

*Piotr Wdowiński**

**TEORIE PARYTETU SIŁY NABYWCZEJ PPP
I PARYTETU STÓP PROCENTOWYCH UIP
W MODELU KURSU WALUTOWEGO****

Streszczenie. W artykule podjęliśmy próbę empirycznej weryfikacji modelu kursu walutowego stanowiącego połączenie teorii parytetu siły nabywczej PPP i parytetu stóp procentowych UIP. Badaniem objęliśmy kursy dwustronne PLN/USD i PLN/EUR w okresie 1995–2002 dla danych kwartalnych. Model stanowi zmodyfikowaną i rozszerzoną wersję podejścia kapitałowego do modelowania kursów walutowych (CHEER), zapoczątkowanego w pracach takich ekonomistów, jak: Juselius (1991) oraz Johansen i Juselius (1992). Z przeprowadzonych badań wynika wniosek o niepełnej indeksacji analizowanych nominalnych kursów walutowych względem jednostkowych kosztów pracy oraz realnej wydajności pracy.

Słowa kluczowe: kurs walutowy, parytet siły nabywczej, parytet stóp procentowych, jednostkowy koszt pracy, wydajność pracy.

1. WPROWADZENIE

Powszechne zainteresowanie dziedziną modelowania kursów walutowych wynika z ich znaczenia dla funkcjonowania gospodarki, m. in. w procesie pobudzania wzrostu gospodarczego. Analizy empiryczne skupiają się na alternatywnych podejściach do zagadnienia efektywności różnych systemów kursowych, np. optymalnych obszarów walutowych, wspólnej waluty, systemów kursów stałych i płynnych oraz ich modyfikacji. W odniesieniu do gospodarki Polski powszechnie przyjęte modele teoretyczne powinny poddawać się empirycznej weryfikacji i w miarę potrzeb dokonywać ich respecyfikacji.

* Dr, adiunkt w Katedrze Ekonometrii Uniwersytetu Łódzkiego.

** Badania zostały przeprowadzone w ramach projektu KBN Nr 2H02B01624. Autor pragnie podziękować J. Jackowi Sztudyngerowi i Maciejowi Malaczewskiemu za dyskusję i cenne uwagi do wcześniejszej wersji artykułu. Za wszelkie pozostałe błędy odpowiedzialność spoczywa wyłącznie na autorze.

Z bogatej literatury na temat zjawiska parytetu siły nabywczej PPP (np. Officer 1976; Giovanetti 1992; Breuer 1994; Froot i Rogoff 1994) wynika, że proporcjonalność pomiędzy cenami (lub indeksami cen) a kursem walutowym zachodzi w długim okresie wówczas, gdy zmiany cen mają podłoże monetarne. Zmiany kursu walutowego mają miejsce jednak również na skutek zakłóceń leżących po realnej stronie gospodarki. W krajach przechodzących transformację gospodarczą, w tym w Polsce, obserwuje się wysoki wzrost wydajności pracy, który ma wpływ na zmiany jednostkowych kosztów pracy. Jednocześnie charakterystyczną cechą walut tych krajów jest ich nadwartościowość. Oznacza to, że trudno jest postrzegać zmiany kursu walutowego przez pryzmat wyłącznie klasycznej teorii parytetu siły nabywczej PPP. Okazuje się bowiem, że na kształtowanie się tego kursu może mieć wpływ nie tylko różnica w poziomach cen krajowych i zagranicznych, lecz również inne czynniki. Do najważniejszych należy zaliczyć zmiany wydajności pracy (Balassa 1964) i zmiany jednostkowych kosztów pracy.

W tym artykule proponujemy modyfikację teorii modelowania kursów walutowych, polegającą na połączeniu w jednym modelu teorii parytetu siły nabywczej PPP z teorią parytetu stóp procentowych UIP. W literaturze przedmiotu można znaleźć wiele przykładów dyskusji na temat modeli uwzględniających modyfikacje klasycznych teorii kursów walutowych i różnych systemów kursowych. Wśród nich należy zwrócić uwagę na modele uwzględniające zmienne sfery realnej, tj. efekt Balassy-Samuelsona (por. np.: Balassa 1964; Samuelson 1964; Obstfeld 1995; Rogoff 1996; Beachill i Pugh 1998; MacDonald 2000; Brook i Hargreaves 2001; De Broeck i Slok 2001; Halpern i Wyplosz 2001; Alberola, Garcia-Cervero, Lopez i Ubide 2002; Kovács 2002; Sartore, Trevisan, Trova i Volo 2002; Apergis 2003; Benigno i Thoenissen 2003; Chmielewski 2003; Costai-Font i Tremosa-i-Balcells 2003; Devereux 2003; Drine i Rault 2003; Kakkar 2003; Mihaljek i Klau 2003; Padoa-Schioppa 2003; Przystupa 2003; Unayama 2003; Kozamernik 2004; Rubaszek 2004). Podejmuje się również próby modelowania długookresowych zależności pomiędzy zmiennymi o charakterze fundamentalnym w odniesieniu do nominalnych i realnych kursów walutowych przy zastosowaniu metod kointegracji (por. np.: Karfakis 1991; MacDonald i Taylor 1994; Diamandis i Kouretas 1996; Culver i Papell 1999; Doroodian, Jung i Boyd 1999; MacDonald i Nagayasu 2000; Papadopoulos i Zis 2000; Coakley i Fuertes 2001; Shively 2001; Tawadros 2001; Groen 2002; Hwang 2003; Paya, Duarte i Holden 2003).

