

Helena BEREŚ*
Krzysztof BEREŚ*
Jolanta ZIĘBA*

Kurs złotego w świetle analizy falkowej

Wstęp

W pracy analizujemy notowania dzienne kursów walutowych pochodzące z fixingu NBP, w okresie od 01.05.1993 r. do 21.03.2006 r., w konwencji cenowej jako wartość jednostki waluty zagranicznej w walucie krajowej. Dane pochodzą z Bazy Danych NBP, przedstawiają średnie kwotowania polskiego złotego *PLN* do walut bazowych *EURO* i *USD* w ujęciu biznesowym, tj. bez świąt i dni wolnych od pracy. Do czasu wprowadzenia do obiegu euro, tzn. do 31.12.2001 r., używano notowań złotego do *ECU*. W celach porównawczych zbadano kursy krzyżowe, *USD/EUR* i *EUR/USD*, oraz koszyk kursowy złotego, zbudowany w 55% z *EUR* i w 45% z *USD*:

$$\begin{aligned} \text{koszyk} &= 0,55 \cdot \text{EUR/PLN} + 0,45 \cdot \text{USD/PLN} = \\ &= 0,55 \cdot \text{EUR/PLN} \cdot (1 + \text{USD/EUR}) - 0,1 \cdot \text{USD/PLN} \end{aligned}$$

Zbadano również własności wskaźnika zdefiniowanego jako nadwyżka *USD/PLN* nad koszykiem. Kiedy kurs *EUR/PLN* zostanie usztywniony, nadwyżka ta będzie miała rozkład zbliżony do kursu *USD/EUR*:

$$\begin{aligned} (\text{USD/PLN}) - \text{koszyk} &= \text{USD/PLN} - (0,55 \cdot \text{EUR/PLN} + 0,45 \cdot \text{USD/PLN}) = \\ &= 0,55 \cdot (\text{USD/PLN} - \text{EUR/PLN}) = 0,55 \cdot \text{EUR/PLN} \cdot (\text{USD/EUR} - 1) \end{aligned}$$

Kwotowania par walut na forexie są przeprowadzane w odniesieniu do dolara, natomiast pozostałe pary określa się mianem kursów krzyżowych. Kurs *EUR/PLN* jako kurs krzyżowy jest więc procesem pochodnym, jednak w tym, jak i w innych przypadkach, skoordynowana aktywność uczestników rynku może sprawić, że kurs ten będzie się przez pewien czas rozwijał w oderwaniu od relacji *USD/EUR* i *USD/PLN*.

* H. Bereś i K. Bereś są emerytowanymi pracownikami Politechniki Świętokrzyskiej w Kilecach, a J. Zięba jest pracownikiem Biura Prognoz i Projekcji NBP. Artykuł wpłynął do redakcji w grudniu 2008 r. Autorzy składają serdeczne podziękowanie anonimowym recenzentom oraz panom profesorom: Markowi Gruszczyńskiemu, Ryszardowi Kokoszczyńskiemu, Jerzemu Osiatyńskiemu i Andrzejowi Sławińskiemu za uwagi i komentarze do wcześniejszych wersji tej pracy. Ewentualne błędy obciążają wyłącznie autorów.

Wybrany okres badania kursów walutowych charakteryzował się szybkimi zmianami cen CPI a ponadto 12.04.2000 r. nastąpiło uwolnienie kursu walutowego w Polsce.

Za pomocą metody wygładzania procesów o dużej zmienności, podanej przez Donoho i Johnstone [1994] oraz Odgen i Parzen [1996a, b] wyznaczono trendy badanych procesów.

W tablicy 1 pokazano odchylenia standardowe, które świadczą o elastyczności, z jaką zjawisko długoterminowe, obserwowane w krótkim horyzoncie czasowym, reaguje na małe zaburzenia losowe. W przypadku kursów polskich ta elastyczność jest bardzo duża, co dowodzi ich niestabilności. Średniokwadratowe odchylenie procesu od linii trendu (σ)¹ dla kursów *USD/EUR* jest natomiast bardzo małe, chociaż wzrosło ono istotnie po wprowadzeniu euro i załamaniu się rynku akcji nowych technologii w r. 2000. Szum we wszystkich przypadkach ma rozkład zbliżony do normalnego.

Tablica 1

**Średniokwadratowe odchylenia trendu i szumu średnich kursów walutowych
w okresach przed i po uwolnieniu kursu walutowego w Polsce**

Okres	01.05.93 – 11.04.00	12.04.00 – 21.03.06	01.05.93 – 11.04.00	12.04.00 – 21.03.06
	trend		szum	
kursy	$T \sigma 1$	$T \sigma 2$	$S \sigma 1$	$S \sigma 2$
<i>USD/PLN</i>	0,715	0,394	0,0757	0,1044
<i>EUR/PLN</i>	0,635	0,334	0,0833	0,0889
(koszyk)	0,663	0,233	0,0587	0,0717
<i>USD/EUR</i>	0,068	0,139	0,0153	0,0181
<i>EUR/USD</i>	0,089	0,155	0,0186	0,0216
<i>USD-koszyk</i>	0,121	0,312	0,0284	0,0361

Kurs walutowy

Nominalny kurs walutowy wyraża stosunek liczbowy, w jakim dokonuje się międzynarodowej wymiany walut. Jeśli nie ograniczają tego przepisy krajowe i porozumienia międzynarodowe, kursy kształtują się swobodnie, w zależności od podaży walut i popytu zgłaszanego przez wszystkich uczestników życia gospodarczego. Bieżący poziom nominalnego kursu walutowego jest więc wynikiem krótkookresowej równowagi na rynku walutowym. Ten rodzaj równowagi może odbiegać od tzw. równowagi długookresowej, określanej przez realne czynniki ekonomiczne. Rozwój ponadnarodowych instytucji gospodarczych oraz

