

DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE

VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 9-11 września 2003 w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Ewa Syczewska
Szkoła Główna Handlowa

Porównanie wyników estymacji parametru integracji ułamkowej dla kursów PLN i dla kursu funta irlandzkiego

1. Wprowadzenie

W ostatnich latach waluta polska podlegała zróżnicowanym mechanizmom kształtowania kursu. Początkowo ustalono sztywny kurs względem dolara amerykańskiego, później – kurs pełzający względem koszyka walut, stopniowo kurs był uwalniany.

Innym przykładem waluty, która podlegała podobnym zmianom mechanizmu ustalania kursów, był funt irlandzki. Celowe zatem jest przeprowadzenie analizy kursu tej waluty tymi samymi metodami i porównanie wyników.

Niniejsze opracowanie stanowi uzupełnienie i rozszerzenie badań dotyczących zachowania kursu złotego względem wybranych walut. Ich wyniki zostały przedstawione m.in. w publikacjach: Syczewska (2002a–d). Przedmiotem wcześniejszych badań była analiza zachowania nominalnych kursów złotego, porównanie ich zmian dla wybranych walut, a także sprawdzenie, czy zjawisko, na które zwrócili uwagę M. Załuska-Kotur, S. Krukowski i A. Orłowski (2002), czyli zmiana charakteru fluktuacji kursu USD/PLN od połowy sierpnia 1997 r., występuje również dla kursów względem innych walut. Oprócz narzędzi statystyki opisowej i testów niestacjonarności wykorzystano jedną z metod wykrywania długookresowych zależności, mianowicie estymację parametru ułamkowej integracji. Zastosowano ją zarówno do całej próby, jak i dwu podprób – obejmujących okres przed i po postulowanym momencie zmiany charakteru wahań, a także w wersji rekurencyjnej. Badaniem objęte były następujące kursy nominalne:

- USD/PLN – kurs wymiany dolara amerykańskiego względem złotego polskiego,

- GBP/PLN – kurs funta brytyjskiego,
- CHF/PLN – kurs franka szwajcarskiego,
- AUD/PLN – kurs dolara australijskiego,
- JPY/PLN – kurs jena (wyrażony jako liczba złotych polskich za 100 jenów),
- CAD/PLN – kurs dolara kanadyjskiego.

Źródłem danych dla kursów PLN były tabele średnich kursów NBP. Próba obejmowała okres od 4 stycznia 1993 r. do 28 lutego 2002 r., czyli 2311 obserwacji (ten zakres obserwacji został wybrany w celu porównania z pierwotnymi wynikami Załuskiej i współautorów (2002)). Moment postulowanej zmiany charakteru fluktuacji w połowie sierpnia 1997 odpowiadał 1162 obserwacji. Analizowano logarytmy obserwacji zmiennych.

Ponieważ część kursów jest określana jako kursy krzyżowe na podstawie kursów podstawowych walut, takich jak dolar amerykański, funt brytyjski, więc w niniejszym opracowaniu dotyczącym analizy kursów funta irlandzkiego ograniczam się do czterech walut:

- USD/IEP – kurs dolara amerykańskiego względem funta irlandzkiego,
- GBP/IEP – kurs funta brytyjskiego,
- CAD/IEP – kurs dolara kanadyjskiego,
- JPY/IEP – kurs jena, również określony w odniesieniu do 100 jenów.

2. Estymacja parametru integracji ułamkowej – – analiza zachowania kursów złotych

Dla szeregu wykazującego długookresową zależność obserwacje z odległej przeszłości są istotnie skorelowane z przyszłymi i obecnymi obserwacjami. W dziedzinie częstościowej szereg taki cechuje niezerowa moc dla niskich częstości. Jeden ze sposobów estymacji parametru integracji ułamkowej, przedstawiony przez Sowell (1990), wykorzystuje metodę największej wiarygodności i wymaga normalności rozkładu. Tymczasem, jak wiadomo (por. np. Baillie i Bollerslev (1989), Campbell, Lo i MacKinlay (1997)), rozkłady dla kursów walutowych oraz dla zwrotów nie są rozkładami normalnymi, należy raczej stosować do ich opisu rozkład t-Studenta lub mieszaniny rozkładów.