Artykuł został podzielony na cztery paragrafy. Po wprowadzeniu w tematykę niniejszego tekstu w paragrafie 2 przedstawimy teoretyczną konstrukcję modelu kursu walutowego, łączącego cechy parytetu siły nabywczej PPP

i parytetu stóp procentowych UIP. W paragrafie 3 zaprezentujemy empiryczną weryfikację modelu skonstruowanego w paragrafie 2 dla kursów PLN/USD i PLN/EUR. W ostatnim paragrafie zawarte będą wnioski końcowe.

2. MODEL KURSU WALUTOWEGO

W tym paragrafie przedstawimy model kursu walutowego, który łączy cechy parytetu siły nabywczej PPP (por. np. Cassel 1918; Dornbusch 1987) i parytetu stóp procentowych UIP (por. np. Isard 1995). Celem budowy modelu jest uwzględnienie w modelowaniu kursów walutowych czynników sfery realnej, charakteryzujących zmiany wydajności pracy i zmiany jednostkowych kosztów pracy. Czynniki te również są odpowiedzialne za długookresowe zmiany kursów walutowych. Ponadto w modelu uwzględnimy wpływ zmian stóp procentowych na krótkookresową dynamikę kursów walutowych.

Założmy, że przeciętne płace (\bar{w}) w sektorze produkcyjnym zależą od cen (p) i wydajności pracy (v). Mamy wówczas¹ (por. np. Welfe i Welfe 2004):

$$\bar{w} = \varphi p + \sigma v, \quad \varphi > 0 \text{ i } \sigma > 0. \quad (1)$$

Zauważmy, że wzrost płac realnych, tj. $\bar{w} - p$, nastąpi, jeśli:

$$d\bar{w} - dp > 0. \quad (2)$$

Z relacji (1) możemy otrzymać następujące wyrażenie:

$$d\bar{w} = \varphi dp + \sigma dv. \quad (3)$$

Z warunków (2) i (3) otrzymujemy warunek dodatniego wzrostu płacy realnej:

$$dv > \frac{1 - \varphi}{\sigma} dp. \quad (4)$$

Na podstawie wyrażenia (4) można wnioskować, że w przypadku pełnej indeksacji cenowej płac, tj. gdy $\varphi = 1$, dodatni wzrost wydajności pracy

¹ W całym artykule małe litery oznaczają logarytmy naturalne odpowiednich zmiennych, z wyłączeniem stóp procentowych.

przynosi wzrost płac realnych, niezależny od zmian cen. W praktyce gospodarczej na ogół ma się do czynienia z sytuacją, w której suma elastyczności $\varphi + \sigma > 1$ (por. np.: Welfe, red., 1995; Welfe i Welfe 2004). Wówczas warunek (4) można zapisać jako:

$$dv > \lambda dp \quad \text{i} \quad \lambda < 1, \quad \text{gdzie} \quad \lambda = \frac{1 - \varphi}{\sigma}. \quad (5)$$

Jeśli zatem wydajność pracy (v) rośnie względem cen (p) w tempie, które określa powyższa relacja elastyczności φ i σ , to następuje wzrost płac realnych ($\bar{w} - p$).

Przejdźmy teraz do zdefiniowania realnej wydajności pracy, którą wyraża się jako realną wartość produkcji (Y) przypadającą na zatrudnionego, tj.:

$$V = \frac{Y}{E}, \quad (6)$$

gdzie E oznacza liczbę zatrudnionych. Zauważmy, że wyrażenie (6) po zlogarytmowaniu przyjmuje postać:

$$v = y - e. \quad (6a)$$

Mnożąc zatrudnienie (E) przez przeciętną stawkę płac (\bar{W}), otrzymujemy fundusz płac. Jednostkowy koszt pracy (Z) będziemy mierzyć udziałem kosztów pracy w produkcji. Mamy zatem (w logarytmach naturalnych):

$$z = (e + \bar{w}) - y. \quad (7)$$

Podstawiając wyrażenie (6a) do (7), otrzymujemy:

$$z = \bar{w} - v. \quad (8)$$

Warunek (8) możemy, podobnie jak warunek (1), zapisać w postaci przyrostów. Mamy zatem:

$$dz = d\bar{w} - dv. \quad (9)$$

Podstawiając (3) do (9), otrzymujemy:

$$dz = \varphi dp - (1 - \sigma)dv. \quad (10)$$

Zakładając spadek jednostkowych kosztów pracy, tj. $dz < 0$, mamy:

$$dv > \frac{\varphi}{1-\sigma} dp, \quad 0 < \sigma < 1. \quad (11)$$

Zakładając, podobnie jak w (4), że $\varphi + \sigma > 1$, warunek (11) można zapisać w postaci:

$$dv > \gamma dp \quad \text{i} \quad \gamma > 1, \quad \text{gdzie} \quad \gamma = \frac{\varphi}{1-\sigma}. \quad (12)$$

Jeśli zatem wydajność pracy (v) rośnie względem cen (p) w tempie, które określa powyższa relacja elastyczności φ i σ , to następuje spadek jednostkowych kosztów pracy (z). Zauważmy, że wówczas następuje również wzrost płacy realnej ($\bar{w} - p$) zgodnie z warunkami (4) i (5).

Okazuje się zatem, że wzrost wydajności pracy stanowi kluczowy czynnik ograniczający wzrost jednostkowych kosztów pracy i osłabiający presję kosztową na inflację.

Obecnie pokażemy warunek równowagi kursu walutowego w sensie parytetu PPP, wykorzystując dotychczasową dyskusję nad rolą wydajności pracy w ograniczaniu jednostkowych kosztów pracy.

