

EKONOMETRIA

26

Zastosowanie matematyki w ekonomii

Redaktor naukowy Janusz Łyko



**Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2009**

Spis treści

Wstęp	7
Beata Bal-Domańska , Ekonometryczna analiza sigma i beta konwergencji regionów Unii Europejskiej	9
Andrzej Bąk, Aneta Rybicka, Marcin Pelka , Modele efektów głównych i modele z interakcjami w <i>conjoint analysis</i> z zastosowaniem programu R	25
Katarzyna Budny , Kurtoza wektora losowego	44
Wiktor Ejsmont , Optymalna liczebność grupy studentów	55
Kamil Fijorek , Model regresji dla cechy przyjmującej wartości z przedziału $(0,1)$ – ujęcie bayesowskie	66
Paweł Hanczar , Wyznaczanie zapasu bezpieczeństwa w sieci logistycznej ...	77
Roman Huptas , Metody szacowania wewnątrzdziennej sezonowości w analizie danych finansowych pochodzących z pojedynczych transakcji	83
Aleksandra Iwanicka , Wpływ zewnętrznych czynników ryzyka na prawdopodobieństwo ruiny w skończonym horyzoncie czasowym w wieloklasowym modelu ryzyka.....	97
Agnieszka Lipieta , Stany równowagi na rynkach warunkowych	110
Krystyna Melich-Iwanek , Polski rynek pracy w świetle teorii histerezy.....	122
Rafał Piszczek , Zastosowanie modelu logit w modelowaniu upadłości	133
Marcin Salamaga , Próba weryfikacji teorii parytetu siły nabywczej na przykładzie kursów wybranych walut	149
Antoni Smoluk , O zasadzie dualności w programowaniu liniowym	160
Małgorzata Szulc-Janek , Influence of recommendations announcements on stock prices of fuel market	170
Jacek Welc , Regresja liniowa w szacowaniu fundamentalnych współczynników Beta na przykładzie spółek giełdowych z sektorów: budownictwa, informatyki oraz spożywczego	180
Andrzej Wilkowski , O współczynniku korelacji	191
Mirosław Wójciak , Klasyfikacja nowych technologii energetycznych ze względu na determinanty ich rozwoju.....	199
Andrzej Wójcik , Wykorzystanie modeli wektorowo-autoregresyjnych do modelowania gospodarki Polski.....	209
Katarzyna Zeug-Żebro , Rekonstrukcja przestrzeni stanów na podstawie wielowymiarowych szeregów czasowych.....	219

Summaries

Beata Bal-Domańska , Econometric analysis of sigma and beta convergence in the European Union regions	24
Andrzej Bąk, Aneta Rybicka, Marcin Pelka , Main effects models and main and interactions models in <i>conjoint analysis</i> with application of R software.....	43
Katarzyna Budny , Kurtosis of a random vector	53
Wiktor Ejsmont , Optimal class size of students	65
Kamil Fijorek , Regression model for data restricted to the interval (0,1) – Bayesian approach.....	76
Paweł Hanczar , Safety stock level calculation in a supply chain network.....	82
Roman Huptas , Estimation methods of intraday seasonality in transaction financial data analysis	96
Aleksandra Iwanicka , An impact of some outside risk factors on the finite-time ruin probability for a multi-classes risk model.....	109
Agnieszka Lipieta , States of contingent market equilibrium	121
Krystyna Melich-Iwanek , The Polish labour market in light of the hysteresis theory	132
Rafał Piszczek , Logit model applications for bankrupcty modelling.....	148
Marcin Salamaga , Attempt to verify the purchasing power parity theory in the case of some foreign currencies.....	159
Antoni Smoluk , On dual principle of linear programming	168
Małgorzata Szulc-Janek , Analiza wpływu rekomendacji analityków na ceny akcji branży paliwowej (Analiza wpływu rekomendacji analityków na ceny akcji branży paliwowej).....	178
Jacek Welc , A linear regression in estimating fundamental betas in the case of the stock market companies from construction, it and food industries	190
Andrzej Wilkowski , About the coefficient of correlation	198
Mirosław Wójciak , Classification of new energy related technologies based on the determinants of their development	208
Andrzej Wójcik , Using vector-autoregressive models to modelling economy of Poland.....	218
Katarzyna Zeug-Żebro , State space reconstruction from multivariate time series	227

Marcin Salamaga

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

PRÓBA WERYFIKACJI TEORII PARYTETU SIŁY NABYWCZEJ NA PRZYKŁADZIE KURSÓW WYBRANYCH WALUT

Streszczenie: Teoria parytetu siły nabywczej (PPP) należy do narzędzi, przy użyciu których tłumaczone jest kształtowanie się kursów walut w długim okresie. Zgodnie z nią kurs obcej waluty w danym kraju jest wyznaczany przez relację poziomów cen podstawowego koszyka dóbr w tym kraju oraz w kraju waluty obcej, a wartości koszyka są wyrażone w dwóch różnych, ale wymiernialnych pieniądzech. W teorii ekonomii dowodzi się również, że tzw. relatywna teoria parytetu siły nabywczej waluty implikuje stabilność realnego kursu waluty obcej.