Lepiej zatem wykorzystywać metody niewymagające założeń o normalności. Jedną z takich metod, zaproponowaną przez Geweke i Porter-Hudak (1993), polega na wykorzystaniu zależności między funkcją gęstości spektralnej a wartością parametru integracji ułamkowej. Niech N oznacza liczbę wykorzystywanych obserwacji. Należy oszacować regresję wartości periodogramu $I(\theta_j)$, obliczonych dla częstości $\theta_j = 2\pi j/N$, gdzie $0 < k < j < K \ll N$, względem wartości tych argumentów. W celu wyznaczenia periodogramu stosuje się transformatę Fouriera (por. Talaga i Zieliński (1986)), przy czym może to być tzw. szybka transformata Fouriera, FFT (*Fast Fourier Transform*), która jednak wymaga wybrania podpróby o liczbie obserwacji będącej potęgą 2; inna możliwość po-

lega na zastosowaniu tzw. dyskretnej transformaty Fouriera (DFT), która nie narzuca takich ograniczeń. Górne ograniczenie K jest ustalane jako pierwiastek kwadratowy liczby obserwacji. Wszystkie obliczenia dotyczące estymacji parametru integracji ułamkowej zostały przez autorkę przeprowadzone w języku programowania GAUSS.

W pracy Syczewska (2002d) wyznaczono parametry integracji ułamkowej dla całej próby, a także dla dwu podprób (do i od momentu postulowanej zmiany charakteru wahań), zaś dla przyrostów logarytmów badanych kursów – na podstawie całej próby. Regresja periodogramu była szacowana na podstawie 48 wartości w przypadku całego szeregu obserwacji, 34 wartości dla pierwszej części, oraz 33 dla części drugiej (po przypuszczalnej zmianie zachowań kursu). Hipotezę o normalności reszt regresji weryfikowano przy użyciu dwu testów: testu χ^2 oraz testu Shapiro-Wilka według wartości współczynników i wartości krytycznych podanych przez Domańskiego i Pruską (2000), str. 35 oraz tablice 8 i 9 str. 314–319. Przykładowo, dla reszt regresji periodogramu dla kursu USD/PLN obliczone wartości statystyki testu χ^2 były równe 18,53 [0,0001] w przypadku całego szeregu, 0,82 [0,66] dla pierwszej części próby, zaś 5,16 [0,076] – dla drugiej. Zatem odrzucono hipotezę o normalności reszt regresji periodogramu w przypadku całego szeregu, natomiast dla pierwszej i dla drugiej części nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności reszt. Wartości statystyki testu Shapiro-Wilka, wyznaczone na podstawie współczynników i wzorów podanych przez Domańskiego i Pruską (2000), są równe odpowiednio 0,179 dla całości, 0,236 dla okresu przed zmianą i 0,0364 dla okresu po zmianie. Podobne wyniki otrzymano dla pozostałych kursów. Wartości statystyk testu Shapiro-Wilka zawarto w tabeli 3 w pracy Syczewska (2002d). We wszystkich przypadkach nie ma podstaw do zakładania normalności reszt. Zatem wartości statystyki t-Studenta, wykorzystane do sprawdzania, czy parametr integracji ułamkowej dla danej podpróby jest równy 1 w przypadku logarytmów kursów, zaś równy 0 dla ich przyrostów, należy traktować jako przybliżone. Jednak wyraźnie widoczne były następujące fakty:

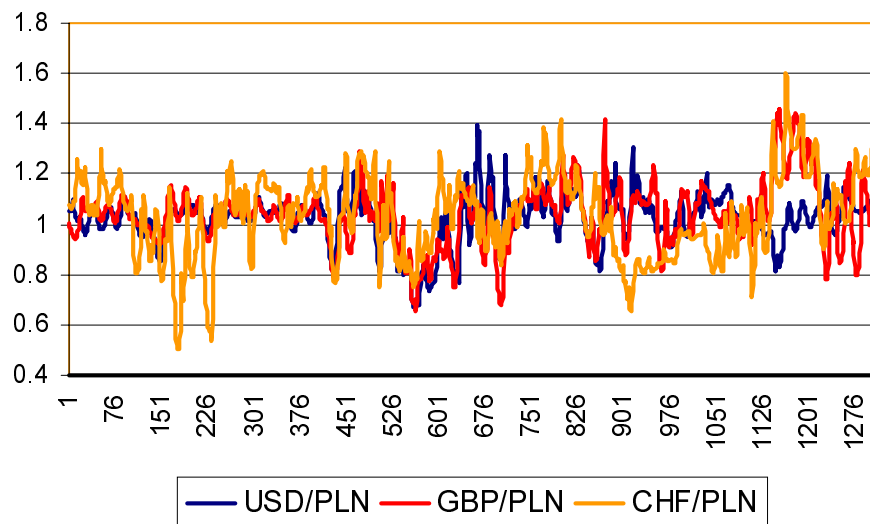
Dla każdego z badanych złotych kursów wymiany wystąpiła jakościowa różnica ocen parametrów integracji ułamkowej otrzymanych na podstawie całości obserwacji oraz na podstawie pierwszej części próby. Wartość ilorazu t-Studenta dla pierwszej części próby – i tylko dla niej – są wyraźnie większe od wartości krytycznych rozkładu t-Studenta. Sugerują zatem odrzucenie hipotezy zerowej o tym, że wartość parametru d integracji ułamkowej jest równa 1.

