

Kurs złotego a parytet siły nabywczej

Stanisław Galus

Wyższa Szkoła Finansów i Administracji w Sopocie

29 marca 2005 r.

Streszczenie

W pracy pokazano dynamiczny model kursu siedmiu walut wobec złotego w latach 1993 – 2004. Wykorzystując ten model wykazano, że kurs tych walut nie miał związku z ich parytetem.

1 Wstęp

Teoria parytetu siły nabywczej jest jedną z najstarszych teorii kursu walutowego. W 1817 r. Ricardo [8, str. 164] napisał:

Można też ustalić kurs według jakiegoś miernika wspólnego dla obu krajów. Jeżeli za weksel na 100 f. st. płatny w Anglii można nabyć taką samą ilość dóbr we Francji lub Hiszpanii jak za weksel na taką samą sumę płatny w Hamburgu, to kurs pomiędzy Hamburgiem a Anglią równa się parytetowi. Jeżeli jednak za weksel na 130 f. st. płatny w Anglii nie można kupić więcej niż za weksel na 100 f. st. płatny w Hamburgu, to kurs odchyła się od parytetu o 30 procent na niekorzyść Anglii.

Z rozumowania tego wynika, że kurs waluty jest równy parytetowi wtedy i tylko wtedy, gdy w dwóch krajach za tę samą sumę tej waluty można nabyć tę samą ilość dóbr.

Oznaczając kurs waluty zagranicznej wyrażony w walucie krajowej przez E_i , cenę dóbr wyrażoną w walucie krajowej przez P_0 , a cenę dóbr wyrażoną w walucie zagranicznej przez P_i , można powiedzieć, że kurs jest równy parytetowi gdy $E_i = P_0/P_i$, ponieważ wówczas za jednostkę waluty krajowej można otrzymać za granicą $1/(E_i P_i) = 1/P_0$ jednostek dobra, a więc tyle samo, co w kraju. Przy kursie mniejszym od parytetu, tj. gdy $E_i < P_0/P_i$, za tę samą sumę waluty krajowej za granicą można kupić więcej.

Współcześni autorzy, np. Balassa [1], interpretują teorię parytetu siły nabywczej dwojako. Interpretacja absolutna głosi, że parytet siły nabywczej obliczony jako stosunek cen dóbr konsumpcyjnych dwóch krajów przybliża kurs równowagi. Interpretacja względna utrzymuje, że w porównaniu do okresu, gdy zwyciężał kurs równowagi, zmiana względnych cen wskazuje konieczne dostosowanie kursu walutowego. Oznaczając bowiem przez P'_0 i P'_i odpowiednio ceny dóbr w kraju i za granicą po zmianie można zauważyć, że nowy kurs $E'_i = P'_i/P'_0$ powinien spełniać warunek

$$\frac{E'_i}{E_i} = \frac{P'_0/P_0}{P'_i/P_i}.$$

Obie interpretacje posługują się trudnym do zdefiniowania pojęciem kursu równowagi. Niełatwe jest także określenie pojęcia ceny dóbr. Na ogół rozumie się przez nie wskaźnik cen, obliczany na podstawie ważonych cen towarów, przy czym wagi są ustalane na podstawie struktury spożycia właściwej każdemu krajowi.

W niniejszej pracy przyjmujemy, że hipoteza parytetu siły nabywczej postuluje przybliżoną równość kursu i parytetu w szeregu obserwacji:

$$E_{it} \approx \frac{P_{0t}}{P_{it}}, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad (1)$$

Współczesne badania najczęściej potwierdzają hipotezę parytetu siły nabywczej w długich okresach czasu, natomiast nie rozstrzygają jej prawdziwości w okresach krótkich.¹ Hipotezę (1) w odniesieniu do gospodarki polskiej i jej waluty po 1990 r. zajmowało się wielu autorów. Gotz-Kozierek [2] stwierdza, że znacznie większe dodatnie różnice między kursem a parytetem są immanentną cechą gospodarki transformowanej. Kelm [5] oraz Władysław Welfe i Aleksander Welfe [10, rozdz. 6.5] przyjmują hipotezę (1) za punkt wyjścia przy konstrukcji modeli ekonometrycznych kursu walutowego opartych na obserwacjach kwartalnych z lat 1992–1998. Kujawski [6] odrzuca hipotezę (1) w stosunku do kursu dolara w latach 1991–2002 ze względu na zbyt duże odchylenia kursu nominalnego od parytetu.