Teoria parytetu siły nabywczej PPP łączy kurs walutowy z relacją cen krajowych i zagranicznych. Mamy zatem (por. np. Taylor 1995):

$$\bar{s} = p - p^*, \quad (13)$$

gdzie \bar{s} będziemy traktować jako kurs walutowy równowagi w sensie PPP². Ponadto wyrażenie $q \equiv \bar{s} - p + p^*$ będziemy określać mianem realnego kursu walutowego.

Zapiszmy warunek (1) ze względu na cenę (p):

$$p = \frac{1}{\varphi} \bar{w} - \frac{\sigma}{\varphi} v. \quad (14)$$

Przyjmujemy ponadto, że $\varphi + \sigma > 1$. Załóżmy, że dla gospodarki zagranicznej warunek (1) można zapisać w postaci:

$$\bar{w}^* = \varphi^* p^* + \sigma^* v^*, \quad \varphi^* > 0 \quad \text{i} \quad \sigma^* > 0, \quad \varphi^* + \sigma^* > 1, \quad (15)$$

z którego po przekształceniu identycznym, jak w przypadku warunku (14), otrzymujemy:

² W pracach Wdowińskiego (2003, 2005) można znaleźć dyskusję nt. zjawiska parytetu PPP wraz z przeglądem literatury i wynikami empirycznymi dla Polski.

$$p^* = \frac{1}{\varphi^*} \bar{w}^* = \frac{\sigma^*}{\varphi^*} v^*. \quad (16)$$

Podstawiając (14) i (16) do (13) oraz korzystając z (8) mamy:

$$\bar{s} = \left[\frac{1}{\varphi} (z + v) - \frac{\sigma}{\varphi} v \right] - \left[\frac{1}{\varphi^*} (z^* + v^*) - \frac{\sigma^*}{\varphi^*} v^* \right]. \quad (17)$$

Załóżmy, że $\varphi = \varphi^*$ i $\sigma = \sigma^*$. Po uporządkowaniu wyrazów otrzymujemy następujące wyrażenie dla kursu równowagi \bar{s} :

$$\bar{s} = \frac{1}{\varphi} (z - z^*) + \frac{1 - \sigma}{\varphi} (v - v^*). \quad (18)$$

W warunkach pełnej indeksacji cenowej, tj. przy $\varphi = 1$, równanie (18) przyjmuje postać:

$$\bar{s} = (z - z^*) + (1 - \sigma)(v - v^*). \quad (19)$$

W równaniach (18) i (19) zakładamy, że długookresowy kurs równowagi \bar{s} jest zjawiskiem zależnym od czynników występujących po stronie sfery realnej, do których zaliczyliśmy jednostkowe koszty pracy (z) i wydajność pracy (v). Wiadomo ponadto, że na krótkookresową dynamikę kursu walutowego wpływ mają również kategorie rynku finansowego. Zapiśmy w związku z tym formułę parytetu stóp procentowych UIP (por. np. Isard 1995):

$$\dot{s}^E = i - i^*, \quad \dot{s}^E \equiv \dot{s}^E - s, \quad (20)$$

gdzie \dot{s}^E oznacza oczekiwane tempo zmian nominalnego kursu walutowego, natomiast i oraz i^* to nominalne stopy procentowe. Zakładamy dalej, że uczestnicy rynku kształtują swoje oczekiwania względem nominalnego kursu walutowego regresywnie, tj. oczekują, że do dewaluacji (rewaluacji) dochodzi, gdy kurs bieżący s jest niższy (wyższy) od kursu równowagi. Mamy zatem (por. np. Pentecost 1993):

$$\dot{s}^E = -\theta(s - \bar{s}), \quad \theta > 0. \quad (21)$$

Z formuł (20) i (21) po uporządkowaniu wyrazów wynika, że (por. również Bhandari 1983):

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\theta} (i - i^*). \quad (22)$$

Wnioskujemy zatem, że jeśli $\theta \rightarrow \infty$, to $s = \bar{s}$ i kurs bieżący osiąga równowagę. Parametr θ można zatem traktować jako poziom mobilności kapitału, przy czym doskonała mobilność oznacza $\theta \rightarrow \infty$. Zakładając, że kurs walutowy równowagi \bar{s} został zdefiniowany w równaniu (18), otrzymujemy następującą funkcję nominalnego kursu walutowego:

$$s = \frac{1}{\varphi} (z - z^*) + \frac{1 - \sigma}{\varphi} (v - v^*) - \frac{1}{\theta} (i - i^*), \quad (23)$$

gdzie: $\varphi > 0$, $0 < \sigma < 1$, $\varphi + \sigma > 1$, $\theta > 0$.

W równaniu nominalnego kursu walutowego postaci (23) łączy się czynniki pochodzące z realnej i nominalnej sfery gospodarki. Z równania tego wynika dodatnia zależność między jednostkowymi kosztami pracy i wydajnością pracy a kursem walutowym i ujemna zależność między krajową stopą procentową a kursem walutowym. Wzrost krajowej stopy procentowej powyżej stopy zagranicznej powoduje spadek kursu bieżącego poniżej kursu równowagi i powstanie oczekiwań jego dewaluacji w przyszłości.

W równaniu (23) połączyliśmy parytet siły nabywczej PPP, gdzie relacja cen została wyrażona za pomocą relacji jednostkowych kosztów pracy i wydajności pracy, z parytetem stóp procentowych UIP. W rezultacie otrzymaliśmy równanie nominalnego kursu walutowego, w którym rolę odgrywają czynniki realne i przepływy kapitałowe, aproksymowane za pomocą różnicy stóp procentowych.

