudę wahań.

Efekt Balassy-Samuelsona jest z kolei określanej przez różnice w wydajności (Brok i Hargreaves, 2001).

Z przedstawionych równań wynika, że jego siła jest porównywalna z siłą oddziaływania stóp procentowych na kurs.

Wykres 3 przedstawia procentowe odchylenia kursu nominalnego od kursu, który zapewniałby długookresową równowagę na rynku.

Wykres 3 Odchylenia złotego od poziomu równowagi wyliczonego na podstawie parytetu siły nabywczej koszyków CPI i PPI w latach 1998-2003

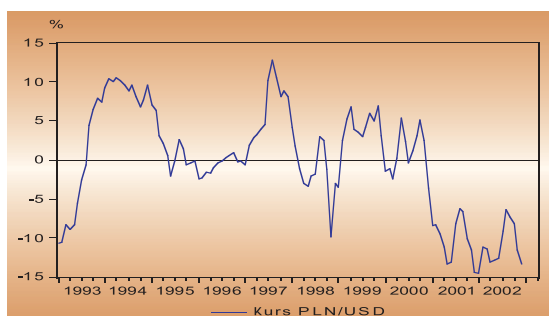


Cechą charakterystyczną dla lat 1998(9)-2003 jest przeniesienie na koszyk CPI krótkookresowych oscylacji wokół równowagi, typowych dla kosztowego koszyka (PPI) w latach 1993-1998. Jednocześnie poza okresem wyraźnego przewartościowania złotego, przekraczającego 10% w pierwszej połowie 2001 r., amplituda wahań nie zmienia się w stosunku do poprzedniego okresu i nie przekracza +/-5%, z tendencją do zmniejszenia się po 2001 r.

Sprawdzanie hipotezy 3

Dla całego okresu nie znaleziono żadnej relacji kointegrującej, która pozwoliłaby wnioskować o prawdziwości hipotezy parytetu siły nabywczej opartej na porównaniu jednostkowych kosztów pracy. Warunki testu Johansena, przy 1% przedziale ufności, spełniała jedynie hipoteza parytetu siły nabywczej w wersji relatywnej. Szeregi cen spełniały warunek niestacjonarności, a sze-

Wykres 4 Odchylenia złotego od poziomu równowagi wyliczonego na podstawie parytetu siły nabywczej koszyków CPI w latach 1993-2003



reg reszt, zarówno według testu ADF, jak i KPSS, był stacjonarny. Wyniki potwierdzają natomiast tezę, że PPP w wersji relatywnej może być prawdziwa jedynie dla okresów wysokiej inflacji – trudno bowiem uzasadnić tezę o 10-15% niedowartościowaniu złotego w latach 2000-2003.

$$e_{CPI}^{USD/PLN} = 1,15 + 0,98 \cdot (p_{CPI}^{USD} - p_{CPI}^{PL})$$

$$(0,010) (0,027) \quad R^2=0,92 \quad 120 \text{ obserwacji}$$

Model równowagi bilansu obrotów bieżących (macroeconomic balance approach)

Najczęściej stosowaną alternatywą wobec szacowania długookresowego realnego kursu równowagi metodą parytetu siły nabywczej są modele równowagi cząstkowej, bazujące na wyznaczaniu długookresowej relacji między saldem obrotów bieżących a saldem inwestycji i oszczędności w gospodarce. Spośród tych modeli, typu Mundella-Fleminga, Bayoumi'ego (np. Bayoumi i in. 1994), najbardziej rozpowszechnione jest opracowane przez ekspertów Międzynarodowego Funduszu Walutowego tzw. podejście *macroeconomic balance*¹⁰.

Standardowe rozwiązania tej koncepcji stosowanej do mierzenia kursów równowagi, opierają się na zależności między saldem rachunku obrotów bieżących a saldem oszczędności i inwestycji w badanej gospodarce:

$$CA_t (REER_t, REER_{t-1}, \dots, AD_t, AD_t^*, \dots) = S(Y^d, r, DEF, GAP, \dots) - I(Y^d, r, GAP, \dots)$$

gdzie:

- saldo bilansu obrotów bieżących (CA) zależy od realnego efektywnego kursu (REER) z poprzednich okresów, globalnego popytu w kraju (AD), za granicą (AD*) oraz od indywidualnie określanego zbioru innych zmiennych charakterystycznych dla danej gospodarki,
- globalne oszczędności w gospodarce (S) zależą od dochodów do dyspozycji ludności Y^d , realnych stóp procentowych r , strukturalnego deficytu fiskalnego DEF, luki popytowej GAP oraz innych zmiennych,
- globalne inwestycje w danej gospodarce (I) zależą od analogicznego jak dla S zbioru zmiennych.