Zarazem błędy ocen parametrów są wyraźnie mniejsze w przypadku regresji periodogramu wyznaczonego na podstawie pierwszej części próby. Natomiast oceny parametru, błędy ocen, a zatem wartości ilorazu t-Studenta, są dla periodogramów otrzymanych dla drugiej części próby zbliżone do wartości otrzymanych na podstawie całości próby. Zwiększona amplituda wahań kursów w drugiej części próby dominuje zachowania kursów w pierwszej części i powoduje, że cechy jakościowe funkcji gęstości spektralnej i periodogramu są dla całej

próby zbliżone do cech dla drugiej części próby.

Wartości statystyki t-Studenta, otrzymane na podstawie całości próby lub drugiej części, sugerują, iż nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że prawdziwa wartość parametru d jest równa 1. co oznacza, że kurs jest zintegrowany stopnia 1 (niestacjonarny), zgodnie z wynikami testów Dickeya-Fullera i Phillipsa-Perrona. Jedynie dla pierwszej części próby wyniki testu t-Studenta sugerują, że ocena parametru d może być różna od 1.

Natomiast dla przyrostów logarytmu kursów wartości statystyki t-Studenta dla hipotezy zerowej $d = 0$ w większości przypadków są mniejsze od wartości krytycznej. Jedynie dla kursu franka szwajcarskiego i dolara australijskiego obliczona wartość statystyki okazała się co do modułu większa niż wartość krytyczna, zatem parametr d jest różny od zera.



Rys. 1. Wykres rekurencyjnych wartości parametru integracji ułamkowej dla kursów złotych. Źródło: Syczewska [2002]

Wykres 1 przedstawia wyniki estymacji parametrów integracji ułamkowej na podstawie podprób o rosnącej liczebności. Wartość pierwsza wyznaczona została na podstawie pierwszych 500 obserwacji, następna wartość – na podstawie 501 obserwacji itd. aż do osiągnięcia całości próby. Na osi poziomej zaznaczono numer kolejnej podpróby. Widoczne są zmiany zachowania ocen dla 450 podpróby, a także zmiana w okolicy 1200 podpróby. Wykres ten, a także analogiczne wykresy dla tych i pozostałych walut sporządzone na podstawie podprób o stałej liczebności, zostały przeanalizowane w pracy Syczewska (2002d).

3. Kurs funta irlandzkiego

Jedną z walut, która podlegała w kolejnych okresach podobnym jak dla złotego polskiego zmianom sposobu kształtowania kursu, był funt irlandzki. Lothian i McCarthy (2002) przeprowadzili szczegółową analizę realnych kursów funta na podstawie danych rocznych, obejmujących okres od 1922 r. do 1998 r., względem następujących walut: funta sterlinga, marki niemieckiej i dolara amerykańskiego. Posługują się analizą graficzną, narzędziami statystyki opisowej, testami pierwiastka jednostkowego (testem Dickeya-Fullera oraz Phillipsa-Perrona), a także testami typu Chowa w celu testowania istotności zmian w latach 1973 i 1979. Dla testu ADF autorzy dobrali liczbę opóźnień na podstawie kryterium informacyjnego Schwartz, natomiast dla testu Phillipsa-Perrona przyjęli liczbę składników równą 3. Test Phillipsa-Perrona jest mniej wrażliwy na wpływ heteroskedastyczności.