W dalszej części analizujemy kursy siedmiu walut wyrażone w złotych i odpowiednie stosunki poziomów cen. Wykorzystując miesięczne dane z lat 1993–2004 dowodzimy, że **różnice między kursami a parytetami tych siedmiu walut przeczą hipotezie parytetu siły nabywczej.**

¹Patrz na przykład [4].

2 Materiały i metody

2.1 System kursu walutowego w Polsce²

W latach 1990–2004 polski system kursu walutowego ewoluował od systemu stałego do płynnego. Ewolucja ta dokonywała się w trzech etapach. Pierwszy, trwający od stycznia 1990 r. do października 1991 r., charakteryzował się stałym kursem złotego najpierw w stosunku do dolara, a od maja 1991 r. w stosunku do koszyka walutowego, będącego średnią ważoną kursu pięciu walut: dolara amerykańskiego, marki niemieckiej, funta szterlinga, franka francuskiego i franka szwajcarskiego.

W drugim etapie, trwającym od października 1991 r. do kwietnia 2000 r., obowiązywał system pełzającej dewaluacji, polegający na codziennej dewaluacji złotego wobec koszyka walutowego o wielkość wynikającą z miesięcznej stopy dewaluacji. Do końca 1998 r. koszyk walutowy był taki sam jak w pierwszym etapie, a od początku 1999 r. był średnią ważoną euro i dolara amerykańskiego. Miesięczna stopa dewaluacji malała od 1,8% na początku do 0,3% na końcu etapu. Przedział dopuszczalnych wahań kursu, ustalony początkowo na $\pm 2\%$, wzrósł w maju 1995 r. do $\pm 7\%$, a następnie rósł osiągając wiosną 1999 r. $\pm 15\%$.

Trzeci etap rozpoczął się w kwietniu 2000 r. wprowadzeniem systemu płynnego kursu walutowego.

2.2 Materiał badawczy

Narodowy Bank Polski publikuje tabele bieżących kursów średnich niektórych walut obcych w złotych. W formie elektronicznej udostępnia dane dotyczące roku 1993 i następnych. Jedynymi walutami, których kursy NBP podawał nieprzerwanie od stycznia 1993 r. do grudnia 2004 r. oraz dla których dostępne są nieodpłatne dane o ich sile nabywczej, są: (1) dolar amerykański, (2) funt szterling, (3) frank szwajcarski, (4) korona duńska, (5) jen japoński, (6) korona norweska i (7) korona szwedzka. Największą dostępną częstotliwością danych o sile nabywczej tych walut jest częstotliwość miesięczna.

Materiał badawczy stanowią zatem miesięczne szeregi czasowe dotyczące $m = 7$ walut i zawierające $n = 144$ obserwacje, od stycznia 1993 r. do grudnia 2004 r. Badawczym odpowiednikiem kursów i cen dóbr są odpowiednio szeregi miesięcznych kursów średnich $E_i = (E_{it})_{t=1}^n$, $i = 1, 2, \dots, m$ i szeregi wskaźników cen $P_i = (P_{it})_{t=1}^n$, $i = 0, 1, \dots, m$, gdzie indeks i numeruje waluty w kolejności ich wymienienia na początku bieżącego podpunktu, a P_0

²Bardziej wyczerpujący opis polskiego systemu kursu walutowego znajduje się w [7, str. 142–149].

jest szeregiem wskaźników cen w Polsce. Średnie miesięczne kursy walut obliczono na podstawie tabeli kursów średnich z lat 1993–2004 opublikowanej przez NBP³. Źródłem danych o indeksach cen konsumpcyjnych były instytucje statystyczne odpowiednich krajów⁴. Okresy obrane za podstawy indeksów są różne. Wszystkie dane zebrano w grudniu 2004 r. i lutym 2005 r.

2.3 Metody weryfikacji hipotezy parytetu siły nabywczej

Najczęściej spotykane w praktyce metody testowania hipotezy (1) opisuje Syczewska [9]. Większość tych metod oparta jest na analizie równań regresji wiążących kurs i poziom cen w badanych krajach. W najprostszym przypadku rozważa się równanie⁵

$$e_{it} = c_i + a_{i1}p_{0t} + a_{i2}p_{it} + \xi_{it}$$

i bada spełnienie ograniczeń $c_i = 0$, $a_{i1} = 1$, $a_{i2} = -1$. W przypadku ich spełnienia jest $e_{it} = p_{0t} - p_{it} + \xi_{it}$, a więc zachodzi (1).