¹ σ – średniokwadratowe odchylenie procesu od linii trendu, wyznaczonej za pomocą aproksymacji falkowej dla $J_0 = 4$ i $\alpha = 0.05$, podobnie jak w pracy Bereś H., Bereś K., Dziubdziela W. [2004].

rynków finansowych sprawiły, że rozliczenia związane z przepływami towarów stanowią obecnie niewielki ułamek transakcji walutowych. Wpływ czynników realnych w określaniu długookresowego poziomu kursu walutowego jest złożony i nie ma jednoznacznej interpretacji teoretycznej. W systemie kursów stałych poziom ten w dużym stopniu zależy bezpośrednio od systemu, a w przypadku kursów płynnych wpływa nań określony rodzaj oczekiwań. Główną zaletą systemu kursu płynnego jest możliwość prowadzenia autonomicznej polityki pieniężnej oraz mniejsza podatność waluty na ataki spekulacyjne. Wadą jest nieprzewidywalność i koszty transakcyjne spowodowane niepewnością.

Przedstawiana praca ma charakter empiryczny i polega na badaniu szeregu danych kursów dziennych. W celu przybliżenia warunków, które bezpośrednio oddziałują na poziom kursu omawiamy najważniejsze czynniki determinujące kurs walutowy, takie jak: system kursowy (w tym ewolucję systemu polskiego), organizację rynku walutowego i zachowania inwestorów oraz niektóre teoretyczne aspekty kursu walutowego, wykorzystywane w prognozach krótko- i długookresowych.

Międzynarodowy i krajowy system walutowy

Po drugiej wojnie światowej międzynarodową wymianę handlową regulował parytetowy system kursów stałych określony w porozumieniu z Bretton-Woods. Wykorzystywał on status dolara amerykańskiego mającego pokrycie w złocie (35 USD za uncję) jako walutę rezerwową i określał względem niego warunki wymiany innych walut. Wahania kursów do dolara były dozwolone tylko w wąskim paśmie $\pm 1\%$. Po prawie 30 latach obowiązywania system ten załamał się jednak z powodu częstych napięć, do których dochodziło w związku z szybkim rozwojem ekonomicznym Europy Zachodniej i Japonii. 15 sierpnia 1971 r. amerykański prezydent Richard Nixon w wystąpieniu telewizyjnym jednostronnie wypowiedział uczestnictwo Stanów Zjednoczonych w tym porozumieniu. Oznaczało to odroczenie płatności za złoto i w praktyce jego demonetyzację, zniesienie kontroli handlu złotem, koniec ery kursów stałych i w efekcie – kryzys walutowy. Kilka krajów europejskich pozwoliło wtedy na swobodną fluktuację swoich kursów do dolara, jedne zdewaluowały walutę, inne były zmuszone do rewaluacji. Dolar amerykański został zdewaluowany w stosunku do złotego parytetu o 10% i zrezygnowano z utrzymywania stałego złotego standardu.

Upadający system kursowy zastąpiła połączona fluktuacja, tzw. wąż w tunelu – system porozumień dwustronnych zobowiązujący do utrzymywania kursów do dolara w paśmie od 1% do 2,25%. Niekontrolowane wahania kursów były jednak silniejsze i pomimo skoordynowanych interwencji banków centralnych po upływie trzech lat system upadł. Wzmocnieniu uległa natomiast stabilizacyjna rola MFW, który wprowadził w tym okresie walutę rezerwową w postaci Specjalnych Praw Ciągnięcia (SDR) oraz system kredytów na pokrywanie deficytów w bilansie płatniczym. W tym samym czasie, w Europie Zachodniej,

pojawiły się koncepcje zmierzające do ustanowienia unii gospodarczo-walutowej (Plan Wenera), które ostatecznie nie zostały zrealizowane ze względu na kryzys dolara, szok naftowy oraz rozbieżności interesów między krajami.

W zewnętrznych stosunkach gospodarczych z USA, państwa Europejskiej Wspólnoty Gospodarczej występowały jako jednolity podmiot i utworzyły w 1972 r. Związek Kursów Walutowych, który opracował „europejskiego węża walutowego”, tj. system regulujący wymianę walutową ośmiu państw członkowskich między sobą. W roku 1979, z inicjatywy Niemiec i Francji, powstał Europejski System Walutowy (ESW), na który złożyły się: mechanizm kursowy, mechanizm kredytowy oraz powiązana z dolarem jednostka rozliczeniowa (koszyk walut) ECU. Zmiany ECU względem dolara podlegały kierowanej fluktuacji, natomiast waluty krajów członkowskich mogły zmieniać swoje kursy wewnętrzne w granicach $\pm 2,25\%$.