Lothian i McCarthy (2002) opisują zmiany, jakim podlegał sposób kształtowania kursu funta irlandzkiego w badanym przez nich okresie. Początkowo istniała ścisła unia pomiędzy Irlandią i Wielką Brytanią, utrzymywało stały kurs 1 do 1. W latach 1922 – 1943 waluta była kontrolowana przez Komisję Walutową. W 1943 r. założono Irlandzki Bank Centralny, którego działania aż do 1979 r. miały na celu dalsze utrzymywanie parytetu z funtem.

W 1973 Irlandia przystąpiła do Wspólnoty Europejskiej, zaś w 1979 r. do Europejskiego Mechanizmu Walutowego (EMW); wtedy funt irlandzki został związany z marką niemiecką i innymi walutami europejskimi, miał zaś płynny kurs względem innych walut. Natomiast funt brytyjski przystąpił do Europejskiego Mechanizmu Walutowego w październiku 1990, opuścił w 1992 r.

Od przystąpienia do EMW Bank Centralny Irlandii utrzymywał pełzający kurs. Polityka zmian stóp procentowych była związana z kursem realnym ważonym udziałami handlowymi poszczególnych partnerów. Ponieważ Wielka Brytania była największym partnerem handlowym Irlandii, więc obie waluty były nadal dość blisko związane.

4. Analiza integracji ułamkowej dla funta irlandzkiego

Dysponuję danymi dotyczącymi dziennych kursów funta irlandzkiego, obejmującymi okres od 1979 r. do 1998 r., a zatem do momentu zastąpienia funta przez euro. Dane dotyczące historycznych wartości kursów są udostępnione przez Bank Centralny Irlandii, na stronie internetowej <http://www.centralbank.ie/eurorates/index.asp>. Datami krytycznymi – wyróżnionymi przez Lothiana i McCarthy – są w tym okresie 1979, 1986 i 1992.

Pierwszy wstępny etap badań polegał na testowaniu integracji badanych kursów przy użyciu testu Phillipsa-Perrona (jako odpornego na heteroskedastyczność). Wartości krytyczne testu (wyznaczone przez MacKinnona (1991))

są równe: $-2,57$ dla poziomu istotności $\alpha = 0,01$, $-1,94$ dla $\alpha = 0,05$ i $-1,62$ dla $\alpha = 0,10$. Wartości statystyki testu Phillipsa-Perrona podane są w tabeli 1.

Tabela 1. Wartości statystyki testu Phillipsa-Perrona dla kursów funta irlandzkiego

	Dla zmiennej	Dla przyrostów	1-1956	1957-3462	3463-4962
LnUSD/IEP	-1,394	-70,09**	-1,767	0,208	-0,692
LnGBP/IEP	-1,127	-67,37**	-0,678	-0,658	-0,702
LnCAD/IEP	-0,594	-70,12**	-1,385	0,129	0,240
LnJen/IEP	-2,254*	-66,79**	-2,211*	-0,509	-0,960

Wartość mniejsza od wartości krytycznej: * dla $\alpha = 0,05$, ** dla $\alpha = 0,01$

Źródło: obliczenia własne

Wyniki estymacji parametru integracji ułamkowej dla kursów funta irlandzkiego są następujące. Obliczenia przeprowadzono zarówno przy użyciu FFT, wymagającej wykorzystania liczby obserwacji będącej potęgą dwójki, jak i przy użyciu dyskretnej transformaty Fouriera, niepodlegającej takim ograniczeniom, a także transformaty falkowej (*wavelet transform*).

Ponieważ cały wykorzystany szereg liczył 4692 obserwacje, więc największą możliwą potęgą dwójki jest 4096. Obliczenia przy użyciu FFT przeprowadzono zatem na podstawie pierwszych 4096 obserwacji, a także na podstawie ostatnich 4096 obserwacji. Dla tych samych podprób obliczenia zostały wykonane przy użyciu transformaty falkowej. Ponadto policzono osobno oceny parametrów integracji ułamkowej dla trzech części szeregu, podzielonych według zasady przyjętej przez Lothiana i McCarthy (2002), czyli

- pierwsza część obejmowała obserwacje od 1979 do końca 1986 r.,
- druga część obejmowała obserwacje od 1987 do końca 1992 r.,
- trzecia część obejmowała obserwacje od 1993 do 1998 r.