W niniejszym artykule podjęto próbę weryfikacji teorii PPP, m.in. poprzez analizę stacjonarności szeregów czasowych realnych kursów walutowych. Otrzymane w ten sposób wyniki porównano z rezultatami uzyskanymi przy użyciu analizy kointegracji.

Słowa kluczowe: proces stacjonarny, test *DF*, test *KPSS*, teoria parytetu siły nabywczej (teoria *PPP*).

1. Wstęp

Teoria parytetu siły nabywczej (*Purchasing Power Parity* – PPP) należy do podstawowych narzędzi teorii ekonomii, przy użyciu których tłumaczone jest kształtowanie się kursów walut w długim okresie. Zgodnie z nią kurs obcej waluty w danym kraju jest wyznaczany przez relację poziomów cen podstawowego koszyka dóbr w tym kraju oraz w kraju waluty obcej, a wartości koszyka w obu krajach są wyrażone w dwóch różnych, ale wzajemnie wymiernialnych pieniądzech [Lutkowski 2007, s. 38]. Zależność tę można przedstawić według następującego wzoru:

$$E_{x/y} = \frac{P_x}{P_y}, \quad (1)$$

gdzie: $E_{x/y}$ – kurs waluty kraju y wyrażony w walucie kraju x ,
 P_x, P_y – poziom cen w kraju x i w kraju y .

W takim ujęciu teoria PPP wyprowadzana jest z tzw. prawa jednej ceny, które obwarowane jest licznymi restrykcyjnymi założeniami dotyczącymi systemów

gospodarczych porównywanych krajów. Zakłada się więc m.in. występowanie doskonałej konkurencji, brak kosztów transportu, brak barier handlowych, identyczną strukturę asortymentową badanego koszyka dóbr w obu krajach i inne [Misztal 2004, s. 28]. Spełnienie powyższych założeń nie zawsze jest możliwe, stąd opisana teoria parytetu siły nabywczej (w tzw. wersji absolutnej) z reguły nie znajdowała potwierdzenia w badaniach empirycznych. Od absolutnej wersji zasady PPP należy odróżnić jej wersję relatywną, w której porównywane są tempa zmian, a nie absolutne wielkości kursów walut czy poziomów cen. Według relatywnej wersji PPP w długim okresie dochodzi do zrównania się tempa zmian kursu oraz stosunku względnych zmian poziomów cen w różnych obszarach walutowych [Lutkowski 2007, s. 41]. Zależność tę można opisać wzorem:

$$\frac{\Delta E_{x/y}}{E_{x/y}} = \frac{\Delta P_x / P_x}{\Delta P_y / P_y}, \quad (2)$$

gdzie: $\Delta E_{x/y}$ – zmiana kursu waluty kraju y wyrażonego w walucie kraju x ,

$\Delta P_x, \Delta P_y$ – zmiana poziomów cen w kraju x i w kraju y .

W praktyce iloraz po prawej stronie wzoru (2) jest zastępowany przybliżoną różnicą temp zmiany cen (inflacji) w obu krajach. Taka modyfikacja teorii parytetu siły nabywczej pozwala na uchylenie części restrykcyjnych założeń, które musiały być spełnione w wersji absolutnej teorii PPP. Nie jest tutaj np. wymagany jednaki asortyment produkcji w porównywanych krajach czy też porównywalna jakość towarów wytwarzanych w obu krajach. Jednocześnie można wykazać, że spełnienie relatywnej wersji teorii PPP implikuje stałość realnego kursu waluty obcej [Krugman, Obstfeld 2007, s. 150].

Formułę wyrażającą realny kurs walutowy można przedstawić następująco:

$$q_{x/y} = E_{x/y} \frac{P_y}{P_x}, \quad (3)$$

gdzie: $q_{x/y}$ – kurs realny waluty kraju y wyrażony w walucie kraju x .

W badaniach empirycznych [Welfe 2004, s. 226] udaje się potwierdzić hipotezę parytetu siły nabywczej w długim okresie, natomiast trudno jednoznacznie potwierdzić jej prawdziwość w krótkich okresach. W tym celu stosowana jest m.in. analiza kointegracji szeregów czasowych utworzonych przez kursy walutowe. W niniejszym artykule podjęto próbę weryfikacji teorii PPP przez analizę stacjonarności szeregów czasowych realnych kursów walutowych. Otrzymane w ten sposób wyniki porównano z rezultatami uzyskanymi przy użyciu analizy kointegracji procesów stochastycznych utworzonych przez parytetowe kursy walut i nominalne kursy walut obcych.

