

Władysław Milo\* , Daniel Wrzesiński\*\*

## ANALIZA REALNEGO KURSU WALUTOWEGO

**Streszczenie.** Celem artykułu jest dokonanie analizy statystycznej i ekonomicznej bilateralnego realnego kursu walutowego USDPLN. W pierwszej jego części zostanie przeprowadzona analiza statystyczna realnego kursu walutowego USDPLN wraz z określeniem wpływu poszczególnych czynników kształtujących kurs realny w okresie ostatnich 10 lat. W drugiej części artykułu zostanie zaprezentowany zestaw modeli ekonometrycznych, których głównym celem będzie zbadanie istotności wpływu na kształtowanie się realnego kursu walutowego najczęściej przytaczanych w literaturze czynników fundamentalnych. Opracowanie kończą wnioski podsumowujące.

**Słowa kluczowe:** realny kurs walutowy, parytet siły nabywczej, model ekonometryczny.

### 1. WSTĘP

W codziennej rzeczywistości gospodarczej w analizie kursu walutowego najczęściej stosowaną wielkością jest kurs nominalny, zdefiniowany jako cena waluty obcej, wyrażona w jednostkach waluty krajowej. Tak pojmowana wielkość podlega wycenie rynkowej i jest analizowana przez podmioty gospodarcze, które podejmują określone decyzje. Wartość nominalnego kursu walutowego jest bardzo ważna dla wielu podmiotów gospodarczych, a poprzez swój bezpośredni wpływ na opłacalność eksportu i importu ma również istotne znaczenie dla funkcjonowania całej gospodarki.

W analizie sfery realnej gospodarki, zwłaszcza w długim okresie, nominalny kurs walutowy nie jest jednakże odpowiednim parametrem. W takim przypadku zazwyczaj stosowaną wielkością jest realny kurs walutowy. Najbardziej popularną metodą wyznaczania realnego kursu walutowego jest model oparty na teorii parytetu siły nabywczej (PPP). Podejście to, pomimo swoich mankamentów, nadal pełni wiodącą rolę w analizie realnego kursu walutowego. W artykule zostanie zaprezentowany jeden z wariantów teorii parytetu siły nabywczej.

\* Prof. zw. dr hab., Katedra Ekonometrii, Uniwersytet Łódzki.

\*\* Mgr, absolwent Uniwersytetu Łódzkiego.

## 2. ANALIZA STATYSTYCZNA REALNEGO KURSU WALUTOWEGO

W badaniach realnego kursu walutowego najczęściej spotykanym podejściem jest wykorzystanie teorii parytetu siły nabywczej (PPP). Uzasadnieniem zastosowania takiego podejścia jest znane w teorii ekonomii prawo jednej ceny, zgodnie z którym ceny tych samych dóbr w różnych krajach powinny kształtować się na tym samym poziomie, a występujące różnice w kształtowaniu się inflacji powinny być korygowane przez odpowiednie zmiany nominalnego kursu walutowego. Zgodnie z tymi założeniami realny kurs walutowy powinien być stabilny. Z przeprowadzonych badań, zarówno w przypadku krajów rozwiniętych, jak i rozwijających się, wynika, iż realny kurs walutowy często podlegał znacznym wahaniom<sup>1</sup>. Dlatego też zaczęto stosować różne modyfikacje teorii PPP, polegające głównie na stosowaniu różnych wskaźników cen.

W tekście zastosowano ogólnie znaną definicję, określającą kurs walutowy jako stosunek cen dóbr występujących we wzajemnym handlu (*tradables*) do cen dóbr nie występujących we wzajemnym handlu (*nontradables*)<sup>2</sup>. Przy wyznaczaniu realnego kursu walutowego wykorzystano podejście PPP, opierające się na mieszanym wskaźniku stosunku cen – tj. zastosowano wskaźniki cen hurtowych oraz konsumpcyjnych.

Realny kurs walutowy USDPLN wyznaczono na podstawie równania:

$$RER_{USDPLN} = \frac{E \times WPI^{US}}{CPI^{PL}} \quad (1)$$

gdzie:

$RER_{USDPLN}$  – realny kurs walutowy USDPLN,

$WPI^{US}$  – indeks cen hurtowych w USA,

$CPI^{PL}$  – indeks cen dóbr konsumpcyjnych w Polsce,

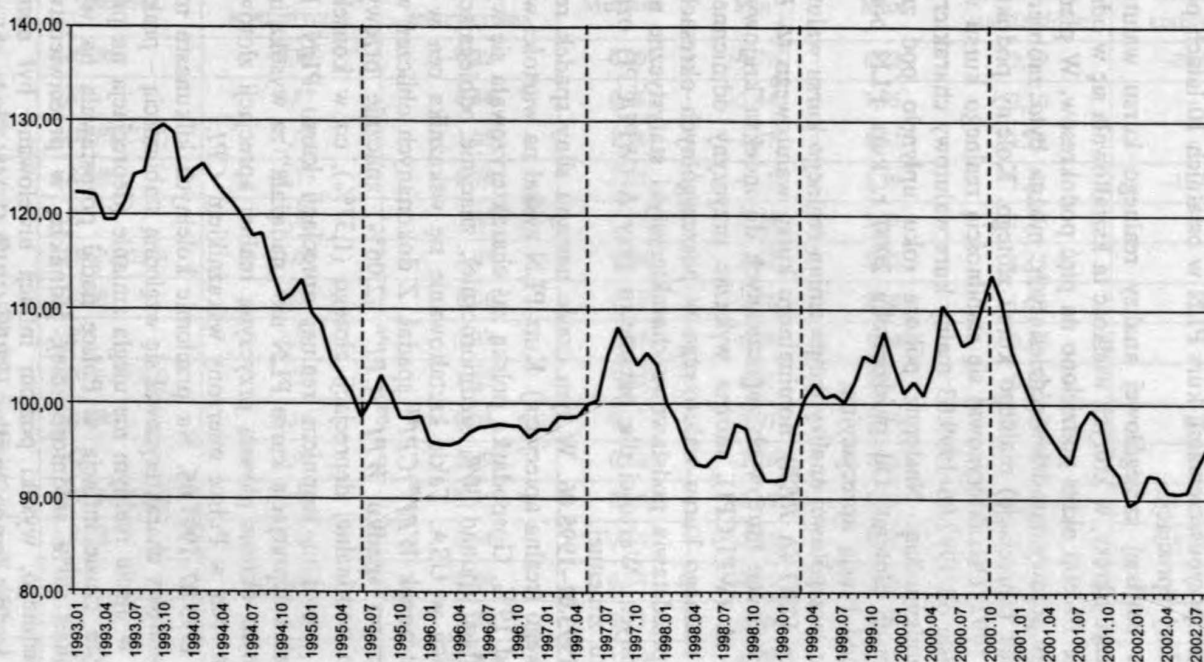
$E$  – nominalny kurs walutowy USDPLN (cena 1USD wyrażona w PLN).

Przy tak zdefiniowanym realnym kursie walutowym, wzrost  $RER$  oznacza realną deprecjację kursu złotego, natomiast spadek  $RER$  – realną aprecjację. Stosując zasadę *ceteris paribus*, wzrost kursu nominalnego (nominalna deprecjacja złotówki) powoduje realną deprecjację, wzrost indeksu zagranicznych cen hurtowych również wywołuje realną deprecjację, natomiast wzrost cen konsumpcyjnych w kraju wpływa na spadek realnego kursu złotego (realna aprecjacja).

Na podstawie równania (1) został wyznaczony indeks realnego kursu walutowego na bazie danych miesięcznych za okres 1993.01–2002.08.

<sup>1</sup> Edwards i Sevastano (1999).

<sup>2</sup> Edwards (1989).



Rys. 1. Indeks realnego kursu walutowego USD/PLN (1998.01 = 100). Źródło: opracowanie własne

W całym analizowanym okresie można zaobserwować wyraźną spadkową tendencję realnego kursu walutowego złotego względem dolara. Zgodnie z wcześniejszymi przypuszczeniami, kurs PLN w ostatnich 10 latach podlegał procesowi realnej aprecjacji.

Dokonując bardziej szczegółowej analizy realnego kursu walutowego, można wyznaczyć okresy, w których wielkość ta kształtowała się w odmienny sposób. Prawie 10-letni okres podzielono na pięć podokresów. W pierwszym podokresie, do połowy lat dziewięćdziesiątych, można było zaobserwować wyraźny spadek (aprecjacje) realnego kursu złotego. Kolejny podokres, do połowy roku 1997, charakteryzował się stabilnością realnego kursu walutowego. W okresie od 1997.06–1999.03 realny kurs walutowy charakteryzował się wysoką zmiennością. Następne półtora roku upłynęło pod znakiem realnej deprecjacji złotego. Od października 2000 r. kurs PLN ponownie znajduje się pod presją aprecjacyjną.

Dokonując szczegółowej analizy tempa zmian realnego kursu walutowego PLN względem USD ( $\Delta RER$ ), nominalnego kursu walutowego ( $\Delta E$ ) oraz stosunku indeksu cen hurtowych zagranicznych do indeksu krajowych cen konsumpcji –  $\Delta$  (WPI/CPI), można wykazać przyczyny odmiennego zachowania się realnego kursu walutowego w poszczególnych okresach.

Tabela 1 przedstawia podstawowe charakterystyki statystyczne analizowanych zmiennych. Wartości dla parametru przy  $\Delta$  (WPI/CPI) oznaczają stopień spadku zmiennej.