Z powodu różnic w polityce gospodarczej oraz pod wpływem nasilania się spekulacji walutowej, dochodziło do kryzysów i zrywania parytetów. W celu przeciwdziałania, w sierpniu 1993 r., wprowadzono szeroki, 15% korytarz wahań kursów wewnętrznych, a rolę stabilizatora zewnętrznego w miejsce ECU przejęła marka niemiecka (DM). W styczniu 1999 r. markę zastąpiła nowo utworzona waluta wspólna – euro, na którą początkowo zdecydowało się 11 krajów europejskich. W późniejszym okresie wprowadziły euro: Grecja, Malta, Cypr i Słowenia, w styczniu 2009 dołączy Słowacja, zwiększając liczbę krajów strefy euro do 16. Starania o przyjęcie waluty wspólnej zależą od spełnienia kryteriów z Maastricht, następnie kraje uczestniczą w Europejskim Systemie Walutowym II, który reguluje kursy wewnętrzne względem euro. Z pośród 28 krajów członkowskich UE poza systemem pozostaje 11 państw: Wielka Brytania, Szwecja oraz nowe kraje członkowskie z wyjątkiem Słowenii i Słowacji. Szczególnym przypadkiem jest stanowisko Danii, której podobnie jak Wielkiej Brytanii przysługuje traktatowe prawo „Opt-Out”, czyli prawo zachowania własnej waluty. Dania jest jednak od 1999 r. dobrowolnym członkiem Europejskiego Mechanizmu Kursów Walutowych². Według danych BIS, przed wystąpieniem kryzysu na rynku kredytów hipotecznych w USA, w światowym handlu dewizowym 28% obrotów przypadało na parę walutową USD z EUR, 17% na parę USD z JPY a 14% na GBP z USD. Istotną rolę w handlu walutowym odgrywa również frank szwajcarski (CHF), jego zmiany są jednak skorelowane ze zmianami euro. Od stabilności wymiany 4 walut zależy więc stabilność globalnego systemu gospodarczego.

Po drugiej wojnie światowej aż do roku 1990 złoty nie był walutą wymienną. Zmiany polskiego systemu kursowego zapoczątkowało wprowadzenie w styczniu 1990 r. tzw. wymiennalności wewnętrznej, czyli dopuszczenie do wymiany złotego przez rezydentów oraz w obrotach bieżących z zagranicą.

² Korona duńska od 1987 r. była powiązana z marką niemiecką. Po zamianie marki na euro, Dania przystąpiła do systemu ERM II, w późniejszym referendum zdecydowano jednak o zachowaniu korony. Ustalono stały kurs korony duńskiej do euro, który ma wąsko określone pasmo wahań $\pm 2,25\%$ i stanowi cel pośredni krajowej polityki pieniężnej.

Oficjalny poziom kursu walutowego USD/PLN ustalono na poziomie kursu czarnorynkowego, a następnie dokonano skokowej dewaluacji w styczniu 1990 o 46,2%. Do 16 maja 1991 roku, **kurs złotego do dolara był stały**, utrzymywany na poziomie 9500. W maju 1991 nastąpiło odejście od dolara jako jednostki standartowej wartości złotego i przejście do koszyka walut jako podstawy wyznaczania kursu złotego. Koszyk tworzyło pięć walut o podstawowym znaczeniu dla struktury obrotów polskiego handlu zagranicznego, 45% stanowił dolar amerykański, 35% – marka niemiecka, 10% – funt szterling, 5% – frank francuski oraz 5% – frank szwajcarski. Równoległe do tej zmiany, dokonano dewaluacji złotego w stosunku do walut obcych. W stosunku do dolara o 14,4%, do marki o 14,4%, do funta o 14,5%, do franka francuskiego o 14,4% a do franka szwajcarskiego o 14,1%. Wartość dolara amerykańskiego wyznaczona została na poziomie 11100 zł. Ustalono również, że taka jest też wartość koszyka walut, którą od 15 października 1991 roku podwyższano w dniach ogłaszania tabeli kursów średnio o 9 zł, z zastrzeżeniem, że w skali miesiąca zmiana ta nie może przekroczyć 1,8%. Dopuszczono do codziennych zmian kursów walut obcych w koszyku w zależności od ich notowań na giełdzie frankfurckiej. Mechanizm ten łagodził wpływ wahań kursów krzyżowych na wartości kursów referencyjnych złotego i nosił nazwę kursu pełzającego (crawling peg)³. Aprecjonowanie się dolara do marki oraz wysoki poziom inflacji krajowej powodowały jednak narastanie niekorzystnych tendencji w wymianie handlowej oraz spadek rezerw zagranicznych. Parytetowy kurs złotego zdevaluowano skokowo 26 lutego 1992 r. o 12% (w tym do dolara o 11,7% a do marki o 12,3%). Kolejną skokową dewaluację (o 8%) przeprowadzono 27 sierpnia 1993 r. z powodu rozbieżności cenowych powstałych po wprowadzeniu podatku VAT.⁴ Zwiększono także kwotę dewaluacji dziennej koszyka do 15 zł. W latach 1991-1995 obowiązywał ten sam **system kursu pełzającego**, złożony z kursu centralnego i mechanizmu kroczącej dewaluacji koszyka 5 walut. Złoty był dewaluowany przez 5 dni w tygodniu o stałą kwotę, w skali zapewniającej utrzymanie założonej dewaluacji średniomiesięcznej.

W maju 1993, a więc trzy miesiące przed zastąpieniem ECU przez markę niemiecką i rozszerzeniu korytarza wahań walut europejskich do 15%, rozpoczęto proces uelastyczniania systemu kursowego w Polsce. Polegało to na stopniowym znoszeniu ograniczeń wymiany walutowej oraz zmniejszaniu tempa dewaluacji średniomiesięcznej, początkowo równej 1,8% do 1,4% pod koniec roku 1994 aż do poziomu do 0,3% w marcu 1999 r.

W maju 1995 r. zasadę kursu pełzającego zastąpiono **mechanizmem dewaluacji pasma wahań**, a w grudniu tego roku, dzięki 6-cio procentowej rewaluacji, dostosowano poziom parytetu centralnego do poziomu bieżącego kursu rynkowego.