Największą uwagę w tym podejściu przywiązuje się do kształtowania się salda bilansu obrotów bieżących – czy jest on zgodny z długookresową zależnością równowagi między inwestycjami a oszczędnościami oraz przepływami kapitałowymi do analizowanej gospodarki. Propagatorzy tego podejścia zwracają uwagę na wady tej metody (arbitralność założeń i mała precyzja otrzymywanych wyników), podkreślając, że metoda *macroeconomic balance* powinna być używana do szacowania kursów nominalnych i realnych istotnie odbiegających od kursów spełniających warunek równowagi średniookresowej. Przeszacowanie lub niedosza-

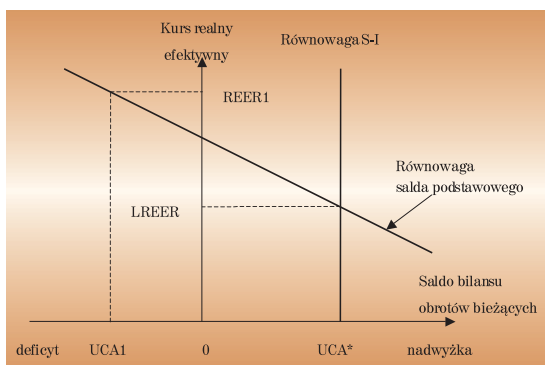
¹⁰ Opis podejścia *macroeconomic balance* opracowano na podstawie publikacji Isarda i Faruqee (1998) oraz Borowskiego i Couharde'a (2003).

cowanie kursu walutowego w badanym okresie może bowiem odzwierciedlać również działanie krótkookresowych czynników, a nie wskazywać wyłącznie na trwałe niedopasowanie kursu do warunków równowagi.

Według metody *macroeconomic balance*, w pierwszym etapie wyznaczania kursu równowagi ustala się „saldo podstawowe” (na rysunku 1 oznaczone zmienną UCA) bilansu obrotów bieżących (ang. *underlying current account position*) kraju, czyli takie, jakie istniałoby przy obecnych kursach walutowych w sytuacji pełnego wykorzystania mocy wytwórczych przez wszystkie kraje, przy dodatkowym założeniu, że wszelkie zmiany kursowe z przeszłości znalazły już odzwierciedlenie w bilansie obrotów bieżących. Ta sytuacja przedstawiona jest na rysunku 1 jako UCA1 przy kursie realnym REER1.

W następnym kroku wyznacza się średniookresową równowagę między globalnymi oszczędnościami a globalnymi inwestycjami w danej gospodarce przy założeniu utrzymywania przez państwo produkcji na poziomie potencjalnym. Przyjmuje się, że ta równowaga jest niezależna od kursu realnego, a zmiany kursu walutowego nie mają wpływu na dostępność finansowania zewnętrznego danej gospodarki (na rysunku 1 jest to pionowa linia równowagi S-I przy poziomie salda bilansu obrotów bieżących UCA*)¹¹.

Rysunek 1 Wyznaczanie kursu realnego równowagi na podstawie podejścia *macroeconomic balance*



Uwaga: wzrost kursu realnego oznacza jego aprecjację.

Ostatnim krokiem jest wyznaczenie takiego kursu realnego, który doprowadza do zrównania „salda podstawowego” bilansu obrotów bieżących ze średniookresową równowagą między oszczędnościami a inwestycjami globalnymi (kursu LREER, pozwalającego na osiągnięcie salda podstawowego UCA*, równego średniookresowej zależności S-I). Po wyliczeniu takie-

go „kursu równowagi” weryfikuje się jego wiarygodność, porównując go z kursami wyznaczonymi metodą PPP oraz innymi metodami.