**Okres I: 1993.01–1995.06.** W tym czasie nastąpił silny spadek realnego kursu walutowego (realna aprecjacja). Kurs PLN zyskał na wartości w ujęciu realnym ponad 19%. Gospodarka polska zaś charakteryzowała się wysokim poziomem inflacji (ponad 30% średniorocznie), znacznie odbiegającym od poziomu inflacji w USA. Takie kształtowanie się wskaźnika cen w Polsce sprawiło, że stosunek  $WPI^{US}/CPI^{PL}$  spadał. Z dokonanych obliczeń wynika, że średnie tempo spadku  $WPI^{US}/CPI^{PL}$  (2,06%) znacznie przewyższało średni poziom nominalnej deprecjacji złotego (1,37%), co w konsekwencji zaowocowało wysokim stopniem realnej aprecjacji kursu PLN. Innymi słowy, nominalna deprecjacja kursu PLN nie „nadażała” za wysoką inflacją. W analizowanym okresie główną przyczyną realnej aprecjacji złotówki był wysoki poziom cen w Polsce mierzony wskaźnikiem *CPI*.

**Okres II: 1995.07–1997.05.** Na przełomie kolejnych kilkunastu miesięcy realny kurs walutowy charakteryzował się względną stabilnością – praktycznie wartość PLN w ujęciu realnym nie uległa zmianie (deprecjacja na poziomie 1,38%). W tym czasie inflacja w Polsce nadal pozostawała na wysokim poziomie (ponad 20% średniorocznie), jednakże, w przeciwieństwie do okresu poprzedniego, wysoki poziom inflacji niwelowany był nominalną deprecjacją – średnie tempo spadku  $WPI^{US}/CPI^{PL}$  (1,24%) było zbliżone do średniego tempa nominalnej deprecjacji (1,33%). W konsekwencji realny kurs walutowy złotego nie ulegał większym zmianom.

Tabela 1. Charakterystyki statystyczne tempa zmian poszczególnych zmiennych (w %)

| Okres              | Zmienna           | Średnia arytmetyczna | Średnia geometryczna | Mediana | Min   | Max  | Odchylenie standardowe | Stopień aprecjacji |
|--------------------|-------------------|----------------------|----------------------|---------|-------|------|------------------------|--------------------|
| 1993.01<br>2002.08 | $\Delta RER$      | -0,19                | -0,22                | -0,09   | -4,79 | 6,22 | 2,19                   | -22,08             |
|                    | $\Delta E$        | 0,87                 | 0,84                 | 0,98    | -5,44 | 7,15 | 2,10                   | -                  |
|                    | $\Delta(WPI/CPI)$ | 1,05                 | 1,05                 | 1,11    | -1,97 | 5,62 | 1,18                   | -                  |
| 1993.01<br>1995.06 | $\Delta RER$      | -0,73                | -0,74                | -1,03   | -4,11 | 3,39 | 1,81                   | -19,43             |
|                    | $\Delta E$        | 1,37                 | 1,35                 | 1,47    | -2,06 | 5,97 | 1,73                   | -                  |
|                    | $\Delta(WPI/CPI)$ | 2,06                 | 2,07                 | 1,58    | 0,67  | 5,62 | 1,12                   | -                  |
| 1995.07<br>1997.05 | $\Delta RER$      | 0,07                 | 0,06                 | 0,11    | -2,78 | 2,58 | 1,26                   | 1,38               |
|                    | $\Delta E$        | 1,33                 | 1,32                 | 1,47    | -0,76 | 3,44 | 0,98                   | -                  |
|                    | $\Delta(WPI/CPI)$ | 1,24                 | 1,25                 | 1,24    | -0,91 | 2,84 | 0,89                   | -                  |
| 1997.06<br>1999.03 | $\Delta RER$      | 0,06                 | 0,03                 | -0,17   | -3,91 | 5,99 | 2,66                   | 0,68               |
|                    | $\Delta E$        | 1,02                 | 0,99                 | 0,62    | -3,08 | 7,15 | 2,43                   | -                  |
|                    | $\Delta(WPI/CPI)$ | 0,95                 | 0,95                 | 0,85    | -0,48 | 4,08 | 0,94                   | -                  |
| 1999.04<br>2000.10 | $\Delta RER$      | 0,68                 | 0,64                 | 0,54    | -3,21 | 6,22 | 2,55                   | 12,99              |
|                    | $\Delta E$        | 0,88                 | 0,86                 | 0,84    | -2,21 | 6,24 | 2,44                   | -                  |
|                    | $\Delta(WPI/CPI)$ | 0,21                 | 0,21                 | 0,13    | -0,86 | 1,38 | 0,65                   | -                  |
| 2000.11<br>2002.08 | $\Delta RER$      | -0,77                | -0,80                | -1,26   | -4,79 | 4,10 | 2,40                   | -16,14             |
|                    | $\Delta E$        | -0,44                | -0,47                | -0,73   | -5,44 | 5,43 | 2,36                   | -                  |
|                    | $\Delta(WPI/CPI)$ | 0,32                 | 0,33                 | 0,40    | -1,97 | 2,64 | 1,07                   | -                  |

Źródło: opracowanie własne.