2. Charakterystyka stosowanych metod

W badaniach posłużono się m.in. testami mającymi na celu określenie stopnia zintegrowania odpowiednich szeregów czasowych kursów walutowych oraz ustalenie ewentualnej kointegracji kursów nominalnych i parytetowych.

Przypomnijmy, iż szereg czasowy jest zintegrowany rzędu d , jeśli po obliczeniu różnic rzędu d szereg ten jest stacjonarny [Osińska 2007, s. 304]. Do zbadania stopnia zintegrowania szeregów wykorzystano testy pierwiastka jednostkowego Dickeya–Fullera (test DF) oraz test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schimda i Shina (test KPSS).

W teście Dickeya–Fullera sprawdzana jest hipoteza głosząca zintegrowanie procesu rzędu pierwszego wobec hipotezy alternatywnej, że proces jest stacjonarny (rzęd integracji wynosi zero) [Osińska 2007, s. 304]. Podstawą analizy jest tutaj oszacowanie parametrów dla równania pierwszych różnic szeregu czasowego:

$$\Delta y_t = a + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

gdzie: Δy_t – pierwsze różnice w szeregu czasowym,

y_{t-1} – obserwacje w szeregu czasowym w okresie $t - 1$,

a, δ – parametry modelu (4),

ε_t – składnik losowy.

Sprawdzian testu Dickeya–Fullera ma postać:

$$DF = \frac{\hat{\delta}}{D(\hat{\delta})}, \quad (5)$$

przy czym: $\hat{\delta}$ – oszacowanie współczynnika autoregresji w równaniu (4),

$D(\hat{\delta})$ – średni błąd oceny parametru δ .

Statystyka DF ma postać ilorazu t -Studenta, ale przy prawdziwości hipotezy zerowej jej rozkład cechuje się lewostronną asymetrią [Osińska 2007, s. 306]. Wartości krytyczne w teście DF można wygenerować za pomocą symulacji Monte Carlo.

W przypadku braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej proces jest zintegrowany w stopniu co najmniej pierwszym. Określenie właściwego rzędu zintegrowania wymaga analizy modelu drugich (bądź kolejnych) różnic procesu. Model ten również jest poddawany testowi DF.

W sytuacji występowania autokorelacji w modelu stosuje się test ADF, czyli rozszerzony test Dickeya–Fullera. W tym przypadku przebieg procedury testowania istnienia pierwiastka jednostkowego jest podobny do opisanego powyżej z taką różnicą jednak, że podstawą analizy jest równanie [Acaravci, Acaravci 2007, s. 169]:

$$\Delta y_t = a + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

gdzie: α_i – parametry przy przyrostach opóźnionych w czasie wartości zmiennej y .

Dla porównania badanie stacjonarności szeregów przeprowadzono, stosując test KPSS, w którym hipoteza zerowa zakłada stacjonarność szeregu względem deterministycznego trendu wobec hipotezy alternatywnej głoszącej stacjonarność pierwszego przyrostu tego szeregu.

Podstawą przeprowadzenia testu KPSS jest szereg czasowy zawierający trend deterministyczny, proces błędzenia losowego oraz składnik losowy [Ahamada 2004, s. 1]:

$$y_t = a + bt + r_t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t, \quad (8)$$

gdzie: y_t – szereg czasowy kursu walutowego,
 a, b – parametry trendu deterministycznego,
 ε_t – składnik losowy o stałej wariancji σ^2 ,
 r_t – proces błędzenia losowego.

W hipotezie zerowej testu KPSS sprawdza się, czy wariancja σ_u^2 procesu błędzenia losowego nie różni się od zera wobec hipotezy alternatywnej głoszącej, iż wariancja ta jest istotnie większa od zera (co implikuje niestacjonarność szeregu y_t w następstwie występowania pierwiastka jednostkowego) [Ahamada 2004, s. 2].

Statystyka testu *KPSS* jest następująca [Osińska 2007, s. 310]:

$$\hat{\eta} = T^{-2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{s^2(l)}, \quad (9)$$

gdzie: $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$, $t = 1, 2, 3, \dots, T$,

e_t – reszty obliczone z modelu (7),

$s^2(l)$ – ocena wariancji długookresowej, przy czym:

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l \left(1 - \frac{s}{l+1}\right) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}. \quad (10)$$

Statystyka $\hat{\eta}$ przy prawdziwości hipotezy zerowej ma rozkład określony wzorem [Ahamada 2004, s. 2]:

$$\int_0^1 (W(r) - rW(r))^2 dr, \quad (11)$$

gdzie $W(r)$ jest procesem Wienera.