Saldo na rachunku obrotów bieżących w relacji do produktu krajowego brutto (CA) jest wyliczane za pomocą prostego modelu handlu (zob. Bayoumi i Faruqee, 1998), w którym wolumen eksportu towarów (X) jest w nim funkcją „zagranicznego” produktu krajowego brutto, reprezentowanego przez lukę popytową (YGAPF), oraz realnego efektywnego kursu waluty krajowej (REER). Wolumen importu (M) jest funkcją krajowego PKB (YGAP) i realnego efektywnego kursu waluty krajowej:

$$X = X_0 \cdot YGAPF^{\beta_x} \cdot REER^{\epsilon_x}$$

$$M = M_0 \cdot YGAP^{\beta_m} \cdot REER^{-\epsilon_m}$$

Przy założeniu, że *terms of trade = const.*, saldo dochodów, transferów i obrotów niesklasyfikowanych nie zależy od kursu, a do eksportu i importu usług stosuje się identyczne zasady jak do obrotu towarami, logarytm salda na rachunku obrotów bieżących można zapisać w następujący sposób:

$$CA = \alpha + (\epsilon_x + \epsilon_m - 1) \cdot REER + \beta_x \cdot YGAPF - \beta_m \cdot YGAP$$

Wtedy saldo podstawowe jest równe (YGAPF=YGAP=0):

$$UCA = \alpha + (\epsilon_x + \epsilon_m - 1) \cdot REER$$

Równowaga między globalnymi oszczędnościami a inwestycjami (ang. *saving-investment norm*) jest wyliczana w następujący sposób:

$$CA = + CA_1 + {}_1GDEBT_t + {}_2YGAP_t + {}_3 \frac{Y_t}{CAP_t}$$

gdzie relacja salda na rachunku bieżącym do PKB (CA) jest funkcją deficytu budżetowego (GDEBT), luki popytowej (YGAP) i PKB *per capita*.

Zakładając, że w warunkach równowagi YGAP = 0, otrzymujemy długookresową zależność¹²:

$$CA^* = \frac{\alpha}{1-\gamma} + \frac{\beta_1}{1-\lambda} \cdot GDEBT_t + \frac{\beta_3}{1-\gamma} \cdot \frac{Y_t}{CAP_t}$$

Ekspert MFV sugerują, że o ile taka metoda liczenia średniookresowej równowagi między oszczędnościami a inwestycjami może być bardzo niedokładna, o tyle otrzymane przez nich wyniki niewiele różnią się od średnich, historycznych poziomów S-I. Oznacza to, że polepszenie modelu generującego zależność S-I w równowadze nie dałoby dużo lepszych wyników.

W ostatnim etapie szacuje się konieczną zmianę kursu realnego, pozwalającą na dostosowanie bieżące-

¹¹ Ekspert MFV zwracają uwagę, że obecna procedura nie daje możliwości prostej modyfikacji modelu i uwzględnienia zmian relacji między oszczędnościami a inwestycjami poprzez wpływ kursu walutowego na *terms of trade*, dystrybucję dochodu, poziom produkcji potencjalnej oraz rentowność sektora produkujących dobra wymienne.

¹² Do wyliczenia normy S-I, MFV znalazł na podstawie danych z lat 1971-1999 następującą zależność:

$(CA/PKB) = c_j + 0,23 \cdot SUR + 0,11 \cdot YPCAP$, gdzie c_j oznacza stałą charakterystyczną dla każdego kraju, SUR – nadwyżkę sektora publicznego/PKB w stosunku do średniej państw rozwiniętych, a YPCAP – poziom PKB na mieszkańca w porównaniu z sytuacją w USA.

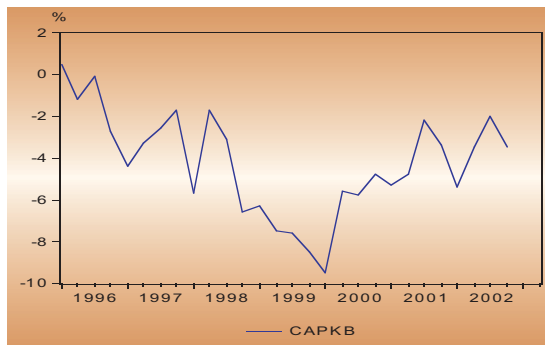
go „saldo podstawowego” do poziomu równowagi długookresowej, czyli że $UCA - CA^* \rightarrow REER - LREER$.