**Okres III: 1997.06–1999.03.** Analizując stopień realnej deprecjacji (0,68%) oraz średnie tempo realnej deprecjacji (0,06%) w badanym okresie, można dojść do wniosku, że realny kurs PLN zachowywał się analogicznie do okresu poprzedniego. W tym czasie wystąpiły jednak dosyć silne wahania realnego kursu ( $S = 2,66$  pkt proc.), co wynikało głównie z dużych zmian kursu nominalnego ( $S = 2,43$  pkt proc.). Średnie tempo nominalnej deprecjacji (1,02%) było porównywalne ze średnim tempem spadku wskaźnika  $WPI^{US}/CPI^{PL}$  (0,95%), co sprawiło, że średnie tempo realnej aprecjacji było zbliżone do zera. W badanym okresie można zauważyć ciekawą własność – inflacja w Polsce kształtowała się już na wyraźnie niższym poziomie (nieco ponad 10% średniorocznie), powodując stabilizację wskaźnika  $WPI^{US}/CPI^{PL}$ . Na kształtowanie się realnego kursu walutowego relatywnie większy wpływ miało zatem zachowanie kursu nominalnego.

**Okres: IV 1999.04–2000.10.** W tym czasie nastąpiło załamanie głównej tendencji i kurs złotego w ujęciu realnym podlegał procesowi deprecjacji (prawie 13%). Główną przyczyną takiego kształtowania się kursu był większy stopień nominalnej deprecjacji złotówki (średnia 0,88%) w porównaniu z tempem spadku wskaźnika  $WPI^{US}/CPI^{PL}$  (średnia 0,21%). Niższe tempo spadku wskaźnika  $WPI^{US}/CPI^{PL}$  w analizowanym okresie wynikało zarówno wyższego poziomu inflacji w USA, jak i dalszej stabilizacji cen w Polsce. Przyczyną zwiększonego tempa nominalnej dewaluacji była pogarszająca się sytuacja gospodarcza w Polsce. W omawianym okresie nasileniu uległa presja inflacyjna, niekorzystnie kształtowało się saldo rachunku bieżącego, deficyt budżetowy „uciekał” spod kontroli, wzrastała stopa bezrobocia, spadało tempo wzrostu PKB, w konsekwencji władze monetarne zaostryżyły politykę pieniężną. Mimo wyższego poziomu stóp procentowych w Polsce, kapitał zagraniczny nie był zainteresowany inwestycjami w naszym kraju, gdyż istniało poważne ryzyko wystąpienia kryzysu walutowego, jak i nie słabły oczekiwania co do dalszych podwyżek stóp procentowych. Zaowocowało to wyraźniejszą nominalną dewaluacją kursu złotego.

**Okres V: 2000.11 – 2002.08.** Kolejny analizowany okres charakteryzował się wyraźną aprecjacją kursu w ujęciu realnym – kurs PLN zyskał ponad 16%. Główną przyczyną realnej aprecjacji było wystąpienie nominalnej aprecjacji – po raz pierwszy w całym badanym okresie. Średnie tempo nominalnej aprecjacji PLN wyniosło 0,44%, przy względnie stabilnym tempie spadku wskaźnika  $WPI^{US}/CPI^{PL}$  w porównaniu z poprzednimi okresami. Ponowny spadek inflacji w Polsce (średniorocznie ok. 6%) spowodował zmniejszenie wpływu wskaźnika  $WPI^{US}/CPI^{PL}$  na kształtowanie się kursu realnego na rzecz zwiększonej roli kursu nominalnego. Źródła nominalnej aprecjacji należy doszukiwać się w dwóch głównych czynnikach. Po pierwsze, negatywne tendencje w gospodarce polskiej zostały wyhamowane (a niektóre odwrócone, np. inflacja). Po drugie, w tym okresie zostały

skonkretyzowane główne warunki oraz kalendarz procesu rozszerzenia Wspólnoty Europejskiej.

**Wnioski.** Zgodnie z wcześniejszymi przewidywaniami w całym analizowanym okresie (1993.01–2002.08) realny kurs USDPLN podlegał procesowi aprecjacji, aczkolwiek w poszczególnych podokresach zmiany kursu były różne. W pierwszych latach główną przyczyną realnego wzrostu kursu złotego było wysokie tempo wzrostu cen w Polsce, które wyraźnie przewyższało tempo nominalnej deprecjacji. Wraz z postępującym procesem stabilizacji cen w Polsce coraz większy wpływ na kształtowanie się realnego kursu walutowego ma kurs nominalny, co można zaobserwować szczególnie w ostatnich latach badanego okresu.

