

BADANIE STACJONARNOŚCI ORAZ ANALIZA KOINTEGRACJI KURSÓW WALUTOWYCH

Ewa Tatarczak

Katedra Ekonometrii i Statystyki SGGW w Warszawie
Kierownik: prof. dr hab. Zbigniew Bindermann

Słowa kluczowe: stacjonarność/niestacjonarność szeregów czasowych, pierwiastek jednostkowy, kointegracja, kurs walutowy

Key words: stationarity/nonstationarity of time series, unit root, cointegration, exchange rate

S y n o p s i s: W pracy przedstawiono wyniki badania stacjonarności dziennych kursów walutowych EUR/PLN oraz EUR/USD przy wykorzystaniu testów opartych na statystyce Dickey-Fuller'a, jak również testu Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina. Przeprowadzono również analizę kointegracji opierając się na metodzie Johansen'a oraz Engle'a i Granger'a. Na podstawie przeprowadzonej analizy szeregi czasowe reprezentujące dzienne kursy USD/PLN, EUR/PLN oraz EUR/USD okazały się szeregami zintegrowanymi w stopniu pierwszym [I(1)]. Metoda Johansen'a nie wskazała na występowanie żadnej z potencjalnych relacji kointegrujących, natomiast procedura Engle'a i Granger'a wskazała na relację kointegrującą między kursem USD/PLN oraz EUR/USD.

WPROWADZENIE

Ceny produktów rolnych w Polsce związane są z cenami produktów na rynkach innych krajów przez kurs wymiany złotego. Kurs ten wpływa w sposób bezpośredni na konkurencyjność cenową importu i eksportu, ale pośrednio również na ceny towarów na rynku polskim [Welfe, Welfe 2004].

W celu dokonania analizy tendencji zmian kursu złotego wykorzystano narzędzia analizy szeregów czasowych oparte nie tylko na testowaniu stacjonarności szeregów i budowaniu jedno- czy wielowymiarowych modeli szeregów czasowych, ale także na estymacji i testowaniu relacji długookresowych za pomocą analizy kointegracji.

Niniejsza praca wykorzystuje metody wpisujące się w ekonometryczną analizę szeregów czasowych, a więc testowanie stacjonarności oraz badanie relacji kointegrujących. Przedmiotem analizy były średnie kursy NBP oraz wyznaczone na ich podstawie dzienne przyrosty i logarytmiczne przyrosty kursów¹. Zmienne obejmują notowania od 1 stycznia 2000 r. do 31 grudnia 2005 r. złotych kursów dolara oraz euro, jak również dzienny kurs dolara w stosunku do euro².

¹ Dzienny przyrost zdefiniowany jest następująco: $\Delta e_t = (e_t - e_{t-1}) / e_{t-1}$

Dzienny logarytmiczny przyrost zdefiniowany jest następująco: $\Delta_{ln} e_t = \ln(e_t) - \ln(e_{t-1})$

² Kursy są wyrażone jako liczba złotych polskich za jednostkę waluty obcej lub liczby dolarów za jednostkę euro.

WSTĘPNA CHARAKTERYSTYKA SZEREGÓW CZASOWYCH

Dzienne kursy USD/PLN oraz EUR/PLN, jak wykazały liczne badania charakteryzują się dużą zmiennością, a szeregi reprezentujące dzienne kursy są niestacjonarne. Natomiast szeregi dziennych i logarytmicznych przyrostów kursów USD/PLN oraz EUR/PLN zazwyczaj są szeregami stacjonarnymi [Syczewska 2004].

W latach 1999-2005 średni kurs EUR/PLN był o 21 gr wyższy niż średni kurs USD/PLN (tab. 1). Najszerszym przedziałem zmienności charakteryzował się kurs USD/PLN, wartość rozstępu dla kursu USD/PLN wynosiła: 1,81 PLN, przedział zmienności EUR/PLN miał natomiast szerokość równą: 1,56 PLN. Kurs USD/PLN charakteryzował się również większymi wahaniami w badanym okresie, wartość odchylenia od średniej dla kursu USD/PLN wynosiła 37 gr, natomiast dla EUR/PLN wartość ta była niższa i wynosiła 32 gr. Rozkład kursu USD/PLN był lewostronnie asymetryczny, a więc rozkład tego szeregu charakteryzował się tzw. „ciężkim lewym ogonem”. Natomiast pozostałe badane szeregi były prawostronnie asymetryczne, a więc miały rozkłady z tzw. „ciężkimi prawymi ogonami”. Ponadto rozkłady badanych kursów, przyrostów oraz logarytmicznych przyrostów USD/PLN, EUR/PLN charakteryzowały się rozkładami leptokurtycznymi, a więc miały bar-