Wykorzystując opisany wyżej model handlu dochodzi się, że:

$$REER - LREER = (UCA - CA^*)$$

Stosując metodologię Międzynarodowego Funduszu Walutowego, wyliczono dla Polski saldo podstawowe oraz normę oszczędności-inwestycje dla okresu II kwartał 1999 r. – I kwartał 2003 r. Zdając sobie sprawę z niedoskonałości wniosków opartych na wyliczeniach dokonywanych na 15 obserwacjach, zdecydowano się na tego typu ćwiczenie, mając na uwadze możliwość porównania wyników otrzymanych przy zastosowaniu metody parytetu siły nabywczej i metody *macroeconomic balance*. Nie było możliwości wykonania pełnego ćwiczenia, tj. dla podokresów 1993-1998 i 1999-2003 z powodu braku danych kwartalnych dotyczących PKB do 1995 r. Ponadto, nie miało sensu przeprowadzanie wyliczeń dla wydłużonego (do 1995 r.) okresu, ze względu na przeciwstawne tendencje występujące w handlu zagranicznym – szybkie pogarszanie się salda obrotów bieżących do 2000 r., a następnie jego systematyczną poprawę (wykres 5).

Wykres 5 Udział salda obrotów bieżących w PKB



Bazując na 17 obserwacjach, wyliczono saldo na rachunku obrotów bieżących w relacji do PKB:

$$CA = 3,11 \cdot REER_t - 0,91 \cdot YGAP_t + 2,10 \cdot YGAPF_t - 7,71$$

(1,105) (0,379) (0,915) (2,512)

$$R^2 = 0,84 \quad \text{Durbin-Watson} = 1,98$$

Saldo podstawowe (UCA) jest równe CA przy założeniu, że $YGAPF = YGAP = 0$.

Saldo równowagi (norma S-I) jest opisane przez następujące równanie:

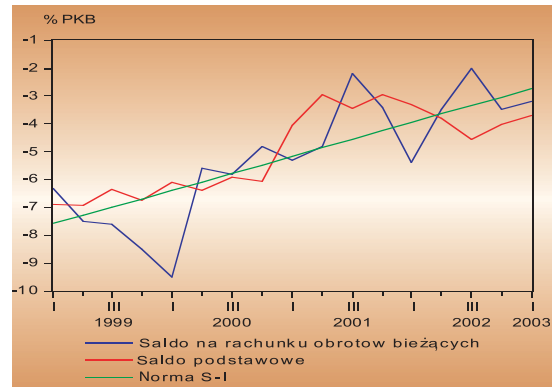
$$CA(S-I) = -0,57 \cdot GDEBT + 0,23 \cdot YCAP - 0,17$$

(0,207) (0,083) (0,034)

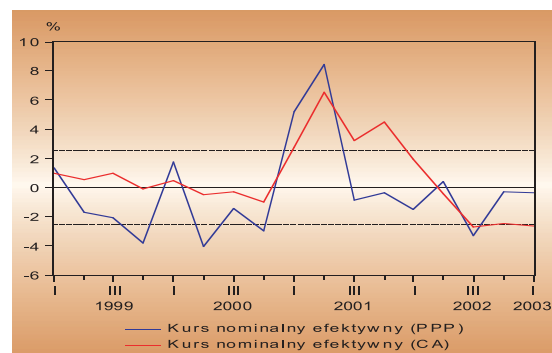
$$R^2 = 0,72 \quad \text{Durbin-Watson} = 1,92$$

Skala nierównowagi salda pokazana jest na wykresie 6, a nierównowagi kursu, przy jednoczesnym porównaniu metod PPP i *macroeconomic balance* – na wykresie 7.

Wykres 6 Saldo na rachunku obrotów bieżących, saldo podstawowe oraz równowaga między oszczędnościami a inwestycjami



Wykres 7 Porównanie odchylen kursu złotego od kursu równowagi wyliczonych metodą parytetu siły nabywczej (PPP) oraz metodą *macroeconomic balance* (CA)



Porównując saldo zrealizowane w rzeczywistości z saldem, które byłoby możliwe do osiągnięcia w sytuacji pełnego wykorzystania mocy produkcyjnych w kraju i za granicą, widzimy wyraźne odchylenia *in minus* w 1999 r. i na początku 2000 r., związane z dynamicznym wzrostem popytu wewnętrznego, pokrywanego importem. Z kolei duże odchylenie *in plus* w IV kwartale 2002 r. wiąże się z nieprzewidzianym wzrostem wolumenu eksportu, spowodowanym częściowo wcześniejszą deprecjacja realnego kursu złotego skorygowanego jednostkowymi kosztami pracy, a częściowo statystycznym efektem zaliczania remontu polskich statków pływających pod obcą banderą do eksportu.