³ „Sprawozdanie z realizacji polityki pieniężnej w 1991 roku”, s. 62-66, NBP, Warszawa, kwiecień 1992.

⁴ „Sprawozdanie z realizacji polityki pieniężnej w 1993 roku”, s. 27, NBP, Warszawa 1994.

W lutym 1998 r. Rada Polityki Pieniężnej (RPP) wprowadziła, kontynuowaną do chwili obecnej, strategię bezpośredniego celu inflacyjnego, co wymagało wycofania się z polityki kursowej. Od lipca 1998 r. nie przeprowadzano więc bezpośrednich interwencji na rynku walutowym, obniżano tempo miesięcznej dewaluacji kursu i poszerzano pasmo dopuszczalnych wahań kursu wokół parytetu centralnego. Formalna decyzja o upłynnieniu złotego zapadła w kwietniu 2000 r., lecz w praktyce kurs był już wolny wcześniej, co zbiegło się w czasie z powstaniem waluty europejskiej w 1999 r. Ponieważ Polska jest krajem, który ok. $\frac{3}{4}$ obrotów handlowych oraz ok. $\frac{1}{2}$ płatności związanych z obsługą długu zagranicznego realizuje w euro, fakt, że od początku istnienia euro kurs złotego był kursem płynnym, ma duże znaczenie dla badań empirycznych nad kursem EUR/PLN.

Poniżej, kolejne etapy odchodzenia od systemu administrowanego do systemu kursu płynnego w Polsce w analizowanym przez nas okresie od 1 maja 1993 do 21 marca 2006:

- 1 maja 1993 r. obowiązywał system kursu pełzającego dla koszyka 5 walut, w tym: 35% DEM, 45% USD, 10% GBP, 5% FRF, 5% CHF⁵ (w pracy założyliśmy, że po 1 maja 1993 średnie odchylenie kursu rynkowego od kursu NBP wynosiło $\pm 1\%$),
- 16 maja 1995 r. wprowadzenie pasma pełzającego o rozpiętości $\pm 7\%$,
- 25 lutego 1998 r. poszerzenie pasma pełzającego do $\pm 10\%$, a 28 października do $\pm 12,5$,
- 1 stycznia 1999 r. zastąpienie koszyka 5 walut koszykiem 2 walut: 55% EUR i 45% USD, nowy parytet centralny,
- 25 marca 1999 r. zakres pasma wahań wokół parytetu rozszerzono do $\pm 15\%$,
- 7 czerwca 1999 r. zlikwidowano walutowy fixing transakcyjny NBP z bankami komercyjnymi, umożliwiającą bankom przeprowadzanie transakcji walutowych z NBP na koniec dnia, skup walut netto przez NBP po ustalonej przez siebie cenie. Od tej chwili kurs walutowy nie miał już praktycznie żadnych ograniczeń,
- 12 kwietnia 2000 r. decyzją RPP w porozumieniu z Radą Ministrów wprowadzono system kursu płynnego, który obowiązuje do chwili obecnej⁶.

⁵ Koszyk, dla którego NBP wyznaczał kursy parytetowe wobec walut wchodzących w jego skład powstał w 1991 r. Do jego obliczenia uwzględniano bieżące relacje kursowe na rynku światowym pomiędzy walutami składowymi oraz wagi walut w koszyku. Łagodziło to wpływ wahań kursów krzyżowych na wartości kursów referencyjnych złotego wobec każdej z tych walut z osobna. W 1999 r. nadal obowiązywał ten sam mechanizm, ale w odniesieniu do dwóch walut. Patrz: „Sprawozdanie z wykonania założeń polityki pieniężnej w 1999 roku”, s. 31-35, NBP, Warszawa, 2000.

⁶ NBP, Sprawozdanie z wykonania założeń polityki pieniężnej w 2000 roku, s. 21-25, Warszawa 2001.

Identyfikacja procesu kursowego na podstawie zachowań uczestników rynku walutowego

Międzynarodowa wymiana walut odbywa się za pośrednictwem rynku walutowego. Rynek ten, w odróżnieniu od innych, nie ma określonej lokalizacji ani nadzorującego centrum. Jest to zdecentralizowany system zawierania transakcji drogą połączeń telefonicznych i internetowych, w małym stopniu regulowany prawnie. Cechuje go duża łatwość podejmowania gry spekulacyjnej, dopuszczanie porozumień mogących pozbawić bank centralny wpływu na kurs własnej waluty i brak uregulowań podatkowych. Jest to również największy (ok. 2 bln USD obrotów dziennie), najbardziej płynny i konkurencyjny rynek świata, którego siłą napędową są arbitraż i dźwignia finansowa. Notowania najważniejszych par walutowych, takich jak USD/EUR czy USD/JPY zmieniają się kilkanaście tysięcy razy w ciągu dnia. Pomimo że niektóre kontrakty mogą być rozliczane za pośrednictwem giełdy handlowej, większość obrotów walutowych dokonuje się w systemie pozagiełdowym, na globalnym rynku forex (Foreign Exchange, FX market). Kwotowania na forexie mają miejsce całą dobę przez siedem dni w tygodniu. Forex podzielony jest na sekcje: rynek międzybankowy (interbank market), kasowy (spot market, rozliczany po dwóch dniach), terminowy (forward) oraz rynek opcji OTC (over the counter).