Tabela 1. Charakterystyki opisowe dziennych kursów, przyrostów i logarytmicznych przyrostów kursów USD/PLN i EUR/PLN w latach 2000-2005

Wyszczególnienie	USD/PLN	EUR/PLN	Przyrost USD/PLN	Przyrost EUR/PLN	Logarytmiczny przyrost USD/PLN	Logarytmiczny przyrost EUR/PLN
Średnia	3,89	4,10	0,00	0,00	0,00	0,00
Mediana	3,97	4,08	0,00	0,00	0,00	0,00
Minimum	2,91	3,36	-0,05	-0,05	-0,05	-0,06
Maksimum	4,71	4,91	0,05	0,06	0,05	0,05
Dolny kwartyl	3,74	3,90	0,00	0,00	0,00	0,00
Górny kwartyl	4,13	4,31	0,00	0,00	0,00	0,00
Odch. Std.	0,37	0,32	0,01	0,01	0,01	0,01
Skośność	-0,65	0,15	0,23	0,52	0,17	0,43
Kurtoza	-0,07	-0,31	3,20	7,24	3,20	7,12

Źródło: obliczenia własne.

dziej skoncentrowane wartości w porównaniu z rozkładem normalnym³.

Do testowania normalności rozkładu szeregów czasowych wykorzystano test Shapiro-Wilka⁴ oraz test Lillieforsa⁵ [Greene 2000]. Obliczone wartości empiryczne testów Lillieforsa'a i Shapiro-Wilka'a „prowadzą” do odrzucenia hipotezy o zgodności badanych roz-

Tabela 2. Wyniki testów zgodności rozkładów dziennych kursów, przyrostów i logarytmicznych przyrostów kursów

Wyszczególnienie	Test Lillieforsa'a	Test Shapiro-Wilka'a
USD/PLN	p<0,1*	p=0,000*
EUR/PLN	p<0,1*	p=0,000*
Przyrost USD/PLN	p<0,1*	p=0,000*
Przyrost EUR/PLN	p<0,1*	p=0,000*
Logarytmiczny przyrost USD/PLN	p<0,1*	p=0,000*
Logarytmiczny przyrost EUR/PLN	p<0,1*	p=0,000*

³ Współczynnik skośności, jak i kurtoza dla rozkładu normalnego przyjmują wartość 0.

* odrzucenie hipotezy zerowej mówiącej o normalności rozkładu na poziomie istotności $\alpha = 0,05$,
Źródło: obliczenia własne przy użyciu pakietu Statistica.

kładów (dziennych kursów, przyrostów, logarytmicznych przyrostów) z rozkładem normalnym na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ (tab. 2).

Przeprowadzone badania rozkładów dziennych kursów, przyrostów i logarytmicznych przyrostów wykazały brak normalności badanych rozkładów, dużą asymetrię oraz w przypadku kursów dziennych brak stacjonarności.

WERYFIKACJA STACJONARNOŚCI KURSÓW WALUTOWYCH

Do badania stacjonarności kursów walutowych wykorzystano [Charemza, Deadman 1997] test pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (DF), rozszerzony test pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera (ADF), test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta, Shina (KPSS).

W przypadku dziennych kursów USD/PLN oraz EUR/PLN wartości statystyki testu DF badającego stacjonarność wokół średniej (tab. 3), są wyższe od wartości krytycznych, zatem nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego (przy poziomie istotności $\alpha = 0,01$ i $\alpha = 0,05$). Natomiast dla pozostałych rozważanych szeregów czasowych wartości statystyki testu DF są niższe od wartości krytycznych, co pozwala odrzucić hipotezę zerową. Przeprowadzone badania wykazały, że szeregi dziennych kursów charakteryzowały się brakiem stacjonarności, natomiast dzienne i logarytmiczne przyrosty były stacjonarne.