Przy porównaniu nominalnych kursów efektywnych z kursami równowagi, niezależnie od przyjętej metody badania, okresy przeszacowania i niedoszacowania kursu są natomiast zbieżne.

Metoda parytetu siły nabywczej daje obraz bardziej wyrazisty i dynamiczny. Wyniki otrzymane przy zastosowaniu metody *macroeconomic balance* są bardziej stabilne i mają większą inercję. Właśnie takie-

go wyniku należało oczekiwać, pamiętając, że w tej metodzie jest modelowana realna sfera gospodarki.

Warto poza tym zwrócić uwagę na fakt, że poza okresem wyraźnego przewartościowania złotego między I kwartałem 2001 r. a II kwartałem 2002 r. odchylenia od kursu równowagi zawierają się w przedziale $\pm 2,5\%$.

Czy zatem warto dokonywać szacunków kursu równowagi? Wydaje się, że tak – bowiem jeżeli zupełnie różne metody dają zbieżne wyniki, mimo relatywnie krótkiego okresu obserwacji, to znacząco z kilkuprocentową dokładnością można taki kurs wyznaczyć i na podstawie wielkości odchylenia od równowagi oszacować przyszłą presję inflacyjną.

Literatura

1. J. Baffes, I.A. Elbadawi, S.A. O'Connell: *Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate*. W: L.E. Hinkle, P.J. Montiel (red.): *Exchange Rate Misalignment*. Oxford University Press, New York, 1999, rozdział 10.
2. T. Bayoumi, H. Faruqee: *A Calibrated Model of the Underlying Current Account*. W: P. Isard, H. Faruqee: *Exchange Rate Assessment: Extensions of the Macroeconomic Balance Approach*. Occasional Paper 167, IMF, Washington D.C. 1998, rozdział 5.
3. N. Baxter: *Real exchange rates and real interest differentials*. „Journal of Monetary Economics” Vol. 33, 1994, s. 5-37.
4. D. Borowski, C. Couharde: *The exchange rate macroeconomic balance approach: New methodology and results for the euro, the dollar, the yen and the pound sterling*. Universite Paris Nord, France, 2003.
5. A.-M. Brook, D. Hargreaves: *A Macroeconomic Balance Measure of New Zealand's Equilibrium Exchange Rate*. Discussion Paper Series 9/2000, Reserve Bank of New Zealand, December 2000.
6. P.B. Clark, R. Macdonald: *Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*. W: R. MacDonald, J.L. Stein: *Equilibrium Exchange Rates*. Kluwer Academic Publishers, Boston/Dordrecht/London, 1999.
7. G.E. Chortareas, R.L. Driver: *PPP and the real exchange rate-real interest rate differential puzzle revisited: evidence from non-stationary panel data*. Bank of England Working Paper no. 138, June 2001.
8. G. Debelle, H. Faruqee: *What Determines the Current Account? A Cross-Sectional and Panel Approach*. IMF Working Paper No. WP/95/58, IMF, Washington 1996.
9. S. Devarajan, J.D. Lewis, S. Robinson: *External Shocks, Purchasing Power Parity, and the Equilibrium Real Exchange Rate*. „World Bank Economic Review” Vol. 7, January 1993, s. 45-64.
10. R. Dornbusch: *Expectations and exchange rate dynamics*. „Journal of Political Economy” Vol. 96, 1976, s. 246-273.
11. R. Driver, S. Wren-Lewis: *FEERs: a sensitivity analysis*. W: R. MacDonald, J.L. Stein: *Equilibrium Exchange Rates*. Kluwer Academic Publishers, Boston/Dordrecht/London, 1999.
12. H.J. Edison, B.D. Pauls: *A re-assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates: 1974-1990*. „Journal of Monetary Economics” Vol. 31, 1993, s.165-187.
13. S. Edwards: *Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries*. W: J. Williamson (red.): *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics, Washington, 1994.
14. I.A. Elbadawi: *Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates*. W: J. Williamson (red.): *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics, Washington, 1994.
15. W. Enders: *Applied Econometric Time Series*. New York 1995 John Wiley & Sons.
16. H. Faruqee, G. Debelle: *Saving-Investment Balances in Industrial Countries: An Empirical Investigation*. W: P. Isard, H. Faruqee: *Exchange Rate Assessment: Extensions of the Macroeconomic Balance Approach*. Occasional Paper 167, IMF, Washington D.C. 1998.
17. T. Feyzioglu: *Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to Finland*. IMF Working Paper WP 97/109, IMF, 1997.
18. W.H. Greene: *Econometric Analysis*. New Jersey 2000 Prentice Hall International Inc., Upper Saddle River.
19. L.E. Hinkle, P.J. Montiel (red.): *Exchange Rate Misalignment – Concepts and Measurement for Developing Countries*. World Bank, Oxford University Press 1999.
20. L.E. Hinkle, F. Nsengiyumva: *External Real Exchange Rates: Purchasing Power Parity, the Mundell-Fleming Model and Competitiveness in Traded Goods*. W: L.E. Hinkle, P.J. Montiel (red.): *Exchange Rate Misalignment*. Oxford University Press, New York, 1999, rozdział 2.
21. L.E. Hinkle, F. Nsengiyumva: *The Two-Good Internal RER for Tradables and Nontradables*. W: L.E. Hinkle, P.J. Montiel (red.): *Exchange Rate Misalignment*. Oxford University Press, New York, 1999, rozdział 3.
22. P. Isard, H. Faruqee: *Exchange Rate Assessment: Extensions of the Macroeconomic Balance Approach*. Occa-