3. Wyniki badań empirycznych

Do obliczeń wykorzystano średnie miesięczne kursy w NBP dla 9 walut obcych w latach 2002-2008. W analizie uwzględniono z jednej strony waluty wybranych krajów wysoko rozwiniętych gospodarczo (w tym ważniejsze światowe waluty rezerwowe), a z drugiej – waluty wybranych krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Zestawienie kursów walut krajów naszego regionu i państw o wysokim potencjale gospodarczym stworzyło szersze możliwości weryfikacji teorii PPP. Wzięto więc pod uwagę następujące waluty: dolara amerykańskiego (USD), dolara kanadyjskiego (CAD), euro (EUR), forinta (HUF), franka szwajcarskiego (CHF), funta szterlinga (GBP), jena (JPY), koronę czeską (CZK), koronę szwedzką (SEK). Do określenia wartości wskaźników cen towarów i usług konsumpcyjnych CPI odpowiednich krajów walut obcych posłużono się danymi OECD. W analizie uwzględniono wskaźniki cen konsumpcyjnych w Czechach, Japonii, Kanadzie, Szwajcarii, Szwecji, w Wielkiej Brytanii, na Węgrzech i w Stanach Zjednoczonych. Jako reprezentantów strefy waluty euro do analizy wzięto pod uwagę Francję (FR), Niemcy (DE) oraz Włochy (IT). W pierwszej części badania podjęto próbę sprawdzenia stabilności realnych kursów walutowych. Realne kursy walutowe z wykorzystaniem miesięcznych danych obliczono, wykorzystując wzór (3). Obecność pierwiastków jednostkowych dla otrzymanych szeregów czasowych przeprowadzono, stosując test Dickeya–Fullera (5). Test DF został przeprowadzony dla modelu pierwszych różnic (4) w szeregu, a także dla modelu w wersji z trendem linowym:

$$\Delta y_t = a + bt + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (12)$$

Szczegółowe wyniki testu wraz z ocenami parametrów modeli (4) i (12) oraz wartościami statystyki testowej (5) przedstawiono w tab. 1. W nawiasach podano prawdopodobieństwa testowe. Uwagę zwraca to, iż w przypadku modelu ze stałą (4) prawie wszystkie oceny parametrów nie były statystycznie istotne (z wyjątkiem szeregów realnych kursów dolara kanadyjskiego, funta brytyjskiego oraz jena). Inaczej jest z oszacowanymi parametrami dla modeli z trendem (12). Tu z kolei w większości przypadków parametry były statystycznie istotne. Prawie we wszystkich przypadkach (w wariantach modeli ze stałą (4) oraz modeli z trendem (12)) prawdopodobieństwa testowe odpowiadające wartościom statystyki DF były większe od 0,05, co wskazuje na możliwy brak stacjonarności odpowiednich szeregów realnych kursów walutowych. Wyjątkiem jest realny kurs korony czeskiej, w przypadku którego wartości statystyki DF wskazują na brak pierwiastka jednostkowego

(prawdopodobieństwa testowe odpowiadające wartościom statystyki DF były niższe od 0,05 w modelach (4) i (12)).

Tabela 1. Wyniki testu stacjonarności DF dla szeregów czasowych realnych kursów walutowych

Waluta/ kraj	Model ze stałą			Model z trendem			
	parametry modelu		test DF	parametry modelu			test DF
	a	δ		a	b	δ	
CAD	0,0850 (0,4023)	-0,0340 (0,3751)	-0,8919 (0,7861)	0,2197 (0,0800)	-0,0007 (0,0718)	-0,0741 (0,0923)	-1,7046 (0,7403)
CHF	-0,0018 (0,9754)	-0,0010 (0,9626)	-0,0470 (0,9508)	0,3104 (0,0022)	-0,0015 (0,0003)	-0,0978 (0,0038)	-2,9878 (0,1421)
CZK	0,0264 (0,0000)	-0,1925 (0,0001)	-4,0740 (0,0018)	0,0261 (0,0002)	-0,0000 (0,8636)	-0,1895 (0,0003)	-3,7447 (0,0249)
EUR (DE)	0,0891 (0,3902)	-0,0225 (0,3825)	-0,8782 (0,7904)	0,3795 (0,0059)	-0,0015 (0,0022)	-0,0792 (0,0103)	-2,6290 (0,2690)
EUR (FR)	0,0871 (0,3912)	-0,0219 (0,3842)	-0,8750 (0,7913)	0,3803 (0,0049)	-0,0015 (0,0018)	-0,0792 (0,0089)	-2,6838 (0,2461)
EUR (IT)	0,0866 (0,3941)	-0,0218 (0,3869)	-0,8702 (0,7928)	0,3783 (0,0053)	-0,0015 (0,0019)	-0,0789 (0,0094)	-2,6655 (0,2536)
GBP	-0,0384 (0,7791)	0,0034 (0,8808)	0,1504 (0,9676)	0,4766 (0,0492)	-0,0027 (0,0115)	-0,0655 (0,0630)	-1,8865 (0,6523)
HUF	0,0200 (0,5923)	-0,0132 (0,5718)	-0,5679 (0,8709)	0,1604 (0,0033)	-0,0006 (0,0007)	-0,0846 (0,0057)	-2,8471 (0,1854)
JPY	0,0578 (0,3995)	-0,0217 (0,3522)	-0,9358 (0,7719)	0,4214 (0,0405)	-0,0021 (0,0605)	-0,1169 (0,0365)	-2,1287 (0,5220)
SEK	-0,0003 (0,9776)	-0,0006 (0,9789)	-0,0266 (0,9528)	0,0330 (0,0115)	-0,0002 (0,0003)	-0,0603 (0,0251)	-2,2843 (0,4373)
USD	0,0464 (0,4460)	-0,0198 (0,2741)	-1,1013 (0,7119)	0,6699 (0,0256)	-0,0037 (0,0336)	-0,1611 (0,0197)	-2,3820 (0,3860)