W celu empirycznej weryfikacji przedstawionego modelu proponujemy następującą ekonometryczną wersję równania (23):

$$s_t = a_0 + a_1(z_t - z_t^*) + a_2(v_t - v_t^*) + a_3(i_t - i_t^*) + u_t, \quad (24)$$

gdzie:

z – jednostkowy koszt pracy;

v – realna wydajność pracy;

i – stopa procentowa;

$a_0 = 0$, $a_1 = \frac{1}{\varphi}$, $a_2 = \frac{1 - \sigma}{\varphi}$ i $a_3 = -\frac{1}{\theta}$;

u_t – gaussowskie zakłócenia równania.

W odniesieniu do weryfikacji hipotezy, że wyraz wolny $a_0 = 0$, można zauważyć, że ma to znaczenie tylko wówczas, gdy postulujemy, aby realny kurs walutowy był równy jeden w warunkach równowagi. Pominiemy zatem analizę istotności wyrazu wolnego.

Należy podkreślić, że w literaturze przedmiotu występuje wiele podejść do modelowania kursów walutowych z uwzględnieniem czynników fun-

damentalnych. Wśród podejść o charakterze zbliżonym do modelu (24) można wymienić prace takich ekonomistów, jak: Juselius (1991), Johansen i Juselius (1992) oraz MacDonald (2000). Podejście do modelowania kursów walutowych równowagi, zaproponowane w tych pracach, jest oparte na parytetach PPP i UIP. W podejściu tym wyraża się pogląd, że nominalny kurs walutowy może wykazywać wahania wokół parytetu wyznaczonego przez różnicę logarytmów indeksów cen ze względu na występujące wahania w różnicach stóp procentowych pomiędzy krajami. Wyznaczone w oparciu o to podejście kursy walutowe są powszechnie określane mianem kursów CHEER (Capital Enhanced Equilibrium Exchange Rate). Nasze podejście różni się od omawianego w tym, że parytet siły nabywczej PPP został wyrażony za pomocą odpowiednich różnic jednostkowych kosztów pracy i wydajności pracy. Nasze podejście stanowić może zatem uzupełnienie i rozszerzenie podejścia kursów równowagi CHEER.

W następnym paragrafie przedstawimy wyniki empiryczne dla modelu (24) w odniesieniu do kursów PLN/USD i PLN/EUR. Wyniki badań empirycznych dla szeroko pojętych kursów walutowych równowagi w odniesieniu do gospodarki polskiej można znaleźć w pracach Chmielewskiego (2003), Przystupy (2003), Kelma (2004), Milo i Wrzesińskiego (2004), Rubaszka (2004), Milo i Rutkowskiej (2005) oraz Wdowińskiego (2005).

3. ANALIZA EMPIRYCZNA MODELU KURSU WALUTOWEGO

W paragrafie 2 przedstawiliśmy analizę parytetu PPP z punktu widzenia jednostkowych kosztów pracy i wydajności pracy, którą wzbogaciliśmy o podejście parytetu stóp procentowych UIP. Weryfikacji empirycznej poddamy równanie (24). W tabeli 1 przedstawiamy wyniki estymacji tego równania dla kursu PLN/USD. W załączniku 1 i 2 prezentujemy oszacowane równania wraz z opisem zmiennych.

W tabelach 1 i 2 poszczególne symbole oznaczają: SE – błąd średni równania, J-B – statystyka testu Jarque-Bera w teście normalności rozkładu empirycznych reszt, D-W – statystyka testu Durбина-Watsona, B-G – statystyka testu Breuscha-Godfrey'a w teście na autokorelację reszt, ARCH – statystyka testu dla autoregresyjnej warunkowej heteroskedastyczności reszt, White – statystyka testu heteroskedastyczności reszt, Chow – statystyka testu Chowa w teście stabilności parametrów, (A)DF – statystyka testu Dickeya-Fullera w teście pierwiastków jednostkowych dla reszt równania. Wartości zapisane kursywą w przypadku ocen parametrów oznaczają statystyki *t*-Studenta, w przypadku zaś pozostałych statystyk, poziom prawdopodobieństwa testu.

Tabela 1. Wyniki estymacji równania parytetu PPP-UIP dla kursu PLN/USD

Wyraz wolny	Jednostkowy koszt pracy	Wydajność pracy	Stopa procentowa	SE	J-B	D-W	B-G	ARCH	White	Chow	(A)DF	R ² skorygowany	Próba	Liczba obserwacji	Numer równania
1,17 <i>19,13</i>	0,62 <i>8,30</i>	0,42 <i>6,04</i>	-0,01 <i>-3,16</i>	0,03	0,62 <i>0,73</i>	2,08	0,35 <i>0,55</i>	0,08 <i>0,78</i>	2,72 <i>0,84</i>	0,28 <i>0,88</i>	-4,50	0,91	1997 : 1 2002 : 4	24	1

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Wyniki oszacowań równania parytetu PPP-UIP dla kursu PLN/EUR

Wyraz wolny	Jednostkowy koszt pracy	SE	J-B	D-W	B-G	ARCH	White	Chow	(A)DF	R ² skorygowany	Próba	Liczba obserwacji	Numer równania
1,14 <i>124,97</i>	0,51 <i>20,73</i>	0,02	0,12 <i>0,94</i>	1,89	0,04 <i>0,84</i>	0,00 <i>0,99</i>	1,15 <i>0,95</i>	0,88 <i>0,49</i>	-5,31	0,94	1995 : 1 2002 : 4	32	2

Źródło: opracowanie własne.