### 3. MODEL REALNEGO KURSU WALUTOWEGO USDPLN

Kolejnym etapem badania będzie próba skonstruowania modelu ekonometrycznego, za pomocą którego będzie można opisać kształtowanie się realnego kursu walutowego USDPLN w zależności od pewnych, najczęściej przytaczanych w literaturze, zmiennych fundamentalnych<sup>3</sup>. Model jest skonstruowany na bazie danych kwartalnych za okres 1995.1–2002.2, co daje łącznie 30 obserwacji. Skróty i objaśnienia wykorzystywanych zmiennych są następujące:

*RER* – realny kurs walutowy złotówki względem dolara (zmienna objaśniana);

*TOT* – *terms of trade*, definiowany jako stosunek cen w eksporcie do cen w imporcie;

*OPEN* – stopień otwartości gospodarki, wyznaczony jako stosunek sumy eksportu i importu do PKB;

*GOVEX* – relacja wydatków rządowych do PKB;

*TARIFFS* – poziom ceł w gospodarce, obliczony jako stosunek wpływów z ceł do PKB;

*FDI* – stosunek salda bezpośrednich inwestycji zagranicznych do PKB;

*CAD* – stosunek salda rachunku bieżącego do PKB;

*FA* – stosunek aktywów zagranicznych netto do PKB;

*FLOW* – miernik „napływu” kapitału wyznaczony jako stosunek różnicy importu i eksportu do PKB;

*dPKB* – tempo wzrostu PKB;

*dNOMDEV* – stopień (tempo) nominalnej deprecjacji.

Przeanalizowano kilka różnych modeli, których wyniki estymacji zaprezentowano w dalszej części artykułu. Natomiast głębszej analizie został

<sup>3</sup> Por. Williamson (1994).

poddany model najlepiej opisujący kształtowanie się realnego kursu walutowego. Prezentuje go następujące równanie:

$$RER_t = e^{\alpha_0} TOT_{t-1}^{\alpha_1} OPEN_t^{\alpha_2} GOVEX_t^{\alpha_3} FLOW_t^{\alpha_4} TARIFFS_t^{\alpha_5} e^{\alpha_6 dPKB_{t+\varepsilon_t}} \quad (2)$$

które po przekształceniu do postaci liniowej można zapisać jako:

$$\ln RER_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln TOT_{t-1} + \alpha_2 \ln OPEN_t + \alpha_3 \ln GOVEX_t + \alpha_4 \ln FLOW_t + \alpha_5 \ln TARIFFS_t + \alpha_6 dPKB_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Parametry modelu, oszacowane metodą MNK, przedstawia tabela 2.

Tabela 2. Wyniki estymacji modelu

| Zmienna         | Parametr $\alpha$ | Statystyka $t$ |
|-----------------|-------------------|----------------|
| Stała (C)       | 6,417             | 8,693          |
| $\ln TOT_{t-1}$ | -0,321            | -1,901         |
| $\ln OPEN$      | 0,705             | 4,188          |
| $\ln GOVEX$     | -0,402            | -5,305         |
| $\ln FLOW$      | -0,137            | -4,657         |
| $\ln TARIFFS$   | 0,148             | 4,662          |
| $dPKB$          | 0,103             | 1,493          |

$R^2 = 0,700$ , skorygowany  $R^2 = 0,618$ ,  $DW = 2,02$ ,  $JB_{resid} = 0,27$  (87%)  
 $DF_{resid} = -5,72$  (-2,65 dla 1% poziomu istotności).

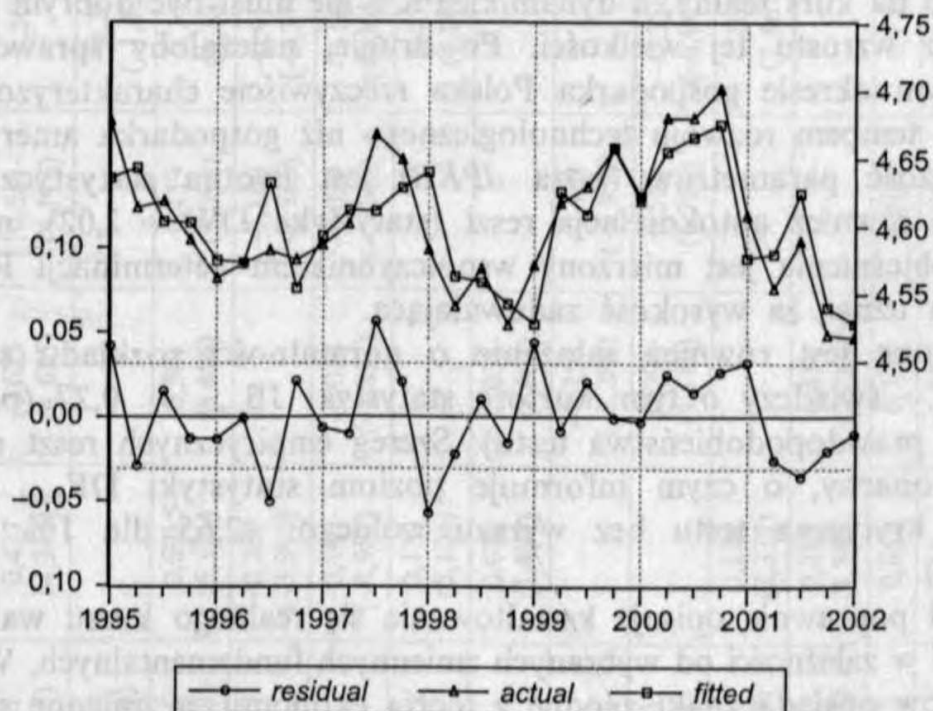
Pierwszym etapem analizy otrzymanych wyników będzie zbadanie zgodności struktury modelu z teorią ekonomii, a więc sprawdzenie poprawności znaków poszczególnych parametrów równania.