W tabelach 2–5 podane są wyniki estymacji parametru integracji ułamkowej dla poszczególnych podprób i dla całości zbioru obserwacji, przy czym „koniec” oznacza, że wyniki obliczono na podstawie końcowych 4096 obserwacji szeregu, „początek” – na podstawie pierwszych 4096 obserwacji. Dla samych kursów obliczone zostały również wartości ocen d dla podanych trzech podprób. Liczba składników, wykorzystanych przy regresji periodogramu, wynosi odpowiednio 70 w przypadku całości obserwacji, 64 w przypadku podpróby („początek” lub „koniec”) liczącej 4096 obserwacji; 44 w przypadku pierwszej części (od 1 do 1956. obserwacji); 38 w przypadku drugiej i trzeciej części (odpowiednio od 1957. do 3462. obserwacji i od 3463. do 4692. obserwacji). Wartości krytyczne dla testu t-Studenta są równe odpowiednio: 2,000 dla 70 i 68 obserwacji, 2,021 dla 40 obserwacji (Kuszeński, Podgórski (1998), tabl. 1 s. 53).

Tabela 2a. Wartości ocen parametru integracji ułamkowej dla logarytmu kursu USD/IEP

Podpróba	Metoda	Ocena d	Błąd oceny	Statystyka t-Studenta dla $H_0: d=1$
Koniec	FFT	1,068	0,076	0,884
	Transformata Falkowa	0,961		
Całość	DFT	1,048	0,075	0,645
Początek	FFT	0,985	0,107	-0,136
	Transformata Falkowa	0,942		
1. część	DFT	1,115	0,105	1,104
2. część		1,110	0,098	1,103
3. część		0,865	0,061	1,104

Tabela 2b. Wartości ocen parametru integracji ułamkowej dla przyrostów logarytmu kursu USD/IEP

Podpróba	Metoda	Ocena d	Błąd oceny	Statystyka t-Studenta dla $H_0: d=0$
Koniec	FFT	-0,0064	0,076	0,084
	Transformata Falkowa	0,0167		
Całość	DFT	0,112	0,082	1,366
Początek	FFT	-0,00403	0,103	-0,039

Źródło: obliczenia własne

Tabela 3a. Wartości ocen parametru integracji ułamkowej dla logarytmu kursu GBP/IEP

Podpróba	Metoda	Ocena d	Błąd oceny	Statystyka t-Studenta dla $H_0: d=1$
Koniec	Transformata Falkowa	0,954		
Całość	DFT	1,124	0,099	1,25
Początek	FFT	0,985	0,107	-0,14
	Transformata Falkowa	0,943		
1. część	DFT	1,115	0,105	1,10
2. część		1,110	0,098	1,12
3. część		0,977	0,1191	-0,19

Źródło: obliczenia własne

Tabela 3b. Wartości ocen parametru integracji ułamkowej dla przyrostów logarytmu kursu GBP/IEP

Podpróba	Metoda	Ocena d	Błąd oceny	Statystyka t-Studenta dla $H_0: d=0$
Koniec	FFT	-0,0808	0,075	-1,08
	Transformata Falkowa	0,0186		
Całość	DFT	0,0748	0,080	0,94
Początek	FFT	-0,00398	0,103	-0,04

Źródło: obliczenia własne

Tabela 4a. Wartości ocen parametru integracji ułamkowej dla logarytmu kursu CAD/IEP

Podpróba	Metoda	Ocena d	Błąd oceny	Statystyka t-Studenta dla $H_0: d=1$
Koniec	Transformata Falkowa	0,964		
Całość	DFT	0,988	0,054	-0,22
Początek	FFT	1,018	0,035	0,51
	Transformata Falkowa	0,978		
1. część	DFT	1,092	0,051	1,80
2. część		1,110	0,095	1,16
3. część		0,888	0,118	-0,95

Źródło: obliczenia własne

Tabela 4b. Wartości ocen parametru integracji ułamkowej dla przyrostów logarytmu kursu USD/IEP

Podpróba	Metoda	Ocena d	Błąd oceny	Statystyka t-Studenta dla $H_0: d=0$
Koniec	FFT	0,120	0,112	1,07
	Transformata falkowa	0,0289		
Całość	DFT	0,2001	0,096	2,08
Początek	FFT	0,102	0,076	1,34

Źródło: obliczenia własne

Tabela 5a. Wartości ocen parametru integracji ułamkowej dla logarytmu kursu 100JPY/IEP