Jak łatwo zauważyć, oszacowane parametry mają poprawny znak, zgodny z założeniami modeli (23) i (24). Pod względem statystycznym równanie cechuje się dość wysoką jakością. Reszty mają rozkład normalny i nie stwierdza się w nich autokorelacji. Ponadto nie stwierdza się efektu ARCH i heteroskedastyczności w składniku resztowym. Wnioskujemy także, że reszty są zintegrowane rzędu $I(0)$, a więc badaną relację można uznać za skointegrowaną. Parametry są również stabilne w sensie testu Chowa.

W oparciu o oszacowania równania stwierdzamy, że wzrost *ceteris paribus* jednostkowych kosztów pracy (z) prowadzi do wzrostu kursu walutowego PLN/USD. Podobny efekt wywołuje wzrost wydajności pracy (v). Wzrost krajowej stopy procentowej prowadzi z kolei do aprecjacji nominalnego kursu walutowego. Niska wartość parametru $a_3 = -0,01$ wskazuje na dość wysoki poziom mobilności kapitału w Polsce.

Przyjmując bardzo ogólnie, że uzyskane oceny parametrów a_1 i a_2 stanowią długookresowe elastyczności³, oraz biorąc pod uwagę fakt, że równanie empiryczne zawiera opóźnienia zmiennych objaśniających, z uzyskanych ocen parametrów $a_1 = 0,62$ i $a_2 = 0,42$ wynika, że dla kursu PLN/USD parametr $\varphi = 1,61$ i $\sigma = 0,32$. Wówczas na podstawie warunków (5) i (12) wnioskujemy, że $\lambda = -1,91$ i $\gamma = 2,37$. Jeśli zatem na mocy warunku (12) wzrost wydajności pracy przewyższy wzrost cen według relacji $dv > \gamma dp$, to nastąpi zarówno wzrost płac realnych, jak i spadek jednostkowych kosztów pracy. Warunek (12) określa, czy zachodzi wzrost, czy spadek jednostkowych kosztów pracy. Jednak niezależnie od zmian cen i wydajności pracy, przy założeniu braku zmian stóp procentowych, realny kurs walutowy (q) pozostaje w równowadze. Równanie (23) wyraża zatem zmiany nominalnego kursu walutowego na skutek zmian stóp procentowych wokół kursu długookresowego wyznaczonego przez parytet oparty na wydajności pracy i jednostkowych kosztach pracy. Na podstawie ocen parametrów równania dla kursu walutowego PLN/USD wnioskujemy, że spadek jednostkowych kosztów pracy może następować przy dość wyraźnym wzroście wydajności pracy względem wzrostu cen według relacji parametrów φ , σ i γ .

Treść merytoryczna i statystyczna oszacowanego równania nie budzi zastrzeżeń i model ten można traktować jako alternatywny model kursu walutowego PLN/USD.

Przejdźmy teraz do oszacowań równania PPP-UIP dla kursu PLN/EUR. Wyniki przedstawia tabela 2.

Jak łatwo zauważyć, nie udało się znaleźć stabilnego predyktora, który zawierałby wszystkie zmienne postulowane przez podejście zaproponowane

³ Należy zauważyć, że w obu oszacowanych równaniach, tj. dla kursów PLN/USD i PLN/EUR, występuje stacjonarność reszt, na co wskazują wyniki testu (A)DF. Należy zatem przypuszczać, że zmienne są skointegrowane, natomiast wektor ocen parametrów wiąże te zmienne w długookresową relację równowagi.

w paragrafie 2. Statystycznie istotna okazała się jedynie zmienna jednostkowych kosztów pracy. Jednak model cechuje się dobrymi własnościami statystycznymi, przewyższającymi na ogół własności równania w przypadku kursu PLN/USD. Patrząc na oszacowanie parametru stojącego przy jednostkowych kosztach pracy, stwierdzamy, że kurs PLN/USD reagował silniej w badanym okresie na zmiany tych kosztów niż kurs PLN/EUR, gdyż elastyczności są odpowiednio równe 0,62 i 0,51. Należy zauważyć, że jednostkowe koszty pracy można traktować jako alternatywny deflator cen, obok indeksów cen konsumpcji CPI, produkcji PPI i deflatora PKB. W tym kontekście równanie to bezpośrednio prowadzi do weryfikacji teorii parytetu siły nabywczej PPP. Możemy zauważyć w związku z tym, że względem tak zdefiniowanego deflatora następowała *ceteris paribus* aprecjacja obu kursów walutowych.

Przyjmując, podobnie jak dla kursu PLN/USD, że uzyskana ocena parametru $a_1 = 0,51$ stanowi długookresową elastyczność, natomiast $a_2 = 0$, uzyskujemy dla kursu PLN/EUR parametr $\varphi = 1,96$ i $\sigma = 1,00$. Wówczas na podstawie warunków (5) i (12) otrzymujemy, że $\lambda = -0,96$, γ zaś nie istnieje. Stąd na mocy warunku (10) jednostkowe koszty pracy są wyłącznie rosnącą funkcją cen. W tym przypadku zmiany wydajności pracy nie powodują zmian jednostkowych kosztów pracy. Jednak niezależnie od zmian cen i wydajności pracy, przy założeniu braku zmian stóp procentowych⁴, realny kurs walutowy (q) pozostaje w równowadze.