Źródło: opracowanie własne (prawdopodobieństwa testowe podano w nawiasach).

W następnym kroku zbadano, czy procesy są zintegrowane w stopniu wyższym niż pierwszy. W tym celu obliczono pierwsze różnice w szeregach realnych kursów walutowych i ponownie przeprowadzono test stacjonarności Dickeya–Fullera. Odpowiednie rezultaty zamieszczono w tab. 2. W wyniku badania można stwierdzić, że pierwsze różnice dla wszystkich szeregów są stacjonarne (w obu wersjach modeli (4) i (12)). Wskazują na to prawdopodobieństwa testowe odpowiadające wartościom statystyki DF we wszystkich szeregach. Zatem szeregi realnych kursów walutowych można uznać za zintegrowane w stopniu pierwszym (czyli niestacjonarne) z wyjątkiem realnego kursu korony czeskiej.

Tabela 2. Wyniki testu stacjonarności DF dla pierwszych różnic realnych kursów walutowych

Waluta/ kraj	Model ze stałą			Model z trendem			
	parametry modelu		test DF	parametry modelu			test DF
	<i>a</i>	δ		<i>a</i>	<i>b</i>	δ	
CAD	-0,0037 (0,6324)	-0,8240 (0,0000)	-7,3251 (0,0000)	0,0097 (0,5452)	-0,0003 (0,3443)	-0,8394 (0,0000)	-7,3816 (0,0000)
CHF	-0,0035 (0,5702)	-0,7822 (0,0000)	-6,9266 (0,0000)	0,0161 (0,2105)	-0,0005 (0,0864)	-0,8405 (0,0000)	-7,2199 (0,0000)
CZK	0,0003 (0,3738)	-0,9729 (0,1142)	-8,6664 (0,0000)	0,0010 (0,1131)	-0,0000 (0,1851)	-1,0006 (0,0000)	-8,6664 (0,0000)
EUR (DE)	0,0001 (0,9965)	-0,7411 (0,0000)	-6,4576 (0,0000)	0,0250 (0,2093)	-0,0006 (0,1574)	-0,7888 (0,0000)	-6,6403 (0,0000)
EUR (FR)	0,0001 (0,9879)	-0,7045 (0,0000)	-6,3253 (0,0000)	0,0229 (0,2366)	-0,0006 (0,1846)	-0,7507 (0,0000)	-6,3253 (0,0000)
EUR (IT)	0,0003 (0,9707)	-0,7000 (0,0000)	-6,1159 (0,0000)	0,0232 (0,2298)	-0,0005 (0,1819)	-0,7468 (0,0000)	-6,2736 (0,0000)
GBP	-0,0125 (0,4287)	-0,7626 (0,0000)	-6,6780 (0,0000)	0,0265 (0,4205)	-0,0010 (0,1788)	-0,8030 (0,0000)	-6,8393 (0,0000)
HUF	-0,0005 (0,8744)	-0,6309 (0,0000)	-5,9613 (0,0000)	0,0082 (0,2140)	-0,0002 (0,1369)	-0,6694 (0,0000)	-6,1950 (0,0000)
JPY	-0,0017 (0,8720)	-0,6455 (0,0000)	-4,8187 (0,0001)	-0,0121 (0,5924)	0,0002 (0,6011)	-0,6362 (0,0000)	-4,6863 (0,0015)
SEK	-0,0004 (0,6913)	-0,6524 (0,0000)	-6,0834 (0,0000)	0,0031 (0,1104)	-0,0000 (0,0458)	-0,7300 (0,0000)	-6,5260 (0,0000)
USD	-0,0125 (0,2520)	-0,7286 (0,0000)	-6,0500 (0,0000)	-0,0225 (0,3131)	0,0002 (0,6061)	-0,7273 (0,0000)	-6,0086 (0,0000)

Źródło: opracowanie własne (prawdopodobieństwa testowe podano w nawiasach).