Dla potrzeb dowodu tezy postępowanie to nie wystarcza, bowiem dane nie zapewniają spełnienia założeń koniecznych do testowania wartości parametrów c_i , a_{i1} , a_{i2} . Mianowicie współczynniki autokorelacji reszt przewyższające 0,9 świadczą o zależności składników losowych. Wystarczające są jednak ramy zakreślone przez teorię równań dynamicznych, opisaną np. przez Greena [3, rozdz. 18.6]. W dalszym ciągu ograniczymy się do równań postaci

$$e_{it} = c_i + a_{i1}p_{0t} + a_{i2}p_{it} + b_{i1}e_{i,t-1} + b_{i2}e_{i,t-2} + b_{i3}e_{i,t-3} + \xi_{it}. \quad (2)$$

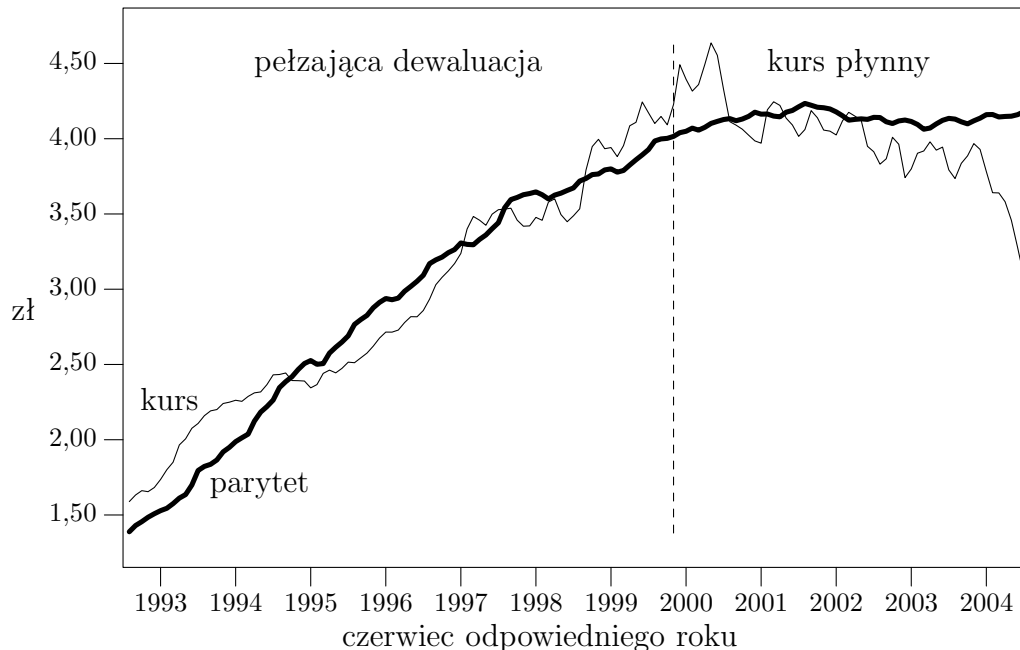
3 Wyniki badań

Ponieważ do obliczania stosunków cen dóbr używamy indeksów cen, których wartości zależą od wyboru okresu odniesienia, nie dysponujemy wartościami

³Patrz Internetowy Serwis Informacyjny Narodowego Banku Polskiego, www.nbp.pl.

⁴Dla Stanów Zjednoczonych: Bureau of Labor Statistics, www.bls.gov (szereg CUUR0000AA00), dla Wielkiej Brytanii: National Statistics, www.statistics.gov.uk (szereg CHVJ), dla Szwajcarii: Bundesamt für Statistik (BFS), Website Statistik Schweiz, www.bfs.admin.ch (plik LIK 2000.xls), dla Danii: Statistics Denmark – statbank.dk, www.statbank.dk (szereg PRIS12), dla Japonii: Statistics Bureau, www.stat.go.jp (plik a001hh.xls), dla Norwegii: Statistics Norway, www.ssb.no (tabela 7), dla Szwecji: Statistics Sweden, www.scb.se (CPI), dla Polski: Główny Urząd Statystyczny, www.stat.gov.pl (wsk_mies).

⁵Tutaj i w dalszym ciągu e_{it} i p_{it} oznaczają logarytmy naturalne E_{it} i P_{it} , początkowe litery alfabetu łacińskiego oznaczają parametry, a $(\xi_{it})_{t=1}^n$ są resztami, czyli niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie normalnym o wartości oczekiwanej 0 i wariancji σ_i^2 .