Podpróba	Metoda	Ocena d	Błąd oceny	Statystyka t-Studenta dla $H_0: d=1$
Koniec	Transformata falkowa	2,400		
Całość	DFT	1,114	0,087	1,31
Początek	FFT	1,052	0,073	0,71
	Transformata falkowa	0,936		
1. część	DFT	1,045	0,136	0,33
2. część		1,102	0,142	0,75
3. część		1,140	0,102	1,37

Źródło: obliczenia własne

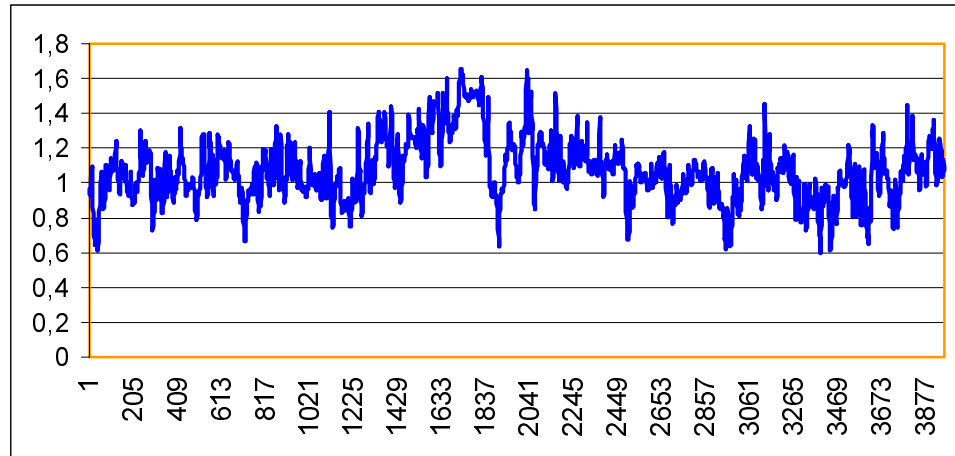
Tabela 5b. Wartości ocen parametru integracji ułamkowej dla przyrostów logarytmu kursu 100JPY/IEP

Podpróba	Metoda	Ocena d	Błąd oceny	Statystyka t-Studenta dla $H_0: d=0$
Koniec	FFT	-0,0416	0,098	-0,42
	Transformata falkowa	0,0114		
Całość	DFT	0,109	0,085	1,28
Początek	FFT	0,0498	0,069	0,72

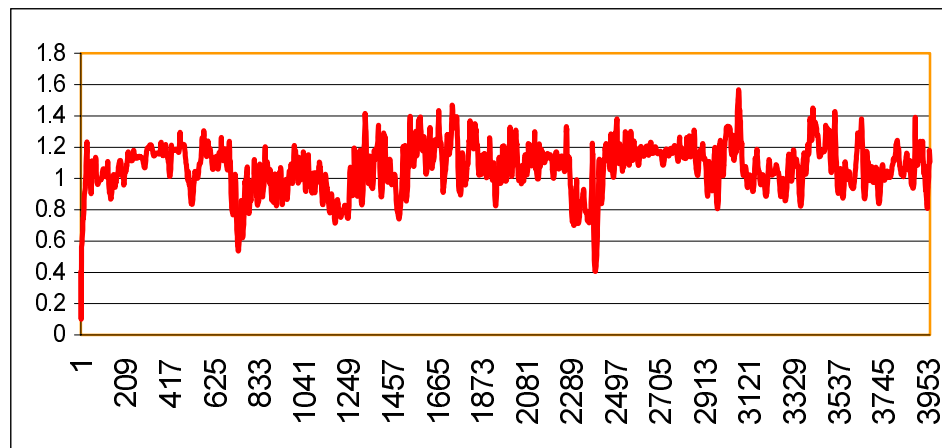
Źródło: obliczenia własne

Wyniki są zatem następujące. Obliczone wartości statystyki t-Studenta w żadnym przypadku nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy, że prawdziwa wartość parametru integracji jest równa 1 dla logarytmu kursu, zaś 0 dla przyrostów. Wartości ocen parametrów otrzymane metodą transformaty falkowej na ogół nie przekraczają 1, zaś FFT i dyskretna transformata Fouriera dla końca i dla całości próby dają większe oceny parametru d niż dla początkowych 4096 obserwacji: przypomina to wyniki otrzymane dla kursów złotych.