Testowanie pierwszych różnic było zabiegiem świadomym, wynikającym z wiedzy bazującej na literaturze naukowej [Charemza, Deadman 1997, Furstenberg 2001, Syczewska 2002a,b], iż zmienne reprezentujące dzienne kursy są szeregami niestacjonarnymi. Na podstawie dotychczas otrzymanych wyników, czyli niestacjonarności dziennych kursów i stacjonarności pierwszych różnic kursów, możemy stwierdzić, iż szeregi dziennych kursów walut USD/PLN oraz EUR/PLN są zintegrowane w stopniu pierwszym, co zapisujemy symbolicznie $I(1)$ ⁶. Natomiast na podstawie przeprowadzonego testu dzienne i logarytmiczne przyrosty kursów zaklasyfikowane zostały do szeregów stacjonarnych.

Tabela 3. Wartości testu Dickey-Fuller'a (test bez trendu) dla badanych szeregów dziennych

Wartości krytyczne dla testu DF testu: 5% = -2,864 1% = -3,437	Dzienny kurs	Dzienny przyrost	Dzienny logarytmiczny przyrost	Pierwsza różnica dziennego kursu
	-1,33	-41,68**	-41,70**	-42,01**
	-1,77	-45,61**	-45,67**	-45,98**

*odrzućenie hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego dla $\alpha = 0,05$, ** odrzućenie hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego przy $\alpha = 0,01$.

Źródło: opracowanie własne.

⁴ Jeżeli wartość statystyki W jest istotna, to hipotezę o zgodności z rozkładem normalnym należy odrzucić. Test Shapiro-Wilka posiada dużą moc w porównaniu z innymi testami (na podstawie materiałów Statsoft Polska).

⁵ Parametry rozkładu najczęściej wyznaczamy z danych, co oznacza konieczność testowania złożonej hipotezy warunkowej („jakie jest prawdopodobieństwo uzyskania wartości statystyki D większej od lub równej pewnej wartości, przy założeniu wartości parametrów rozkładu wyznaczonych z danych”) i powinniśmy stosować prawdopodobieństwo, dlatego sugerowane jest korzystanie z tablic prawdopodobieństwa Lilliefors'a do rozstrzygnięcia wyniku testu Kołmogorowa-Smirnova (na podstawie materiałów Statsoft Polska).

⁶ Szereg niestacjonarny, który można sprowadzić do szeregu stacjonarnego po obliczeniu d razy przyrostów nazywamy szeregiem zintegrowanym stopnia $d - y \sim I(d)$.

Wykorzystany test Dickey-Fullera nie uwzględnia możliwości wystąpienia autokorelacji składnika losowego. Autokorelacja składnika losowego prowadzi do otrzymania niewłaściwych wartości statystyk testu DF [Charemza, Deadman 1997]. Problemem tu jest wybór optymalnej liczby opóźnień. Charemza twierdzi, iż „wartość opóźnień k powinna być dostatecznie mała, aby zachować wystarczającą liczbę stopni swobody, ale na tyle duża by uwzględnić występowanie autokorelacji”. Zdecydowano więc, iż w pierwszym kroku zostanie przeprowadzony test ADF z opóźnieniem $k = 5$, a następnie oceniona istotność opóźnień i przeprowadzony ponownie test ADF z opóźnieniem k równym najwyższemu istotnemu opóźnieniu z testu w pierwszym kroku. Z obliczeń wynika (tab. 4), iż przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ istotne opóźnienia dla dziennych kursów USD/PLN i EUR/PLN, to $k = 3$, dla pozostałych szeregów to $k = 2$.

Ponownie przeprowadzono rozszerzony test Dickey-Fuller'a (ADF) z opóźnieniami równymi: $k = 2$, $k = 3$ dla analizy stacjonarności badanych szeregów (tab. 5). Otrzymano podobne wyniki dla szeregów dziennych USD/PLN i EUR/PLN jak w klasycznym teście Dickey-Fuller'a. W przypadku dziennych i tygodniowych kursów USD/PLN i EUR/PLN przy poziomie istotności $\alpha = 0,01$ i $\alpha = 0,05$, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego. Natomiast w przypadku pozostałych szeregów hipoteza zerowa została odrzucona.