- sional Paper 167, IMF, Washington D.C. 1998.
23. Q. Kong: *Predictable Movements in Yen/DM Exchange Rates*. IMF Working Paper no. WP/00/143, August 2000.
 24. R. MacDonald: *What do we really know about real exchange rates?* W: R. MacDonald, J.L. Stein: *Equilibrium Exchange Rates*. Kluwer Academic Publishers, Boston/Dordrecht/London, 1999.
 25. R. MacDonald: *What Determines Real Exchange Rates: The Long and Short of It*. W: R. MacDonald, J.L. Stein: *Equilibrium Exchange Rates*. Kluwer Academic Publishers, Boston/Dordrecht/London, 1999.
 26. R.A. Meese, K. Rogoff: *Was it real? The exchange rate – interest rate relation, 1973-1984*. „Journal of Finance” Vol. 43, 1988, s. 933-948.
 27. *Methodology for Current Account and Exchange Rate Assessments*. IMF, Washington 2001.
 28. J. Mongardini: *Estimating Egypt's Equilibrium Exchange Rate*. IMF Working Paper WP/98/5, IMF, 1998.
 29. P.J. Montiel: *The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research*. W: L.E. Hinkle, P.J. Montiel (red.): *Exchange Rate Misalignment*, Oxford University Press, New York, 1999.
 30. L.H. Officer: *The Purchasing Power Parity Theory of exchange Rates: A Review Article*. „Staff Papers” Vol. 23, March 1976, s. 1-60.
 31. C. Paiva: *Competitiveness and the Equilibrium Exchange Rate in Costa Rica*. IMF Working Paper WP/01/23, IMF, 2001.
 32. K. Rogoff: *The Purchasing Power Parity Puzzle*. „The Journal of Economic Literature” Vol. 34, 1996, s. 647-668.
 33. J.L. Stein: *The evolution of the real value of the US Dollar relative to the G7 currencies*. W: R. MacDonald, J.L. Stein: *Equilibrium Exchange Rates*. Kluwer Academic Publishers, Boston/Dordrecht/London, 1999.
 34. J.L. Stein: *The Natural Real Exchange Rate of the United States Dollar and Determinants of Capital Flows*. W: J. Williamson (red.): *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics, Washington, 1994.
 35. J.L. Stein, P.R. Allen: *Fundamental Determinants of Exchange Rates*. Oxford University Press, Oxford, 1995.