Najważniejszą grupą uczestników forexu stanowią inwestorzy zagraniczni netto⁷ szukający odpowiedniej stopy zwrotu. Ich decyzje nie zależą od kursu walutowego, lecz od **realnej stopy procentowej**. Strategie spekulacyjne (carry trade), wykorzystywane zwłaszcza przez fundusze hedgingowe, orientują się jednak tylko na różnice w nominalnym oprocentowaniu walut, ponieważ teoretycznie przynoszą zysk tylko w stabilnym i przewidywalnym środowisku makroekonomicznym⁸. Rynek walutowy otwiera inwestorom zagranicznym drzwi do krajowego rynku pieniężnego, dlatego inwestowanie w instrumenty finansowe zależne od stopy procentowej, jak dłużne papiery wartościowe, oprócz wrażliwości na zmiany oficjalnych stóp procentowych uwzględnia ryzyko utraty wartości realnej.

Podaż inwestorów netto równoważy popyt eksporterów netto, którzy dokonują wymiany walut lub szukają zabezpieczeń dla transakcji. W tych relacjach ustala się kurs wymiany, który jest „pośrednikiem” między krajowym rynkiem kredytowym a rynkiem międzynarodowych depozytów dewizowych. Rynek walutowy jest więc miejscem intensywnych przepływów kapitałowych. Średnie dzienne obroty walutowe netto na polskim rynku w 1998 r. wyniosły 2,6 mld USD a w roku 2006 wzrosły do 14,5 mld, z czego 54% przypadało na parę USD z PLN a na parę EUR z PLN 10%. Prawie 30% obrotów odbywało

⁷ Na rynku walutowym aktywami są depozyty.

⁸ Carry trade polega na przenoszeniu kapitału z miejsc, w których jest on dostępny bezpiecznie i tanio (na przykład Japonia) do miejsc, gdzie jest on inwestowany bezpiecznie i drogo (na przykład Nowa Zelandia). Niesie to ze sobą ryzyko rozkręcenia bańki spekulacyjnej, o ile władze monetarne nie przeciwdziałają odpowiednio wcześniej.

się bez udziału złotego, dominowała para USD z EUR a jej udział w całości stanowił 13%. Transakcje walutowe zawierane są głównie między bankami, warto podkreślić, że banki niebędące rezydentami w 2006 r. zrealizowały 80% wszystkich obrotów⁹.

Zachowania uczestników rynku walutowego wpływają na kurs zarówno w krótkim, jak i w dłuższym horyzoncie i są silnie powiązane z cyklicznością ogłaszania podstawowych wskaźników gospodarczych oraz decyzji władz monetarnych. W szczególności, w regularnych odstępach czasu podejmowane są decyzje dotyczące poziomu oficjalnych stóp procentowych. Decyzje te wpływają na warunki realizacji procesów gospodarczych i kształtują oczekiwania. Wraz ze zmianą stóp procentowych natychmiast może ulec zmianie kurs walutowy, a po pewnym czasie inflacja, zatrudnienie, perspektywy wzrostu gospodarczego i konkurencyjność wobec zagranicy. Decyzje władz monetarnych rynki finansowe dyskontują szybko, często nawet z wyprzedzeniem prowadzą grę na obniżkę lub podwyżkę stopy procentowej. Przewidywanie przyszłych reakcji władz monetarnych jest jednak obciążone niepewnością i wpływa na niestabilność bieżących notowań. Nie wiadomo bowiem z góry, jakie będą skutki tych decyzji, w szczególności jaka będzie realna stopa procentowa, co zdecyduje o krótkookresowej równowadze rynku walutowego w przyszłości. Jeśli zła wycena kursu walutowego przyczyni się do zaburzeń po stronie popytu, pogorszy równowagę makroekonomiczną i wpłynie na relacje długookresowe w całej gospodarce.

Transparentna polityka banku centralnego może sprawić, że tego typu zaburzenia będą mniejsze. Podstawowe znaczenie dla rozwoju procesu kursowego ma bowiem to, czy oczekiwania kursowe inwestorów są co do kierunku zbieżne, czy też nie, z zamierzeniami polityki pieniężnej. Tak więc nie tylko zbiór informacji, ale również sposób komunikowania się władz monetarnych z rynkiem i reakcje inwestorów wpływają na bieżącą wycenę kursu walutowego i są odzwierciedlone w danych o dużej częstotliwości zmian. W celu podejmowania krótkookresowych decyzji na rynkach finansowych stosuje się powszechnie metody **analizy technicznej**. Bennett [2000] zauważa, że prognozy otrzymane tymi metodami mają charakter samospełniającego. Łatwo to zrozumieć, biorąc pod uwagę, że zarówno stosowane programy obliczeniowe, jak i zakres dostępnych informacji jest dla wszystkich uczestników rynku taki sam. Jeżeli wszyscy wiedzą to samo, otrzymują podobną prognozę dla danego horyzontu czasowego zarówno sprzedający, jak i kupujący reagują więc w zgodny sposób i prognozy stają się faktem. Prognoza ta nie wynika jednak z zależności przyczynowo-skutkowych, lecz stanowi efekt subiektywnej interpretacji danych oceny ryzyka.

Funkcjonowanie rynku w sposób ciągły ułatwia podejmowanie decyzji na podstawie informacji przypadkowych. Tak więc połączenie niewłaściwej wyceny rynku z szumem informacyjnym może się utrzymywać całkiem długo, aż do czasu pojawienia się kolejnej informacji o znaczeniu podstawowym dla wyceny

⁹ Na podstawie Zintegrowanej Bazy Danych Ekonomicznych NBP.

kursu. Dane tikowe¹⁰ pokazują, że kurs walutowy silnie reaguje na szum informacyjny, co ułatwia grę spekulacyjną lub jest przez nią stymulowany. Skłonność do spekulacji połączona ze sprawdzaniem się prognoz z analizy technicznej destabilizuje kurs, odrywając go od poziomu spójnego z działaniem podstawowych czynników ekonomicznych.