W obu równaniach znaki ocen parametrów są zgodne z postulatami teorii parytetu siły nabywczej PPP i parytetu stóp procentowych UIP, zaś ich jakość statystyczna na ogół nie budzi zastrzeżeń. Oszacowane równania można zatem traktować jako modele prognostyczne badanych kursów walutowych.

4. PODSUMOWANIE

W artykule zaprezentowaliśmy model kursu walutowego, oparty na parytecie siły nabywczej PPP i parytecie stóp procentowych UIP. Oba podejścia zostały połączone w jednym modelu. Konstrukcja modelu jest wypadkową podejść, które można znaleźć w bogatej literaturze przedmiotu modelowania kursów walutowych. Otrzymaliśmy model nominalnego kursu walutowego, w którym czynnikami objaśniającymi są: jednostkowe koszty pracy, realna wydajność pracy i stopy procentowe. Przedstawiony model może stanowić alternatywne podejście do modelowania kursów walutowych, w którym bierze się pod uwagę czynniki należące do sfery realnej i monetarnej

⁴ Zauważmy, że $a_3 = 0$ i stąd $\theta \rightarrow \infty$, co oznacza warunki doskonałej mobilności kapitału na rynku kursu PLN/EUR.

gospodarki. Przeprowadziliśmy weryfikację empiryczną modelu na podstawie danych kwartalnych w okresie 1995Q1 – 2002Q4 dla kursów PLN/USD i PLN/EUR. Opierając się na przeprowadzonej analizie, wnioskujemy, że w przypadku kursu PLN/USD udało się w badanym okresie potwierdzić kierunek wpływu poszczególnych zmiennych postulowanych w modelu teoretycznym. W przypadku kursu PLN/EUR zbiór zmiennych objaśniających uległ zawężeniu w drodze weryfikacji empirycznej. Oszacowane modele cechują się poprawnymi własnościami statystycznymi.

Do najważniejszych spostrzeżeń wynikających z przeprowadzonej analizy należy zaliczyć wniosek dotyczący niepełnej indeksacji analizowanych kursów walutowych względem jednostkowych kosztów pracy. Okazuje się bowiem, że oba kursy walutowe aprecjonowały w kategoriach nominalnych *ceteris paribus* względem tych kosztów. Podobnej aprecjacji ulegał ponadto kurs PLN/USD na skutek zmian realnej wydajności pracy. Z wielu badań empirycznych, zapoczątkowanych przez Balassę (1964) wynika, że odchylenia nominalnego kursu walutowego od umownego stanu równowagi, wyznaczonego przez relację cen, są rosnącą funkcją różnic w poziomach wydajności pracy pomiędzy krajami. Ten proces zachodzi na skutek pogłębiających się różnic w cenach usług, które stanowią element rachunku parytetu siły nabywczej, lecz nie mają bezpośredniego wpływu na kurs walutowy. W pracach Wdowińskiego (2003, 2005) pokazaliśmy, że nominalne kursy PLN/USD i PLN/EUR aprecjonowały w latach 1990–2002 względem indeksów cen konsumpcji CPI, produkcji PPI i delatora PKB. Jak wynika z badań przedstawionych w tym artykule, kursy te aprecjonowały również względem jednostkowych kosztów pracy, pozostających w związku z wydajnością pracy, które można traktować jako szczególną kategorię cen.

Przedstawione wyniki empiryczne mają charakter ilustracyjny. W celu pogłębienia badań należałoby dokonać szczegółowej oceny jakości predyktywnej zaproponowanego modelu wraz z wynikami estymacji uwzględniającej efekt ubruttwienia wynagrodzeń dla dłuższej próby statystycznej, stosując dla porównania analizę kointegracji i modele korekty błędów.

ZAŁĄCZNIK 1. LISTA RÓWNAŃ

$$\begin{aligned} \log(\widehat{PLNUSD})_t = & 1,17 + 0,62[\log(ULCSAPL) - \log(ULCSAUS)]_{t-1} \\ & + 0,42[\log(VSAPL) - \log(VSAUS)]_{t-3} \\ & - 0,01(I3MPL - I3MUS)_{t-4} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\log(\widehat{PLNEUR})_t = 1,14 + 0,51[\log(ULCSAPL) - \log(ULCSAEU)]_t + \text{dummies} \quad (2)$$

ZAŁĄCZNIK 2. OPIS ZMIENNYCH

- I3MPL* – stopa procentowa WIBOR 3M (PL) (w %, w stosunku rocznym).
I3MUS – stopa procentowa krótkoterminowa 3M (USA) (w %, w stosunku rocznym).
PLNEUR – kurs walutowy PLN/EUR (PL) (obliczony w oparciu o dane NBP i ECB; obliczenia własne, średnia kwartalna).
PLNUSD – kurs walutowy PLN/USD (PL) (średnia kwartalna); źródło: IFS Line 964..RF.ZF...
ULCSAEU – jednostkowy koszt pracy (EU), wyrównany sezonowo, indeks 1995 = 100; źródło: ECB.
ULCSAPL – jednostkowy koszt pracy (PL) (rachunek według produkcji przemysłowej, wyrównany sezonowo; obliczenia własne), indeks 1995 = 100; źródło: GUS.
ULCSAUS – jednostkowy koszt pracy (USA) (rachunek według produkcji przemysłowej; obliczenia własne), wyrównany sezonowo, indeks 1995 = 100; źródło: IFS.
VSAPL – wydajność pracy (PL) (rachunek według produkcji przemysłowej, wyrównana sezonowo; obliczenia własne), indeks 1995 = 100; źródło: GUS.
USAUS – wydajność pracy (USA), (rachunek według produkcji przemysłowej; obliczenia własne), wyrównana sezonowo, indeks 1995 = 100; źródło: IFS.