Rysunek 1: Kurs dolara i parytet siły nabywczej w złotych w latach 1993–2004 (miesięcznie).

parytetów, a jedynie wartościami do nich proporcjonalnymi. Uwzględniając ten fakt możemy hipotezę (1) wyrazić następująco:

$$E_{it} \approx C_i \cdot \frac{P_{0t}}{P_{it}}, \quad t = 1, 2, \dots, n,$$

gdzie C_i jest pewną stałą. Stałą tę można w przybliżeniu wyznaczyć jako średnią geometryczną \tilde{C}_i stosunków E_{it} do P_{0t}/P_{it} . Rysunek 1 przedstawia kurs E_{1t} dolara w złotych i przybliżony parytet złotego do dolara $\tilde{C}_1 \cdot (P_{0t}/P_{1t})$. Jak widać, kurs znacznie odbiega od parytetu.

Tabela 1 przedstawia wyniki oszacowań parametrów równań (2). Współczynniki determinacji tych równań przewyższają 98%, a oszacowania współczynników autokorelacji reszt pierwszego rzędu zawierają się w przedziale od $-0,016$ do $+0,017$. Na podstawie kolumny oznaczonej w tabeli przez F_i , hipoteza o przybliżonej równości kursu i parytetu musi zostać odrzucona.

4 Dyskusja

Równanie (2) można poddać procesowi weryfikacji, którego zakończeniem może być równanie autoregresyjne rzędu drugiego. Wydaje się, że przy nie-

Tabela 1: Oszacowania parametrów równań (2).

i	c_i	a_{i1}	a_{i2}	b_{i1}	b_{i2}	b_{i3}	F_i^b
1	0,759 ^a	0,015	-0,134 ^a	1,389 ^a	-0,624 ^a	0,227 ^a	473,4
2	0,188	0,025	-0,053	1,208 ^a	-0,291 ^a	0,037	459,5
3	-0,083	0,026	0,001	1,237 ^a	-0,440 ^a	0,128	1161,4
4	-0,086	0,007	0,005	1,311 ^a	-0,523 ^a	0,169	1194,9
5	-1,419	0,022	0,232	1,357 ^a	-0,426 ^a	0,003	1297,4
6	-0,027	0,028	-0,039	1,369 ^a	-0,599 ^a	0,167	1124,9
7	-0,462	-0,012	0,092	1,369 ^a	-0,637 ^a	0,244 ^a	1872,7

^a Parametr jest istotny przy poziomie istotności 0,05.

^b F_i jest wartością statystyki Fishera-Snedecora dla testowania hipotezy, że $a_{i1} = 1$, $a_{i2} = -1$, $b_{i1} = b_{i2} = b_{i3} = 0$. $\Pr(F_i > 3,2) = 0,01$.

znacznym zmniejszeniu współczynników determinacji, zachowuje ono pożądane własności reszt.

Dotychczasowa analiza prowadzi do wniosku, że odchylenia kursu od parytetu nie mają charakteru przypadkowego. Z rysunku 1 wynika, że odchylenia jednego znaku po kilkakroć trwały kilkanaście miesięcy z rzędu. Trudno byłoby jednak wskazać bezpośrednio krótkookresowe przyczyny ekonomiczne zmiany znaku różnicy między kursem a parytetem. Stwierdzenie to pozostaje w zgodzie z głównym nurtem badań hipotezy parytetu siły nabywczej, nie stwierdzającym wyraźnego związku parytetu i kursu w krótkich okresach czasu.

Literatura

- [1] B. Balassa, The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal, The Journal of Political Economy LXXII (1964), str. 584–596.
- [2] D. Gotz-Kozierkiewicz, Kurs walutowy a parytet siły nabywczej w gospodarce transformowanej, Ekonomista 1 (2001), str. 41–57.
- [3] W. H. Greene, Econometric analysis, Macmillan, Nowy Jork 1993.
- [4] T. Jacobson, M. Nessén, Examining world-wide purchasing power parity, Empirical Economics 29 (2004), str. 463–476.
- [5] R. Kelm, Ekonometryczny model kursu złotego w latach 1992–98, Ekonomista (2001), str. 201–226.

- [6] L. Kujawski, Parytet siły nabywczej w krajach dokonujących transformacji. Analiza empiryczna, praca doktorska, Uniwersytet Gdański, Wydział Zarządzania, Sopot 2003.
- [7] B. Pietrzak, Z. Polański, B. Woźniak (red. nauk.), System finansowy w Polsce, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003.
- [8] D. Ricardo, Zasady ekonomii politycznej i opodatkowania, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa 1957.
- [9] E. M. Syczewska, Parytet siły nabywczej: testowanie metodą Hansena, Przegląd Statystyczny XLV (1998), str. 561–576.
- [10] W. Welfe, A. Welfe, Ekonometria stosowana, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2004.