Badanie stacjonarności szeregów realnych kursów walutowych przeprowadzono następnie testem KPSS, weryfikując hipotezę zerową głoszącą stacjonarność szeregu wokół trendu. Hipoteza alternatywna oznacza występowanie pierwiastka jednostkowego, zatem brak stacjonarności szeregu. W tabeli 3 przedstawiono oceny parametrów modeli (4) i (12) realnych kursów walutowych. Dodatkowo tab. 3 zawiera wartości statystyki DF obliczone dla modeli pierwszych różnic w szeregach realnych kursów walutowych.

Wyniki testu KPSS wskazują, że w przypadku wszystkich szeregów realnych kursów walutowych wartości statystyki testowej $\hat{\eta}$ są większe od wartości krytycznej testu równej 0,146 (wyznaczonej na poziomie istotności 0,05), co wskazuje na brak stacjonarności szeregów czasowych. Dla sprawdzenia, czy szeregi nie są zintegrowane w stopniu wyższym niż pierwszy, przeprowadzono ponownie test KPSS dla pierwszych różnic szeregów kursów walutowych. Wartości statystyki testowej $\hat{\eta}$ obliczone dla pierwszych różnic szeregów realnych kursów walutowych wskazują, że są one stacjonarne (wartości $\hat{\eta}$ są mniejsze od wartości kry-

tycznej testu równej 0,463 wyznaczonej na poziomie istotności 0,05). Na podstawie wyników testu *KPSS* można zatem stwierdzić, że żaden z realnych kursów walutowych nie był stacjonarny w badanym okresie. Tym samym otrzymane rezultaty są w zasadzie zgodne z wynikami testu Dickeya–Fullera (z wyjątkiem realnego kursu korony czeskiej, który w teście *KPSS* okazał się stacjonarny). Weryfikowana teoria parytetu siły nabywczej nie znalazła zatem potwierdzenia w świetle otrzymanych wyników – realne kursy walutowe w przypadku prawie wszystkich badanych walut nie były stacjonarne. W kolejnym kroku próbowano zweryfikować teorię PPP, badając kointegrację szeregów czasowych kursów walutowych nominalnych i parytetowych. Wystąpienie kointegracji analizowanych szeregów może pozytywnie zweryfikować teorię PPP, a jej brak przeczyłby teorii PPP.

Tabela 3. Wyniki testu *KPSS* dla realnych kursów walutowych

Waluta/ kraj	Parametry modelu		Test <i>KPSS</i>	Test <i>KPSS</i> dla pierwszych różnic
	<i>a</i>	<i>b</i>		
CAD	2,8261 (0,0000)	-0,0046 (0,0000)	1,0197	0,0437
CHF	2,9691 (0,0000)	-0,0094 (0,0000)	1,1907	0,1235
CZK	0,1323 (0,0000)	0,0001 (0,0017)	0,7309	0,0910
EUR (DE)	4,3967 (0,0000)	-0,0095 (0,0000)	1,1119	0,1594
EUR (FR)	4,4001 (0,0000)	-0,0096 (0,0000)	1,1102	0,1702
EUR (IT)	4,4012 (0,0000)	-0,0095 (0,0000)	1,1100	0,1692
GBP	6,7932 (0,0000)	0,0992 (0,0000)	1,0372	0,0684
HUF	1,7642 (0,0000)	-0,0042 (0,0000)	1,0741	0,1901
JPY	3,6279 (0,0000)	-0,0180 (0,0000)	0,9102	0,1759
SEK	0,4785 (0,0000)	-0,0011 (0,0000)	1,1844	0,1371
USD	4,3051 (0,0000)	-0,0243 (0,0000)	0,3455	0,0679

Źródło: opracowanie własne (prawdopodobieństwa testowe podano w nawiasach).

Najpierw ustalono rząd integracji szeregów nominalnych i parytetowych kursów walut obcych, stosując test DF, a następnie zastosowano ten test (w wersji rozszerzonej (6)) do szeregu reszt z równania kointegrującego [Osińska 2007, s. 356]:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t, \quad (13)$$

gdzie: X_t – szereg czasowy nominalnego kursu walutowego,
 Y_t – szereg czasowy parytetowego kursu walutowego,
 α, β – parametry równania kointegrującego,
 u_t – składnik losowy równania kointegrującego (13).