Z kolei porównanie ocen parametru d otrzymanych metodą GPH przy użyciu dyskretnej transformaty Fouriera dla trzech podokresów wyróżnionych przez Lothiana i McCarthy prowadzi do następujących wniosków. Wartości ocen parametru są dla logarytmów kursu dolara amerykańskiego, funta i marki większe od 1 w pierwszych dwu podokresach, natomiast w trzecim – mniejsze od 1. W przypadku kursu jena wszystkie trzy oceny parametru mają zbliżoną wartość, większą od 1. Błędy ocen są dla kursu USD coraz mniejsze dla pierwszego, drugiego i trzeciego podokresu, dla CAD przeciwnie – rosnące, dla GBP – mniejsze w drugim podokresie niż dla pozostałych, zaś dla kursu jena – wyrównane.



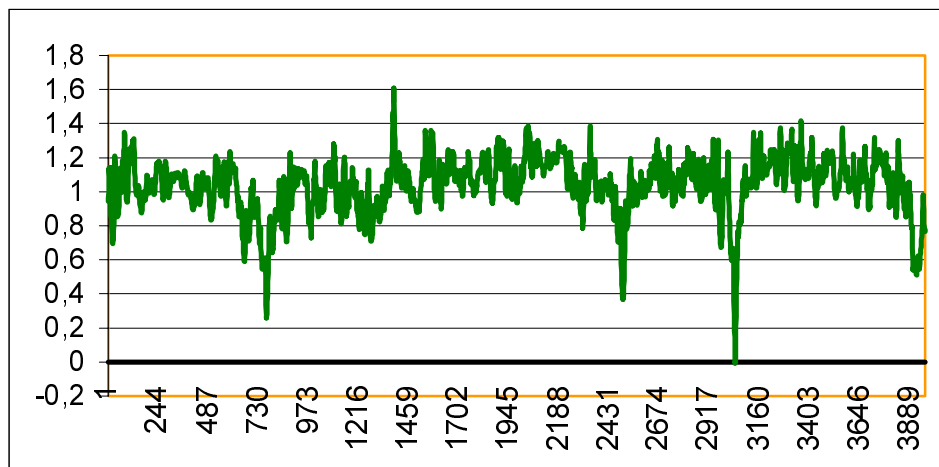
Rys. 2. Wykres rekurencyjnych ocen parametru integracji ułamkowej dla kursu USD/IEP. Źródło: obliczenia własne



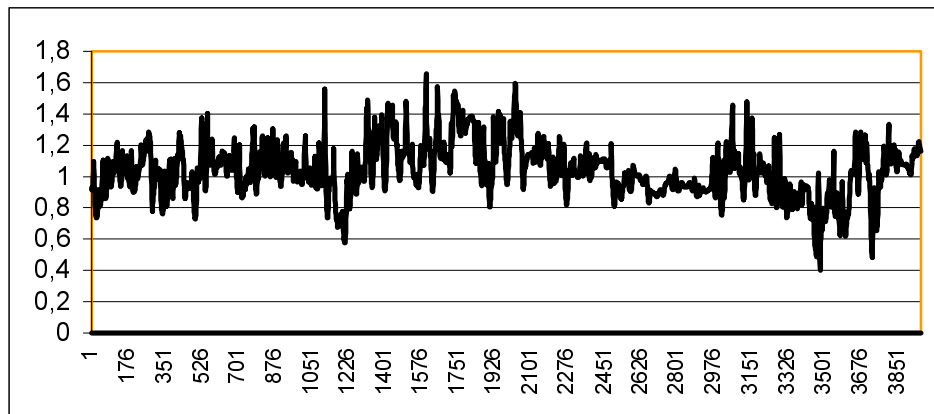
Rys. 3. Wykres rekurencyjnych ocen parametru integracji ułamkowej dla kursu GBP/IEP. Źródło: obliczenia własne