LITERATURA

- Alberola E., Garcia-Cervero S., Lopez H., Ubide A. (2002), *Quo vadis Euro?*, „The European Journal of Finance”, **8**, 352–370.
- Apergis N. (2003), *Testing Purchasing Power Parity: Results from a New Foreign Exchange Market*, „Applied Economics Letters”, **10**, 91–95.
- Balassa B. (1964), *The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal*, „Journal of Political Economy”, **72**, The University of Chicago, 584–596.
- Beachill B., Pugh G. (1998), *Monetary Cooperation in Europe and the Problem of Differential Productivity Growth: An Argument for a 'Two-speed' Europe*, „International Review of Applied Economics”, **12**(3).
- Benigno G., Thoenissen C. (2003), *Equilibrium Exchange Rates and Supply-Side Performance*, „The Economic Journal”, **113**, C103–C124.
- Bhandari J. S. (1983), *An Alternative Theory of Exchange Rate Dynamics*, „The Quarterly Journal of Economics”, May.
- Breuer J. (1994), *Purchasing Power Parity: A Survey of and Challenge to Recent Literature*, [w:] Williamson J. (ed.), *Fundamental Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington DC.
- Brook A.-M., Hargreaves D. (2001), *PPP-based Analysis of New Zealand's Equilibrium Exchange Rate*, Reserve Bank of New Zealand, „Discussion Paper Series”, **1**.
- Cassel G. (1918), *Abnormal Deviations in International Exchanges*, „Economic Journal”, September.
- Chmielewski T. (2003), *Od kursu płynnego do unii monetarnej. Znaczenie efektu Balassy-Samuelsona dla polskiej polityki pieniężnej*, „Materiały i Studia”, **163**, NBP.
- Cookley J., Fuertes A.-M. (2001), *Nonparametric Cointegration Analysis of Real Exchange Rates*, „Applied Financial Economics”, **11**, 1–8.

- Costa-I-Font J., Tremosa-I-Balcells R. (2003), *Spanish Regions and the Macroeconomic Benefits of the European Monetary Union*, „Regional Studies”, **37.3**, 217–226.
- Culver S. E., Papell D. H. (1999), *Long-run Purchasing Power Parity with Short-run Data: Evidence with a Null Hypothesis of Stationarity*, „Journal of International Money and Finance”, **18**, 751–768.
- De Broeck M., Slok T. (2001), *Interpreting Real Exchange Rate Movements in Transition Countries*, „IMF Working Paper”, **56**.
- Devereux M. B. (2003), *A Tale of Two Currencies: The Asian Crisis and the Exchange Rate Regimes of Hong Kong and Singapore*, „Review of International Economics”, **11**(1), 38–54.
- Diamandis P. F., Kouretas G. P. (1996), *The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-run Relationships, Coefficient Restrictions and Temporal Stability of the Greek Drachma*, „Applied Financial Economics”, **6**, 351–362.
- Dornbusch R. (1987), *Exchange Rates and Prices*, „American Economic Review”, **77** (1), 93–106.
- Doroodian K., Jung C., Boyd R. (1999), *Testing the Law of One Price under the Fixed and Flexible Exchange Rate Systems*, „Applied Economic Letters”, **6**, 613–616.
- Drine I., Rault C. (2003), *Do Panel Data Permit the Rescue of the Balassa-Samuelson Hypothesis for Latin American Countries?*, „Applied Economics”, **35**, 351–359.
- Froot K. A., Rogoff K. (1994), *Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates*, „NBER Working Paper”, December, **4952**, Cambridge.
- Giovanetti G. (1992), *A Survey of Recent Empirical Tests of the Purchasing Power Parity Hypothesis*, „Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review”, **180**, 81–101.
- Groen J. J. J. (2002), *Cointegration and the Monetary Exchange Rate Model Revisited*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, **64**(4), 361–380.
- Halpern L., Wyplosz C. (2001), *Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection*, „Economic Survey of Europe”, UNECE, 227–239.
- Hwang J. K. (2003), *Dynamic Forecasting of Sticky-Price Monetary Exchange Rate Model*, „Atlantic Economic Journal”, **31**(1), 103–114.
- Isard P. (1995), *Exchange Rate Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Johansen S., Juselius K. (1992), *Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for the UK*, „Journal of Econometrics”, **53**, 211–244.
- Juselius K. (1991), *Long-run Relations in a Well Defined Statistical Model for the Data Generating Process: Cointegration Analysis of the PPP and UIP Relations between Denmark and Germany*, [w:] Gruber J. (ed.), *Econometric Decision Models: New Methods of Modeling and Applications*, Springer Verlag, New York.
- Kakkar V. (2003), *The Relative Price of Nontraded Goods and Sectoral Total Factor Productivity: An Empirical Investigation*, „The Review of Economics and Statistics”, **85**(2), 444–452.
- Karfakis C. J. (1991), *A Model of Exchange Rate Policy: Evidence for the US Dollar-Greek Drachma Rate 1975–87*, „Applied Economics”, **23**, 815–820.
- Kelm R. (2001), *Ekonometryczny model kursu złotego w latach 1992–1998*, „Ekonomista”, **2**, 201–226.
- Kelm R. (2004), *Empiryczny model polityki kursowej w Polsce w latach 1995–2002*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Rynki finansowe. Prognozy a decyzje*, „Acta Universitatis Lodziensis”, Folia Oeconomica, **177**, 153–167.
- Kovács M. A. (ed.) (2002), *On the Estimated Size of the Balassa-Samuelson Effect in Five Central and Eastern European Countries*, National Bank of Hungary, **5**, Working Paper.
- Kozamernik D. (2004), *The ERM II Issues: An Interpretation of the Slovenian Approach*, „Atlantic Economic Journal”, **32**(4), 268–279.