Tabela 4. Wyniki testu kointegracji szeregów czasowych nominalnych i parytetowych kursów walutowych

Waluta / kraj	Kurs nominalny			Kurs parytetowy			Równanie kointegrujące		Proces resztowy		
	Współczynnik autoregresji	Test DF	Rząd zintegrowania	Współczynnik autoregresji	Test DF	Rząd zintegrowania	Parametry modelu		Współczynnik autoregresji	Test ADF	Rząd zintegrowania
							δ	δ			
CAD	-0,0851 (0,0527)	-1,9670 (0,6102)	1	-0,1302 (0,0070)	-2,7689 (0,2130)	1	4,2123 (0,0000)	-0,0014 (0,0000)	-3,2157 (0,0000)	-2,9933 (0,2672)	1
CHF	-0,1060 (0,0046)	-2,9181 (0,1624)	1	-0,2120 (0,0035)	-3,0129 (0,1352)	1	5,6536 (0,0000)	0,0004 (0,6988)	-4,4587 (0,0000)	-3,4733 (0,1054)	1
CZK	-0,1775 (0,0006)	-3,5976 (0,0362)	0	-0,0644 (0,0552)	-1,9464 (0,6211)	1	1,9930 (0,0000)	0,0028 (0,0000)	-0,8489 (0,0027)	-3,5208 (0,0947)	1
EUR (DE)	-0,0732 (0,0262)	-2,2651 (0,4477)	1	-0,2424 (0,0022)	-3,1651 (0,0989)	1	2,8114 (0,0342)	-0,0019 (0,0070)	-1,6039 (0,2267)	-2,7478 (0,3861)	1
EUR (FR)	-0,0732 (0,0262)	-2,2651 (0,4477)	1	-0,1368 (0,0095)	-2,6592 (0,2562)	1	7,4402 (0,0000)	-0,0006 (0,1708)	-6,3561 (0,0000)	-2,3767 (0,5873)	1
EUR (IT)	-0,0732 (0,0262)	-2,2651 (0,4477)	1	-0,1155 (0,0131)	-2,5383 (0,3095)	1	6,8422 (0,0000)	-0,0023 (0,0000)	-5,7502 (0,0000)	-3,1938 (0,0856)	1
GBP	-0,0600 (0,0670)	-1,8576 (0,6673)	1	-0,1316 (0,0189)	-2,3966 (0,3786)	1	1,0340 (0,2842)	-0,0040 (0,0000)	0,1348 (0,8896)	-2,3954 (0,5772)	1
HUF	-0,0749 (0,0063)	-2,8102 (0,198)	1	-0,0571 (0,1067)	-1,6320 (0,7716)	1	1,5000 (0,0003)	-0,0013 (0,5362)	-0,3015 (0,4517)	-3,0760 (0,2323)	1
JPY	0,0028 (0,9582)	0,0526 (0,9963)	1	-0,1660 (0,0039)	-2,9732 (0,1462)	1	3,1593 (0,0007)	-0,0021 (0,2327)	-2,0036 (0,0306)	-2,5073 (0,5159)	1
SEK	-0,0669 (0,0138)	-2,5180 (0,3189)	1	-0,0506 (0,2352)	-1,1964 (0,9043)	1	3,5715 (0,0000)	0,0001 (0,9302)	-2,3333 (0,0020)	-2,5991 (0,4656)	1
USD	-0,0811 (0,2077)	-1,2702 (0,8882)	1	-0,0757 (0,2425)	-1,1777 (0,9081)	1	1,6958 (0,0025)	-0,0062 (0,2414)	-0,6512 (0,2414)	-3,2080 (0,1826)	1

Źródło: opracowanie własne (prawdopodobieństwa testowe podano w nawiasach).

Odpowiednie wyniki analizy kointegracji nominalnych i parytetowych kursów walutowych przedstawiono w tab. 4. Przeprowadzone analizy dotyczą modeli z trendem liniowym (12). W tabeli ograniczono się do podania współczynników autore-

gresji dla modeli nominalnych i parytetowych kursów walutowych, stopnia ich zintegrowania, parametrów modelu skointegrowania (13), wartości statystyki testowej ADF i stopnia zintegrowania procesu resztowego. Jak wynika z tab. 4, współczynniki autoregresji w modelach (12) dla większości nominalnych kursów walut były statystycznie istotne. Podobnie było w przypadku kursów parytetowych oraz w modelu kointegrującym. Jednak prawie żadna z wartości statystyk testowych DF i ADF nie była statystycznie istotna, zarówno w przypadku kursów nominalnych, parytetowych, jak i w odniesieniu do reszt modelu kointegrującego (13). Wyjątek stanowi nominalny kurs korony czeskiej, który okazał się stacjonarny (wartość statystyki testowej DF była mniejsza od 0,05). Poza tym przedstawione rezultaty pokazują, że wszystkie procesy nominalnych kursów walutowych, parytetowych kursów walutowych oraz reszt oszacowanego modelu (13) były zintegrowane w stopniu pierwszym (nie były stacjonarne). Oznacza to, że w przypadku żadnej z walut nie zaobserwowano skointegrowania odpowiednich szeregów czasowych kursów nominalnych i parytetowych.