Do badania stacjonarności szeregów wykorzystano także test Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina (KPSS), w którym hipoteza zerowa mówi o stacjonarności badanego szeregu, natomiast hipoteza alternatywna o występowaniu pierwiastka jednostkowego [Charemza, Deadman 1997].

Tabela 4. Istotność opóźnień w rozszerzonym teście Dickey-Fullera ADF

Wyszczególnienie	Dzienny kurs		Dzienny przyrost		Dzienny log. przyrost		Pierwsza różnica dziennego kursu	
USD/PLN	5	0,93	5	0,93	5	0,91	5	0,79
	4	0,48	4	0,83	4	0,83	4	0,95
	3	0,03*	3	0,37	3	0,36	3	0,46
	2	0,30	2	0,03*	2	0,03*	2	0,02*
	1	0,10	1	0,36	1	0,38	1	0,34
EUR/PLN	5	0,08	5	0,93	5	0,29	5	0,29
	4	0,78	4	0,83	4	0,45	4	0,07
	3	0,00*	3	0,37	3	0,73	3	0,74
	2	0,63	2	0,03*	2	0,00*	2	0,00*
	1	0,00*	1	0,03*	1	0,71	1	0,58

* opóźnienia istotne przy poziomie $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu pakietu PcGive.

Tabela 5. Wartości rozszerzonego testu Dickey-Fullera dla ustalonych poziomów opóźnień k

Wartości krytyczne dla testu DF testu: 5% = -2,864 1% = -3,437	Opózn.	Dzienny kurs	Opózn.	Dzienny przyrost	Dzienny logarytmiczny przyrost	Pierwsza różnica dziennego kursu
	$k = 3$	-1,36	$k = 2$	-25,14**	-25,18**	-25,27**
	$k = 3$	-1,38	$k = 2$	-28,21**	-28,3**	-28,38**

odrzuć hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego przy poziomie istotności * $\alpha = 0,05$, ** $\alpha = 0,01$.

Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu pakietu PcGive.

Tabela 6. Wartości testu KPSS i rozszerzonego testu KPSS dla szeregów dziennych

Wartości krytyczne dla testu KPSS testu: 5%=0,463, 1%=0,739	Opóźn.	Dzienny kurs	Opóźn.	Dzienny przyrost	Dzienny log. przyrost	Pierwsza różnica dziennego kursu
USD/PLN	$k = 0$	106,9**	$k = 0$	0,28	0,28	0,26
	$k = 3$	26,86**	$k = 2$	0,27	0,27	0,25
EUR/PLN	$k = 0$	35,90**	$k = 0$	0,09	0,09	0,10
	$k = 3$	9,01**	$k = 2$	0,11	0,10	0,11

odrzućcenie hipotezy zerowej o stacjonarności szeregu czasowego przy poziomie istotności * $\alpha = 0,05$, ** $\alpha = 0,01$.
Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu pakietu Gretl.

Wyniki testu KPSS oraz rozszerzonego testu KPSS (tab. 6.) z uwzględnionymi opóźnieniami na poziomie istotności $\alpha = 0,01$ „prowadzą” do odrzucenia hipotezy zerowej o stacjonarności badanego szeregu na rzecz alternatywnej o braku stacjonarności w przypadku dziennych kursów USD/PLN i EUR/PLN. Natomiast nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o stacjonarności w przypadku pozostałych badanych szeregów. Otrzymane wyniki testu KPSS i rozszerzonego testu KPSS są więc zgodne z wynikami, jakie otrzymano w przeprowadzonym teście DF i ADF. Na podstawie przeprowadzonych badań za zmienne reprezentujące szeregi niestacjonarne można uznać dzienne kursy walut, natomiast wszystkie pozostałe badane szeregi za stacjonarne.