- MacDonald R. (2000), *Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*, „Discussion Paper”, 3, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank.
- MacDonald R., Nagayasu J. (2000), *The Long-run Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study*, „IMF Staff Papers”, 47 (1).
- MacDonald R., Taylor M. P. (1994), *Reexamining the Monetary Approach to the Exchange Rate: The Dollar-franc, 1976–90*, „Applied Financial Economics”, 4, 423–429.
- Mihaljek D., Klau M. (2003), *The Balassa-Samuelson Effect in Central Europe: A Disaggregated Analysis*, „BIS Working Papers”, 143.
- Milo W., Rutkowska M. (2005), *Notes on Forecasting Nominal Equilibrium Exchange Rates of PLN against USD*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Issues in Modeling, Forecasting and Decision-Making in Financial Markets*, „Acta Universitatis Lodzianis”, Folia Oeconomica, 192.
- Milo W., Wrzesiński D. (2004), *Analiza realnego kursu walutowego*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Rynki finansowe. Prognozy a decyzje*, „Acta Universitatis Lodzianis”, Folia Oeconomica, 177, 109–121.
- Obstfeld M. (1995), *International Currency Experience. New Lessons and Lessons Relearned*, „Brookings Papers on Economic Activity”, 1.
- Officer L. R. (1976), *The Purchasing-Power-Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article*, „IMF Staff Papers”, 23(1), 1–60.
- Padoa-Schioppa T. (2003), *Trajectories Towards the Euro and the Role of ERM II*, „International Finance”, 6(1), 129–144.
- Papadopoulos A. P., Zis G. (2000), *A Monetary Analysis of the Drachma/ECU Exchange Rate Determination, 1980–1991*, „Empirical Economics”, 25, 653–663.
- Paya I., Duarte A., Holden K. (2003), *On the Equilibrium Value of the Peseta*, „Applied Financial Economics”, 13, 317–335.
- Pentecost E. J. (1993), *Exchange Rate Dynamics*, Edward Elgar Publishing, Adershot.
- Przystupa J. (2003), *Szacunki realnego kursu równowagi długookresowej dla Polski*, „Bank i Kredyt”, listopad–grudzień, 4–14.
- Rogoff K. (1996), *The Purchasing Power Parity Puzzle*, „Journal of Economic Literature”, June, 34, 647–668.
- Rubaszek M. (2004), *Modelowanie optymalnego poziomu realnego efektywnego kursu złotego: zastosowanie koncepcji fundamentalnego kursu równowagi*, „Materiały i Studia”, 175, NBP.
- Samuelson P. A. (1964), *Theoretical Notes on Trade Problems*, „Review of Economics and Statistics”, 46, 335–346.
- Sartore D., Trevisan L., Trova M., Volo F. (2002), *US Dollar/Euro Exchange Rate: A Monthly Econometric Model for Forecasting*, „The European Journal of Finance”, 8, 480–501.
- Shively P. A. (2001), *A Test of Long-run Purchasing Power Parity*, „Economics Letters”, 73, 201–205.
- Strzała K. (2002), *Weryfikacja hipotez makroekonomicznych – ewolucja podejść na przykładzie PPP*, [w:] Kufel T., Piłatowska M. (red.), *Analiza szeregów czasowych na początku XXI wieku*, Wydawnictwo Uniwersytetu im. Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Tawadros G. B. (2001), *The Predictive Power of the Monetary Model of Exchange Rate Determination*, „Applied Financial Economics”, 11, 279–286.
- Taylor M. P. (1995), *The Economics of Exchange Rates*, „Journal of Economic Literature”, March, 13–47.
- Unayama T. (2003), *Product Variety and Real Exchange Rates: The Balassa-Samuelson Model Reconsidered*, „Journal of Economics”, 79 (1), 41–60.
- Wdowiński P. (2003), *Ekonometryczne modele kursu równowagi złotego*, Materiały IEiS, Projekt KBN, Katedra Ekonometrii, Uniwersytet Łódzki, Łódź.

- Wdowiński P. (2005), *Empiryczne modele kursów walutowych: ocena trafności prognoz*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Wybrane zagadnienia ilościowych analiz ekonomiczno-finansowych*, „Acta Universitatis Lodzensis”, Folia Oeconomica, **193**.
- Welfe W. (red.) (1995), *Kwartalny model gospodarki Polski. Struktura i własności*, „Statystyka i Ekonometria”, **1**, Wydział I Nauk Społecznych PAN.
- Welfe W., Welfe A. (2004), *Ekonometria stosowana*, PWE, Warszawa.

Piotr Wdowiński

THEORIES OF PURCHASING POWER PARITY PPP AND UNCOVERED INTEREST RATE PARITY UIP IN THE EXCHANGE RATE MODEL

Summary

In the paper we estimate the quarterly exchange rate model which combines theories of purchasing power parity PPP and uncovered interest rate parity UIP. We use bilateral exchange rates of PLN/USD and PLN/EUR during 1995–2002. The model brings a modified and augmented capital approach to modeling exchange rates (CHEER) introduced by Juselius (1991) and Johansen and Juselius (1992). In the research we have found that the nominal exchange rates appreciate against unit labor costs and real labor productivity.