Jednoznaczne określenie znaku stojącego przed zmienną  $TOT$  nie jest możliwe – z matematycznego punktu widzenia zależy on od relacji cenowych elastyczności popytu na dobra importowane i eksportowane. Wyniki modelu potwierdzają powszechnie przyjętą w ekonomii zależność, że poprawa *terms-of-trade* (wzrost  $TOT$ ) wpływa na realne wzmocnienie kursu walutowego. W analizowanym modelu wzrost  $TOT$  o 1% owocuje realną aprecjacją kursu złotego o ok. 0,3%.

Zgodne z teorią są również znaki parametrów przed zmiennymi obrazującymi stopień otwartości gospodarki ( $OPEN$ ) oraz napływu kapitału ( $FLOW$ ). Im większa jest skala napływu kapitału (wzrost  $FLOW$ ), tym większa presja aprecjacyjna realnego kursu walutowego. W badanym modelu



wzrost napływu kapitału o 1% wywołuje realny wzrost wartości kursu PLN o ok. 0,14%. Mimo iż znak zmiennej jest zgodny z oczekiwaniami, wydaje się, że można by się spodziewać większego wpływu napływu kapitału na kształtowanie się realnego kursu walutowego. Znak współczynnika przed zmienną *OPEN* potwierdza tezę, że w gospodarkach zamkniętych istnieje silniejsza presja aprecjacji realnego kursu walutowego. W badanym modelu wzrost stopnia otwartości gospodarki o 1% wywołuje realną deprecjację kursu złotówki o ok. 0,7%.



Rys. 2. Wykres szeregu modelu (*actual*), jego prognoz (*fitted*) i reszt (*residual*)

Kolejną zmienną, wpływającą na kształtowanie się realnego kursu walutowego, jest relacja wydatków rządowych do PKB (*GOVEX*). Wzrost skali wydatków rządowych o 1% powoduje wzrost wartości realnego kursu złotego o ok. 0,4%, co jest zgodne z teorią ekonomii. Znaczna bowiem część wydatków rządowych z reguły jest kierowana na sektor dóbr nie występujących we wzajemnym handlu (*nontradables*), co z definicji wpływa na aprecjację realnego kursu walutowego.

Określenie znaku parametru przed zmienną, mierzącą poziom ceł w gospodarce, nie jest jednoznaczne. Większość badań empirycznych wskazuje jednak, że wzrost ceł importowych powoduje realną aprecjację kursu walutowego. Analizowany model nie potwierdza tego typu zależności. Wzrost relacji wpływu z ceł do PKB o 1% wywołał wzrost (deprecjację) realnego kursu walutowego PLN o ok. 0,15%.

Kolejna zmienna, tempo wzrostu PKB ( $dPKB$ ), mimo iż jest nieistotna statystycznie, została uwzględniona w modelu w celu zbadania występowania efektu Ricarda-Balassa. Zgodnie z tym efektem waluty krajów doświadczających wyższego poziomu rozwoju technologicznego powinny podlegać procesowi realnej aprecjacji. Analizowany model nie potwierdza tego założenia – wzrost tempa wzrostu PKB Polski o 1 pkt proc. pociąga za sobą realną deprecjację złotego o ok. 0,1%. Istnieje kilka potencjalnych powodów takiego kształtowania się wartości parametru. Po pierwsze, efekt Ricarda-Balassa uwzględnia wpływ wyższego tempa wzrostu rozwoju technologicznego na kurs realny, a dynamika PKB nie musi być dobrym odzwierciedleniem wzrostu tej wielkości. Po drugie, należałoby sprawdzić, czy w badanym okresie gospodarka Polska rzeczywiście charakteryzowała się większym tempem rozwoju technologicznego niż gospodarka amerykańska.

Większość parametrów (poza  $dPKB$ ) jest istotna statystycznie. Nie występuje również autokorelacja reszt (statystyka DW = 2,02), natomiast stopień objaśnienia jest mierzony współczynnikiem determinacji  $R^2 = 0,7$ , co można uznać za wysokość zadowalającą.

Spełnione jest również założenie o normalności rozkładu składnika losowego – świadczy o tym wartość statystyki  $JB_{resid} = 0,27$  (przy 87% poziomie prawdopodobieństwa testu). Szereg empirycznych reszt równania jest stacjonarny, o czym informuje poziom statystyki  $DF_{resid} = -5,72$  (wartość krytyczna testu bez wyrazu wolnego: -2,65 dla 1% poziomu istotności).