ANALIZA KOINTEGRACJI

O kointegracji między dwoma szeregami czasowymi możemy mówić tylko wtedy, kiedy oba szeregi są zintegrowane w stopniu pierwszym [I(1)], ponadto składnik losowy pochodzący z równania regresji między tymi zmiennymi nie jest zintegrowany, a więc stacjonarny⁷. Szeregi czasowe, które wykazują się kointegracją, charakteryzują się długookresową ścieżką równowagi, a różnica między tymi procesami jest praktycznie stała w czasie. W badaniach naukowych do testowania kointegracji wykorzystuje się najczęściej narzędzia [Greene 2000, Charemza, Deadman 1997]: metodę Johannesa, test kointegracji Durbina-Watsona (CIDW), dwuetapową procedurę Engle’a Granger’a opierającą się na testach Dickey-Fuller’a.

Ze względu na pojawiające się w literaturze naukowej hipotezy, iż wprowadzenie euro w większości krajów Unii Europejskiej powoduje, że w krajach UE, w których obowiązuje inna waluta niż euro kursy tych walut uzależnione są od kursu EUR/USD. Przeprowadzono więc analizę kointegracji między następującymi kursami walutowymi: USD/PLN, EUR/PLN oraz EUR/USD.

W celu włączenia kursu EUR/USD do analizy kointegracyjnej zbadano, czy szereg czasowy reprezentujący dzienny kurs EUR/USD jest szeregiem zintegrowanym w stopniu pierwszym. Wartości statystyki DF dla dziennego kursu EUR/USD pokazują, iż szereg ten jest niestacjonarny (DF = -1,013, wartości krytyczne dla testu DF: 5% = -2,864, 1% = -

⁷ Szeregi czasowe x_t oraz y_t są szeregami zintegrowanymi stopnia d , b oznaczamy jako $x_t, y_t \sim CI(d, b)$ jeżeli: oba szeregi są zintegrowane stopnia d , istnieje kombinacja liniowa tych zmiennych, np. $a_1x_t + a_2y_t$, która jest zintegrowana stopnia $d-b$. Najistotniejszym przypadkiem kointegracji między dwiema zmiennymi jest przypadek, kiedy obie zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym [I(1)], natomiast ich kombinacja liniowa nie jest zintegrowana. Skointegrowane szeregi czasowe charakteryzują się dynamiczną zależnością między nimi oraz długookresową ścieżką równowagi, która determinuje, iż różnica między tymi procesami jest praktycznie stała w czasie.

3,437). Wartości statystyki DF dla pierwszych różnic dziennego kursu EUR/USD pokazują natomiast, że pierwsze różnice tego szeregu są stacjonarne (DF = -42,1, wartości krytyczne dla testu DF testu DF: 5% = -2,864, 1% = -3,437). Dzienny kurs walutowy EUR/USD jest zatem szeregiem zintegrowanym w stopniu pierwszym [I(1)], co pozwala na włączenie tego szeregu do analizy kointegracyjnej.

Do testowania kointegracji wykorzystano metodę Johansen'a i dwuetapową procedurę Engle'a i Granger'a. Na potrzeby metody Johansen'a przekształcono podstawowy zapis VAR⁸ w postać bazującą na przyrostach:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:

ΔX_t – pierwsze przyrosty wszystkich badanych zmiennych (dwie zmienne),

$\Gamma_i = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_i$ (I – macierz jednostkowa), $\Pi_i = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_p$,

A_i – macierz parametrów modelu,

ε_t – wektor składników losowych.

W ogólności w metodzie Johansen'a przyjmuje się, że macierz Π jest macierzą dowolną, natomiast w alternatywnej, że macierz $\Pi = \alpha\beta$, $\alpha\beta$ jest nieznaną macierzą kointegrującą. Jeśli macierz kointegrująca β ma rząd r mniejszy od n – liczby badanych zmiennych w modelu, to pierwsze r wektorów własnych są wektorami kointegrującymi.

Metoda Johansen'a oparta jest na statystyce śladu macierzy oraz maksymalnej wartości własnej. Hipoteza zerowa w teście śladu macierzy zakłada brak wektora kointegrującego, a hipoteza alternatywna, że występują dwa wektory kointegrujące. Natomiast statystyka testu opartego na maksymalnej wartości własnej macierzy testuje hipotezę zerową zakładającą, że nie występuje żaden wektor kointegrujący z hipotezą alternatywną, natomiast występuje jeden wektor kointegrujący [Charemza, Deadman 1997, Glosariusz 2005].