Rysunki 2–5 przedstawiają wykresy rekurencyjnych ocen parametru integracji ułamkowej, otrzymanych na podstawie podprób o stałej liczebności. Wykres dla kursu GBP jest dość wyrównany, widać jednak zmianę w okolicy siedemsetnej podpróby oraz 2300–2400 podpróby. Natomiast w okolicy 3000. podpróby występuje wzrost wartości. W analogicznych miejscach występują wychylenia wartości d dla kursu dolara kanadyjskiego, zazwyczaj w tym samym kierunku co dla funta, jedynie w okolicy 3000 obserwacji wychylenie jest w przeciwnym kierunku i ocena jest bliska 0. Natomiast dla kursu dolara amerykańskiego wykres jest mniej regularny niż dla funta i dolara kanadyjskiego. Zwłaszcza w okolicy 1600–1800 podpróby oceny wahają się wokół dość wyso-

kiej wartości, a następnie dość znacznie się zmniejszają. Z kolei oceny dla jena wykazują mniejsze wahania niż dla pozostałych walut, przy czym należy zwrócić uwagę na przedział od 2100 do 3000 podpróby – obliczone wartości ocen parametru d są tu znacznie bardziej ujednolicone niż w pozostałych przedziałach. Ponieważ podpróby wykorzystane do wyznaczania ocen d w sposób rekurencyjny liczą po 500 obserwacji, zatem 1600–1800 podpróba obejmuje punkt podziału pierwszego i drugiego podokresu, wyróżnionego przez Lothiana i McCarthy. Natomiast 3000 podpróba kończy się również w miejscu wybranego przez nich podziału.



Rys. 4. Wykres rekurencyjnych ocen parametru integracji ułamkowej dla kursu CAD/IEP. Źródło: obliczenia własne.



Rys. 5. Wykres rekurencyjnych ocen parametru integracji ułamkowej dla kursu 100JPY/IEP. Źródło: obliczenia własne.

Reasumując, przeprowadzona analiza kursów wybranych walut względem funta irlandzkiego wskazuje, że zachowanie ocen parametru integracji ułamkowej dla tych kursów jest odmienne niż dla kursów złotych. Tym niemniej wyniki rekurencyjnej estymacji parametru d odzwierciedlają – podobnie jak to było dla kursów złotych – zmiany zachowań tych kursów.

Literatura

- Baillie, R., Bollerslev, T. (1989), The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional Variance Tale, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, s. 297–305.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., MacKinlay, A. C. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton.
- Domański, Cz., Pruska, K. (2000), *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa.
- Geweke, J., Porter-Hudak, S. (1993), The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models, *Journal of Time Series Analysis*, 4, s. 221–238.
- Kuszeński, P., Podgórski, J. (1998), *Statystyka: wzory i tablice*, SGH, Warszawa.
- Lothian, J.R., McCarthy, C. H. (2002), Real Exchange Rate Behaviour under Fixed and Floating Exchange Rate Regimes, *The Manchester School*, 70(2), s. 229–245.
- MacKinnon, J. G. (1991), Critical Values for Cointegration Tests, rozdział 13 w: *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, red. Engle, R. F., Granger, C. W. J., Oxford University Press, Oksford.
- Sowell, F. (1990), The fractional unit root distribution, *Econometrica*, 58(2), s. 495–505.
- Syczewska, E. M. (2002a), Analiza niestacjonarności kursu walutowego USD/PLN na podstawie danych dziennych i miesięcznych, *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, zeszyt 10/2002, red. nauk. Tomasz Szapiro, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej, Warszawa, str. 159–175.
- Syczewska, E. M. (2002b), Analiza wahań kursów a ułamkowa integracja, w: *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych III*, redakcja naukowa Arkadiusz Orłowski, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2003.
- Syczewska, E. M. (2002c), Analogie pomiędzy kursami złotowymi a dolarowymi na podstawie testów kointegracji i przyczynowości, rozdział w: *I Konferencja "Modelowanie procesów ekonomicznych"*, WSH Kielce – SGGW Warszawa, Kielce 2002, s. 241–248.
- Syczewska, E. M. (2002d), Analiza wahań wybranych kursów walutowych a estymacja integracji ułamkowej, *Prace Instytutu Ekonometrii*, Szkoła Główna Handlowa, Kolegium Analiz Ekonomicznych, Warszawa 2002.
- Talaga, L., Zieliński, Z. (1986), *Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznym*, PWN, Warszawa.
- Załużka-Kotur, M., Krukowski, S., Orłowski, A. (2002), Niestandardowa analiza fluktuacji kursu dolara amerykańskiego w monografii: Modelowanie procesów ekonomicznych, redakcja naukowa Dziubdziela, W., Orłowski A., Wydawnictwo WSH, Kielce, 2002, s. 271–278.