Model poprawnie opisuje kształtowanie się realnego kursu walutowego USDPLN w zależności od wybranych zmiennych fundamentalnych. Większość parametrów posiada znaki zgodne z teorią ekonomii, a zmienne są istotne statystycznie. Uwagę zwraca niezbyt wysoki poziom wskaźnika determinacji, dlatego też model wymaga dalszych prac.

Wyniki estymacji alternatywnych modeli opisujących kształtowanie się realnego kursu walutowego są przedstawione w tabeli 3.

Dokonując estymacji innych modeli realnego kursu walutowego, można wyciągnąć kilka dodatkowych wniosków. Po pierwsze, praktycznie niemożliwe jest skonstruowanie poprawnego modelu, który nie zawierałby zmiennych opisujących stopień otwartości gospodarki oraz poziom wydatków rządowych ( $OPEN$ ,  $GOVEX$ ). Wartości parametrów przy tych zmiennych dla różnych modeli były względnie stabilne i posiadały znaki zgodne z teorią ekonomii, a same zmienne zawsze istotnie wpływały na kształtowanie się realnego kursu walutowego. Po drugie, celowe wydaje się wykorzystanie zmiennej obrazującej napływ kapitału. W analizowanych modelach najlepiej „sprawdzała się” zmienna, wyznaczona jako stosunek różnicy importu i eksportu do PKB ( $FLOW$ ). Niemniej jednak wymiennie można również zastosować stosunek aktywów zagranicznych netto do PKB ( $FA$ ). Zmienna ta także

Tabela 3. Wyniki estymacji alternatywnych modeli *RER*

| Zmienna         | Model              |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |
|-----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| $\ln RER_{t-1}$ |                    |                    | 0,557<br>(3,895)   | 0,477<br>(4,245)   | 0,625<br>(4,635)   | 0,561<br>(4,116)   | 0,561              | 0,445<br>(4,070)   | (3,914)            |
| $\ln TOT_{t-1}$ | -0,321<br>(-1,901) | -0,449<br>(-2,401) | -0,223<br>(-1,326) |                    |                    |                    | -0,258<br>(-1,425) |                    |                    |
| $\ln OPEN_t$    | 0,705<br>(4,188)   | 0,465<br>(2,696)   | 0,354<br>(3,278)   | 0,6915<br>(5,521)  | 0,581<br>(3,486)   | 0,459<br>(3,098)   | 0,745<br>(4,281)   | 0,446<br>(3,680)   | 0,690<br>(5,346)   |
| $\ln GOVEX_t$   | -0,402<br>(-5,305) | -0,225<br>(-3,158) | -0,133<br>(-2,237) | -0,260<br>(-3,980) |                    | -0,160<br>(-2,565) | -0,412<br>(-5,372) | -0,179<br>(-2,481) | -0,274<br>(-4,109) |
| $\ln FLOW_t$    | -0,137<br>(-4,657) |                    |                    | -0,147<br>(-4,982) | -0,074<br>(-1,811) | -0,029<br>(-1,146) | -0,166<br>(-3,882) |                    | -0,126<br>(-4,720) |
| $\ln TARIFFS_t$ | 0,148<br>(4,662)   |                    |                    | 0,132<br>(5,104)   |                    |                    | 0,173<br>(4,198)   | 0,038<br>(1,439)   | 0,119<br>(4,738)   |
| $\ln FDI_t$     |                    |                    |                    | 0,019<br>(1,497)   | 0,038<br>(2,601)   |                    |                    |                    |                    |
| $\ln FA_t$      |                    | -0,243<br>(-2,569) |                    |                    | -0,253<br>(-2,288) | -0,181<br>(-2,154) |                    |                    |                    |
| $CAD_t$         |                    | 0,544<br>(1,781)   | 0,915<br>(3,881)   |                    | 0,394<br>(1,180)   | 0,515<br>(1,708)   | -0,356<br>(-0,943) | 0,822<br>(3,380)   |                    |
| $dPKB_t$        | 0,103<br>(1,493)   |                    | 0,119<br>(1,878)   | 0,134<br>(2,375)   |                    |                    | 0,109<br>(1,567)   | 0,114<br>(1,807)   | 0,155<br>(2,745)   |
| $dNOMDEV_t$     |                    |                    | 0,200<br>(1,325)   | 0,217<br>(1,580)   | 0,413<br>(2,2391)  |                    |                    | 0,136<br>(0,843)   | 0,204<br>(1,445)   |
| $R^2$           | 0,700              | 0,577              | 0,757              | 0,841              | 0,754              | 0,706              | 0,712              | 0,761              | 0,822              |
| $DW$            | 2,02               | 1,88               | 2,09               | 2,31               | 1,95               | 2,26               | 2,15               | 2,02               | 2,21               |