Przeprowadzone badania dla szeregów dziennych metodą Johansen'a wykazały brak relacji kointegrującej między nimi (tab. 7).

W dalszej analizie kointegracji wykorzystano procedurę Engle'a i Granger'a. Oszacowane metodą najmniejszych kwadratów parametry w przypadku wszystkich równań są istotne statystycznie na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ (por. równanie 2 i 5). Dla każdego równania policzono również wartości asymptotycznej wartości p -value na podstawie, której testowano hipotezę zerową mówiącą o stacjonarności reszt pochodzących z danego modelu.

Tabela 7. Wyniki testu Johansen'a na kointegrację (test śladu macierzy oraz maksymalnej wartości własnej) dla dziennych kursów walut

Stopień kointegracji r	Wartość własna	Test śladu	Test maksymalnej wartości
USD/PLN i EUR/PLN	0,00258	$H_0: r = 0$	$H_0: r = 0$
		$H_1: r = 2$	$H_1: r = 1$
USD/PLN i EUR/USD	0,00618	$H_0: r = 0$	$H_0: r = 0$
		$H_1: r = 2$	$H_1: r = 1$
USD/PLN i EUR/USD	0,00314	$H_0: r = 0$	$H_0: r = 0$
		$H_1: r = 2$	$H_1: r = 1$

Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu pakietu Gretl.

⁸ wektorowy model autoregresyjny VAR (Vector Autoregressive) $X_t = \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + e_t$

$$\text{EUR/PLN} = 2,5 + 1,6\text{EUR/USD} + \varepsilon_t \quad (2)$$

błąd stand. [0,042] [0,039]
 p-value [0,000] [0,000]
 asymptotyczne p-value = 0,2483

$$\text{USD/PLN} = 6,2 + 2,1\text{EUR/USD} + \varepsilon_t \quad (3)$$

błąd stand. [0,0362] [0,0338]
 p-value [0,000] [0,000]
 asymptotyczne p-value = 0,04634

$$\text{EUR/PLN} = 4,7 - 0,2\text{USD/PLN} + \varepsilon_t \quad (4)$$

błąd stand. [0,081] [0,021]
 p-value [0,000] [0,000]
 asymptotyczne p-value = 0,3563

$$\text{USD/PLN} = 4,759 - 0,2\text{EUR/PLN} + \varepsilon_t \quad (5)$$

błąd stand. [0,110] [0,0027]
 p-value [0,000] [0,000]
 asymptotyczne p-value = 0,4396

Tylko w przypadku równania (3) nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o stacjonarności reszt pochodzących z modelu. Na podstawie otrzymanych wyników, procedura Engle'a i Grangera wskazała na obecność relacji kointegrującej jedynie między kursami USD/PLN oraz EUR/USD, ze wskazaniem przyczynowości na kurs EUR/USD.

Zastosowane metody: Johansen'a oraz Engle'a i Granger'a wykazały brak relacji kointegrujących między badanymi kursami, poza jednym przypadkiem kursu USD/PLN i EUR/USD. W przypadku tych kursów metoda Johansen'a wykazała brak relacji kointegrującej, natomiast procedura Engle'a i Grangera wskazała na obecność kointegracji. Uwzględniając fakt, że obie procedury opierają się na zupełnie innym podejściu metodologicznym rozbieżności w rezultatach nie są zaskoczeniem.