Zła wycena rynku powoduje straty, nastroje pogarszają się lub rośnie skłonność do hazardu. W obu przypadkach staje się to źródłem dalszych błędów w wycenie kursu. W tych warunkach kurs walutowy będzie wykazywał wahania, których nie sposób wyjaśnić determinizmem działania podstawowych czynników ekonomicznych ani zaburzeniami typu biały szum o stałym poziomie. Będą to zaburzenia przypadkowe nieregularne przypominające chaos. W związku z kumulacją tych efektów straty lub zyski poszczególnych grup inwestorów mogą być nieproporcjonalnie duże w stosunku do pierwotnego niedoszacowania lub przeszacowania poziomu kursu otrzymanego z analizy technicznej. Z jednej więc strony decyzje władz monetarnych determinują poziom kursu, zaś z drugiej, wiarygodność tych władz, sposób komunikowania się z rynkiem oraz spekulacja i psychologiczne reakcje inwestorów powodują, że kurs przestaje być przewidywalny w oparciu o jakiekolwiek „twarde” zasady. Odnosi się nawet wrażenie, że czynniki fundamentalne odgrywają całkowicie przypadkową rolę w tworzeniu długookresowego trendu. Obserwując rynki finansowe Peters [1997] zauważył, że inwestorzy określają wartości za pomocą przedziałów, których wielkość zależy nie tylko od dostępnej informacji, ale także od przeświadczenia, po jakiej cenie sprzedający sami byliby skłonni kupić. Sugeruje on, że ceny kupna i sprzedaży są określane tylko z pewnym prawdopodobieństwem. Podobny efekt wywołuje przypisywanie przez inwestorów zagranicznych walutom krajów rozwijających się wspólnego ryzyka (przykład Polska, Czechy i Węgry). W rezultacie, waluta jednego kraju może się deprecjonować bez względu na własną sytuację, lecz pod wpływem złej kondycji gospodarczej innego kraju z regionu. Dodatkowy wpływ na kurs mają czynniki zewnętrzne, działające przypadkowo, i czynniki strukturalne, takie jak głębokość rynku, które w pewnych okolicznościach mogą sprzyjać spekulacji obliczonej na uzyskiwanie zysków z dużych i częstych wahań.

Poniżej przedstawiamy identyfikację statystycznych własności kursu walutowego w zależności od rodzaju informacji i reakcji inwestorów:

- deterministyczny trend jako rezultat działania podstawowych czynników ekonomicznych i decyzji władz monetarnych,
- obciążenie losowe spowodowane odkładaniem informacji w czasie, tzw. zachowania stadne,
- logika rozmyta ze względu na przedziałowe ustalanie cen [Peters, 1997],
- skośność ze względu na asymetrię relacji sprzedam-kupię (sprzedam drogo – kupię tanio),

¹⁰ Dane pochodzące z systemu notowań.

- chaos związany ze spełnianiem się prognoz analizy technicznej i kumulacja nierealistycznej wyceny pod wpływem szumu informacyjnego lub w wyniku spekulacji,
- biały szum, decyzje przypadkowe pod wpływem informacji błahych, plotek i w reakcji na zmiany czynników zewnętrznych,
- zmiana częstotliwości zmian kursu pod wpływem osłabienia racjonalności działania; znaczenie informacji netto” – euforia, marazm czy pesymizm – wywołane przewagą napływu informacji pozytywnych, brakiem informacji czy przewagą informacji złych,
- zmiana zakresu wahań kursu pod wpływem czynników strukturalnych, jak np. głębokość rynku.

Wspomniana własność chaotyczności występuje wtedy, kiedy w opisie procesu za pomocą równania mała zmiana warunków początkowych powoduje duże zmiany jego późniejszej realizacji. Badając powiązania danych w szeregach czasowych, można spotkać zjawisko zwane chaosem deterministycznym. Charakteryzuje się je za pomocą samopodobieństwa, cechy zwanej „długą pamięcią”, która dowodzi powiązania danych odległych w czasie. Występowanie cechy samopodobieństwa wskazuje na chaos deterministyczny, ale o tym nie przesądza.

Teoretyczne aspekty kursu walutowego jako ceny na rynku finansowym i na rynku dóbr

Poziom kursu w krótkim okresie zależy od różnicy poziomów krajowej i zagranicznej stopy procentowej oraz od oczekiwanej zmiany kursu. Zgodnie z mechanizmem rynkowym doskonale konkurencyjnego rynku, przy założeniu pełnej substytucyjności krajowych i zagranicznych aktywów finansowych oraz braku ryzyka, kurs walutowy będzie się zmieniał w sposób, który doprowadzi do zrównania dochodowości lokat kapitałowych w kraju i za granicą. Równocześnie, każda oczekiwana wyżka kursu spowoduje przepływ kapitału do kraju o wyższej rentowności. Jest to zasada niezabezpieczonego parytetu stopy procentowej (UIP), według której kurs wyraża cenę względną krajowych i zagranicznych aktywów finansowych zdyskontowaną w przyszłości. Warunek UIP definiuje bieżący kurs walutowy w zależności od kursu oczekiwanego w następnym okresie, co znaczy, że kurs walutowy jest określany przez wydarzenia przeszłe:

$$E_t = \frac{1+z}{1+k} \cdot E_{t+1}$$

gdzie:

E_t to kurs walutowy,

k – krajowa nominalna stopa procentowa,

z – nominalna stopa procentowa zagranicy,

E_{t+1} – poziom kursu walutowego oczekiwany w chwili t .