4. Podsumowanie

Przedstawione rezultaty badania stacjonarności realnych kursów walutowych, jak również analiza kointegracji nominalnych i parytetowych kursów walutowych nie zweryfikowały pozytywnie teorii parytetu siły nabywczej waluty. Wynik nie jest zaskakujący, gdyż wielu autorom prac badawczych również nie udało się jednoznacznie potwierdzić teorii PPP.

Przyczyny takiego stanu rzeczy próbuje wyjaśnić teoria ekonomii. Zwraca się w niej uwagę na szereg istotnych założeń dotyczących m.in. struktury systemów gospodarczych w różnych krajach, których spełnienie umożliwia niezakłócone działanie teorii PPP w praktyce. Wydaje się, iż w przypadku części krajów waluty obcej ważącym czynnikiem zakłócającym funkcjonowanie teorii PPP może być znaczny udział tzw. dóbr niewymienialnych (przede wszystkim niektórych usług). Dotyczy to zwłaszcza gospodarki państw Europy Zachodniej czy USA. Ceny takich dóbr mogą w różnym zakresie odbiegać od cen analogicznych dóbr w innych krajach. Kolejną istotną barierą ograniczającą działanie PPP mogą być różnice w strukturze konsumpcji pomiędzy Polską i pozostałymi krajami czy wreszcie różnice w składzie koszyków konsumpcyjnych, inaczej definiowanych w różnych krajach.

W odniesieniu do Polski (i innych państw Europy Środkowo-Wschodniej) odchylenie kursu walut krajów Europy Zachodniej od ich kursów parytetowych tłumaczy się również efektem Balassy–Samuelsona, według którego waluty krajów słabiej rozwiniętych gospodarczo mają tendencję do względnego aprecjonowania się [Lutkowski 2007, s. 50]. Ma to być następstwo dążenia słabiej rozwiniętych systemów gospodarczych krajów do odrabiania rozwojowego zapóźnienia przez zmianę relatywnego tempa wzrostu produktywności czynników produkcyjnych w sferach dóbr wymienialnych i niewymienialnych. Kolejny czynnik zakłócający funkcjonowanie teorii PPP to kapitał spekulacyjny, którego przepływy mogą wy-

wierać istotny wpływ na kurs walutowy, odchylając go od kursu parytetowego. Szczególnie silny wpływ kapitału spekulacyjnego na kursy, zwłaszcza euro i dolara amerykańskiego, można było zaobserwować w czwartym kwartale 2008 r. i na początku 2009 r.

Literatura

- Acaravci S.K., Acaravci A., *The Purchasing Power Parity Under the Current Float*, „International Research Journal of Finance and Economics” 2007 (Issue 10), s. 167-174.
- Ahamada I., *A Complementary Test for the KPSS Test with an Application to the US Dollar/Euro Exchange Rate*, „Economics Bulletin” 2004 vol. 3, no 4, s. 1-5.
- Krugman P.R., Obstfeld M., *Ekonomia międzynarodowa*, T. 2, PWN, Warszawa 2007.
- Lutkowski K., *Finanse międzynarodowe. Zarys problematyki*, PWN, Warszawa 2007.
- Misztal P., *Zabezpieczenie przed ryzykiem zmian kursu walutowego*, Difin, Warszawa, 2004.
- Osińska M. (red.), *Ekonometria współczesna*, Dom Organizatora, Toruń 2007.
- Welfe A., Welfe W., *Ekonometria stosowana*, PWE, Warszawa 2004.

ATTEMPT TO VERIFY THE PURCHASING POWER PARITY THEORY IN THE CASE OF SOME FOREIGN CURRENCIES

Summary: The theory of purchasing power parity is one of the most important benchmark models in international finance, which aim is to define a long-run equilibrium exchange rate. The idea of PPP theory is that the value of a currency is determined on the basis of the amount of goods and services which can be bought for the currency unit inside the country on the basis of its domestic purchasing power, which is inversely proportional to the price level of goods and services. The relative version of the PPP implies a constant real exchange rate. To verify the purchasing power parity theory the study proposes the application of the test for stationary time series for the real exchange rate. The empirical results of the test for stationary time series were compared with the results of the cointegration test for the nominal exchange rate and the parity exchange rate.