Nie mniej jednak wynik procedury Engle'a i Granger'a z ekonomicznego punktu widzenia jest dosyć istotny. Występowanie kointegracji między kursem USD/PLN i EUR/USD, brak kointegracji między EUR/PLN i EUR/USD oraz EUR/PLN i EUR/USD wskazują na fakt, iż kurs USD/PLN był w badanym okresie uzależniony w dużym stopniu od kursu EUR/USD przy jednoczesnym kształtowaniu się kursu EUR/PLN niezależnie od kursu EUR/USD. Potwierdza się zatem teza stawiana w niektórych pracach naukowych [Syczewska 1999], iż wprowadzenie euro ma wpływ na kursy walut w obrębie Unii Europejskiej, które nie zostały jeszcze zastąpione unijną walutą.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

1. Przeprowadzone badania rozkładów dziennych kursów złotego w stosunku do dolara (USD/PLN) oraz złotego w stosunku do euro (EUR/PLN), ich przyrostów oraz logarytmicznych przyrostów wskazały na niezgodność ich rozkładów z rozkładem normalnym w przypadku wszystkich badanych szeregów oprócz logarytmicznych przyrostów USD/PLN. Rozkłady badanych szeregów wykazują się również dosyć wysoką asymetrią („ciężkie ogony”).

2. Wszystkie zastosowane testy badające stacjonarność wokół średniej szeregów czasowych, a więc testy typu DF oraz test KPSS doprowadziły do zaklasyfikowania dziennych kursów USD/PLN oraz EUR/PLN do szeregów niestacjonarnych, natomiast ich przyrosty oraz logarymiczne przyrosty do szeregów stacjonarnych. Badania wykazały, iżienne i średnie tygodniowe kursy EUR/PLN są szeregami zintegrowanymi w stopniu pierwszym $[I(1)]$, a ich pierwsze różnice są stacjonarne, a więc szeregi te są przyrostostacjonarne, wniosek ten potwierdził również test KPSS.
3. W oparciu o fakt, że szeregi czasowe reprezentująceienne kursy USD/PLN, EUR/PLN oraz EUR/USD są szeregami zintegrowanymi w stopniu pierwszym $[I(1)]$ przeprowadzono analizę kointegracji między tymi kursami. Uzyskane wyniki otrzymane na podstawie metody Johansen'a wykazały brak relacji kointegrujących. Natomiast procedura Engle'a i Granger'a wykazała obecność relacji kointegrującej między kursem USD/PLN oraz EUR/USD. Występowanie kointegracji między kursem USD/PLN i EUR/USD, a brak kointegracji między EUR/PLN i EUR/USD oraz EUR/PLN i EUR/USD wskazują na fakt, iż kurs USD/PLN był w badanym okresie zależny w dużym stopniu od kursu EUR/USD przy jednoczesnym kształtowaniu się kursu EUR/PLN niezależnie od kursu EUR/USD.

LITERATURA

- Charemza W., Deadman D. 1997: Nowa ekonometria. PWE, Warszawa.
- Furstenberg G. 2001: Pressure for currency consolidation in insurance and finance. *Journal of Policy Modeling*, vol. 23.
- Glosariusz [www.statsoft.pl], 11 grudnia 2005.
- Greene W.H. 2000: *Econometric Analysis*. Prentice Hall, Inc. New Jersey.
- Syczewska E.M. 1999: Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja. Monografie i Opracowania, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Syczewska E.M. 2002a: Analiza wahań wybranych kursów walutowych a estymacja integracji ułamkowej, Prace Instytutu Ekonometrii. SGH, Kolegium Analiz Ekonomicznych, Warszawa.
- Syczewska E.M. 2002b: Analiza niestacjonarności kursu walutowego USD/PLN na podstawie danych dziennych i miesięcznych. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, zeszyt 10. Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Syczewska E.M. 2004: Wpływ agregacji danych na mierniki długiej pamięci na przykładzie kursów walutowych. Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH, Warszawa.
- Welfe W., Welfe A. 2004: *Ekonometria stosowana*. PWE, Warszawa.

Ewa Tatarczak

ANALYSIS OF STATIONARY AND COINTEGRATION OF EXCHANGE RATES

Summary

The paper analyzes fluctuations of exchange rates that base on the tests of stationarity and cointegration. It argues that the majority of distributions of tested time series is not the normal distributed. Furthermore, even though daily exchange rates are not stationary, their increases and logarithmic increases are stationary. No cointegrational relation was confirmed apart from one case – relation between USD/PLN and EUR/USD rate.

Adres do korespondencji:
mgr Ewa Tatarczak
Katedra Ekonometrii i Statystyki SGGW
ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa
tel. (0 22) 593 10 00
e-mail: etatarczak@mors.sggw.waw.pl