Mechanizm doskonale konkurencyjnego rynku zapewnia, że po pewnym czasie dane dobro będzie dostępne na świecie po tej samej cenie. Wynika z tego, że kurs walutowy zrównuje cenę dobra (lub reprezentatywnego koszyka dóbr) w jednym kraju z ceną takiego samego dobra (reprezentatywnego koszyka) za granicą. Jest to teoria nierealistyczna, nie uwzględnia bowiem kosztów transportu, barier celnych ani różnic w systemach gospodarczych, jednak mimo tego leży u podstaw monetarnej teorii kursu walutowego. Według tej teorii istnieje klasyczna dychotomia, według której długookresowy poziom nominalnego kursu walutowego zasadniczo zależy od inflacji, ponieważ w długim okresie zjawiska zachodzące w sferze realnej zostają oderwane od zjawisk w sferze finansowej.

We współczesnych teoriach kursu walutowego występuje **zasada zachowania parytetu siły nabywczej**, przy czym parytet ten odnosi się do grupy towarów wymiennalnych. Kurs walutowy wyrażający stosunek poziomów cen zagranicznych i krajowych towarów wymiennalnych w przeliczeniu na walutę wspólną, jest nazywany kursem realnym:

$$e = \frac{E \cdot P_z}{P_k},$$

gdzie:

e to realny kurs walutowy,

E – nominalny kurs walutowy,

P_z – poziom cen towarów wymiennalnych za granicą,

P_k – poziom cen wymiennalnych towarów krajowych. Jeżeli kurs realny, $e = 1$, nominalny kurs walutowy, E , przedstawia cenę względną wymiennalnych towarów zagranicznych i krajowych.

Definicja realnego kursu walutowego odbiega od definicji innych zmiennych realnych używanych w ekonomii. Jest to indeks, którego zmiany mogą świadczyć o zmianie konkurencyjności. W celu jej zrównania, w kraju o wyższej stopie inflacji po pewnym czasie kurs powinien ulec deprecjacji w skali równej stosunkowi stóp inflacji w obu krajach. Rolę kursu walutowego w kontekście różnych prac modelowych przedstawił Claassen, w rozdziale „O naturze realnego kursu walutowego”:

Pierwsza zbieżność podejścia makroekonomicznego z podejściem finansowym polega na tym, że kurs walutowy fundamentalnej równowagi makroekonomicznej jest kotwicą dla oczekiwań kształtujących się na rynkach finansowych, ...druga polega na spójności podejścia portfelowego (w jego zredukowanej formie) z koncepcją parytetu realnej stopy procentowej w warunkach awersji do ryzyka, ...trzecia zbieżność między podejściem makroekonomicznym a podejściem portfelowym wyraża zmianę aktywów zagranicznych netto pod wpływem nierównowagi na rachunku obrotów bieżących [Claassen, 1996, s. 88-89].

Realny kurs walutowy umożliwia więc łączenie finansowych i makroekonomicznych aspektów równowagi gospodarczej. Nasze badanie dotyczy jednak

kursu nominalnego i ma na celu zidentyfikowanie pewnych statystycznych własności procesu kursu walutowego, które wynikają ze sposobu jego kształtowania.

Parametry statystyczne charakteryzujące kurs walutowy

Opisowa charakterystyka własności procesu zmian kursu walutowego przedstawiona we wstępie sugeruje, że jest to proces złożony, a jego cechy można w praktyce określić tylko z pewnym prawdopodobieństwem. System kursowy i zależności makroekonomiczne odgrywają decydującą rolę w kształtowaniu deterministycznej składowej kursu, jednak nie wyjaśniają jego zmian w całości. System gospodarczy jest z natury systemem niestabilnym i nierównowagowym, podlega ewolucji w czasie, co znajduje odzwierciedlenie w wahaniach cyklu gospodarczego i zmianach strukturalnych. Zjawiska zachodzące w tym systemie obserwujemy w formie sekwencyjnych następstw zdarzeń, które pod pewnymi warunkami można przybliżyć za pomocą modeli.

Zależności krótkookresowe można opisywać za pomocą procesów Markowa, wykorzystując zjawisko autokorelacji. Są to procesy z tzw. pamięcią krótką. Jeżeli jednak korelacje pojawiają się między skupiskami danych oddalonymi w czasie, to mamy do czynienia nie z autokorelacją, lecz z samopodobieństwem. Stwierdzenie samopodobieństwa w szeregu czasowym oznacza, że wydarzenia nawet z odległej przeszłości wpływają na teraźniejszość. Wariancja w takim szeregu nie jest określona lub w ogóle nie istnieje i nie może być stosowana jako miara zmienności. Proces charakteryzują powtarzające się nieregularności, które określa się jako cechy fraktalne. Tego typu cechy rynków finansowych były zauważone znacznie wcześniej, jednak dopiero E. Peters [1994] sformułował jasno hipotezę rynku fraktalnego, podważając tym samym popularną hipotezę rynku efektywnego. Hipoteza fraktalna jest udokumentowana w pracach badaczy z Grupy Olsena z Zurychu¹¹, którzy dowiedli możliwości odczytywania długookresowych trendów z danych o dużej częstotliwości.

Obecnie przejdziemy do identyfikacji statystycznych własności kursu walutowego. Badamy kursy: USD/PLN, EUR/PLN, USD/EUR i EUR/USD, a także dwa kursy syntetyczne (koszyk oraz wskaźnik (USD/PLN-koszyk). Kurs koszykowy zbudowano ze stałymi wagami: 0,55EUR/PLN i 0,45USD/PLN. Piotr G. Mielus [2000], przez porównanie z cenami opcji i przy założeniu stałej zmienności niektórych kursów krzyżowych wykazał natomiast, że bardziej miarodajny może być kurs koszykowy o równych wagach, 0,5EUR/PLN i 0,5USD/PLN. Odnosi się to zarówno do okresu przed, jak i po 1 stycznia 1999 r.