Uwaga: wielkości w nawiasach zawierają wartości statystyki *t*.  
 Źródło: opracowanie własne.

posiadała poprawny znak i zazwyczaj istotnie wpływała na kształtowanie się kursu *RER*. Kolejny wniosek, to praktycznie zupełny brak przydatności ekonometrycznej zmiennej obrazującej stosunek salda rachunku obrotów bieżących do PKB (*CAD*). W przypadku tej zmiennej parametr struktury modelu miał pełnić funkcję semielastyczności, jednakże w większości modeli znak parametru był niezgodny z teorią, a zmienna często okazywała się nieistotna statystycznie. Wyniki badań w przypadku tej zmiennej są pewnym zaskoczeniem, gdyż miernik, opisujący wielkość deficytu na rachunku bieżącym jako procent PKB, jest często wykorzystywanym narzędziem, zarówno w teorii jak i w praktyce, obrazującym m. in. ryzyko wystąpienia kryzysu walutowego. Niezgodnie z wynikami innych badań kształtuje się znak parametru stojącego przed zmienną obrazującą poziom ceł w gospodarce (*TARIFFS*). Niemniej jednak zmienna ta była w większości przypadków istotna statystycznie. Niezgodność znaku przy tej zmiennej można tłumaczyć specyfiką polskiej gospodarki, znajdującej się w okresie transformacji i perspektywy przyszłego członkostwa w Unii Europejskiej. Następnym wnioskiem z przeprowadzonych badań jest to, że niepotwierdzone zostało występowanie efektu Ricarda-Balassa – znak parametru zazwyczaj był niezgodny z teorią, a zmienna (tempo wzrostu PKB) nieistotna statystycznie. Zbadano również wpływ nominalnej deprecjacji na kształtowanie się realnego kursu walutowego – pomimo iż znak parametru był zgodny z teorią ekonomii, to zmienna zazwyczaj okazywała się nie mieć istotnego wpływu na *RER*. Nie powinno budzić to zaskoczenia, gdyż nominalna deprecjacja, a raczej dewaluacja, może być skutecznym narzędziem do wywołania realnej deprecjacji, ale w systemie sztywnego kursu walutowego.

#### 4. WNIOSKI KOŃCOWE

W artykule zaprezentowano podejście do realnego kursu walutowego, oparte na teorii parytetu siły nabywczej (PPP). Z wykonanych analiz wynika, iż teoria ta poprawnie opisuje kształtowanie się realnego kursu waluty polskiej. Zgodnie z przyjętą hipotezą roboczą realny kurs złotego względem dolara amerykańskiego w analizowanym okresie 10 lat podlegał procesowi aprecjacji. Niemniej jednak wahania kursu realnego w poszczególnych podokresach były różnokierunkowe. Analizując definicyjne czynniki realnego kursu walutowego, wykazaliśmy, iż w początkowym okresie analizy realna aprecjacja kursu złotego była głównie wywołana przez wyższą dynamikę wzrostu cen w Polsce, przewyższającą dynamikę nominalnej deprecjacji kursu walutowego. W kolejnych latach, kiedy zjawisko inflacji w Polsce zostało znacząco ograniczone, uwidocznił się silniejszy wpływ nominalnego kursu walutowego na kształtowanie się kursu realnego.

Skonstruowane modele ekonometryczne w większości przypadków potwierdziły wyniki badań innych autorów, przeprowadzonych w materii realnego kursu walutowego. Wykorzystane główne czynniki fundamentalne, poza nielicznymi wyjątkami, mają taki sam wpływ na kształtowanie się realnego kursu walutowego, jak w przypadku innych, rozwiniętych i rozwijających się gospodarek. W przeprowadzonym badaniu nie znaleziono potwierdzenia występowania efektu Ricarda-Balassa dla realnego kursu walutowego złotego względem dolara amerykańskiego.

#### LITERATURA

- Charemza W., Deadman D. (1997), *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Edwards S. (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment*, MIT-Press, Cambridge MA.
- Edwards S., Sevastano M.A. (1999), *Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need To Know?*, „NBER Working Paper”, 7228, Cambridge MA.
- Williamson J. (1994), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, IIE, Washington DC.

Władysław Milo, Daniel Wrzesiński

#### REAL EXCHANGE RATE ANALYSIS

##### Summary

In everyday economic life a nominal exchange rate plays the major role in analysis. Such a parameter very often determines decisions made by participants of the market. However, analysing the real sphere of economy the real exchange rate is a more useful instrument, especially in a long term.

In the paper we analyse the bilateral USDPLN real exchange rate based on the mixed Power Purchasing Parity theory in the period of last 10 years. We put forward a hypothesis that zloty experienced real appreciation against the US dollar in that period. In the first part of the paper we conduct a statistical analysis of real exchange rate to present main forces that have an influence on real exchange rate. In the second part we build a set of econometric models in order to measure the impact of some fundamental factors on the real exchange rate. The paper ends with final conclusions.