Dla wszystkich wymienionych kursów obliczamy współczynniki samopodobieństwa oraz badamy odchylenie od uogólnionego rozkładu Pareto (GPD).

¹¹ Spółka szwajcarska założona w 1985 r. przez ekonomistę Richarda Olsena. Oferuje usługi finansowe, modele prognostyczne i technologie finansowe. Prowadzi działalność w zakresie handlu walutami, zarządza inwestycjami i ryzykiem. Rozwija własne badania naukowe, gromadzi dane o różnej częstotliwości, dysponuje unikalną bazą. <http://www.olsen.ch/research/>

Proces kursowy analizujemy więc za pomocą dwóch, zmieniających się w czasie, parametrów statystycznych: współczynnika Hursta (H) i współczynnika kształtu GPD, (γ)¹², które łącznie charakteryzują sposób powiązania danych w szeregu czasowym. Zmiana H w kolejnych okresach uelastyczniania systemu kursowego odzwierciedla zarówno działanie systemu kursowego i podstawowych czynników ekonomicznych oraz wpływ czynników przypadkowych. Natomiast zmiana parametru γ może odzwierciedlać zmiany rozkładu spowodowane niepewnością i innymi czynnikami psychologicznymi.

Wielkości parametrów danego kursu porównujemy w różnych systemach kursowych wyznaczonych przez decyzje władz monetarnych. Dla złotego, okres kursu płynnego (2000-2006) porównujemy z kolejnymi fazami liberalizowania systemu. Dla kursu USD/EUR punktem odniesienia jest natomiast 1 stycznia 1999 r., tj. data wprowadzenia euro. W poprzednim okresie kurs ten wyrażał relację USD/ECU. Ponadto, na podstawie wielkości parametrów, porównujemy różne kursy między sobą, jak USD/EUR z kursem USD/PLN i badamy symetrię parametrów dla USD/EUR i EUR/USD.

Za pomocą metody wygładzania procesów o dużej zmienności dokonujemy separacji trendu od szumu w badanych szeregach kursowych. Dla tych składowych również zostały wyznaczone parametry (H) i (γ), i porównane w okresach charakteryzujących dany system kursowy. Uważamy bowiem, że tylko na podstawie dokładnych danych (trzy lub więcej miejsc znaczących) o dużej częstotliwości jest możliwe oddzielenie w sposób jednoznaczny składowej deterministycznej (trendu) od zjawisk losowych, takich jak biały szum i chaos.

Uśredniając parametry H w oknie 30-dniowym, szukamy korelacji współczynnika samopodobieństwa kursu koszykowego z 12-miesięcznym wskaźnikiem inflacji (CPI). Jest to próba wykorzystania wyników w modelowaniu zależności inflacji i kursu walutowego.

Lokalny współczynnik Hursta

Analiza falkowa jest przekształceniem całkowym podobnym do transformaty Fouriera. Funkcje falkowe są rzeczywiste, ograniczone, mają zerową wartość średnią i wariancję równą jedności, czyli są ortonormalne.

Falka $\psi(u)$ jest *dopuszczalna*, jeśli jej transformata Fouriera

$$F(f) = \int_{-\infty}^{\infty} \psi(u) \exp\{-2\pi j f u\} du \text{ ma taką własność, że: } 0 < \int_0^{\infty} F(f)^2 \frac{df}{f} < \infty.$$

Dzięki temu, że można wyznaczać transformatę falkową dla przedziałów o różnych długościach, dla konkretnej wartości „ u ” procesu, otrzymujemy ciąg $\{[W_k(u)]^2\}$, $k = 0, 1, \dots$, opisujący wpływ odpowiedniej składowej do energii

¹² Parametr kształtu gamma jest jednym z dwóch parametrów uogólnionego rozkładu Pareto (GPD).

procesu. Dzięki temu transformata falkowa jest dobrym narzędziem do badania procesów niestacjonarnych.

W przypadku dyskretnej transformaty falkowej długości kolejnych przedziałów są potęgami 2-ki: $\{2^k\}$, $k = 1, 1, \dots, J-1$, gdzie liczebność próby $n = 2^J$.

Określamy parametry procesu lokalnie samopodobnego, gdy zmieniają się one w czasie, korzystając z definicji Wang i inni [2001] lokalnego widma mocy:

$$E\{|W(a,t)|^2\} \approx A \cdot a^{1+2h(t)} \quad a \rightarrow 0, \quad (1)$$

gdzie $W(a,t)$ jest transformatą falkową procesu. W konkretnych obliczeniach numerycznych korzystano z czteropunktowej transformaty Daubechies.

Wartości transformaty $W(a,t)$ są znane dla skali $a = 2^{-j}$, $j = 0, \dots, J-1$, gdzie liczebność próby wynosi $n = 2^J$ oraz na każdym poziomie $j = 0, \dots, J-1$ odpowiadają momentowi $t = k \cdot 2^{-j}$, $k = 0, \dots, 2^{j-1}$. Dla ostatnich wartości j : $0 < J' \leq j < J-1$ wyznaczane jest nachylenie prostej regresji pomiędzy $\{\log(2^{-j})\}$ oraz $\{\log(E(|W(a,t)|^2))\}$. Od otrzymanej wartości odejmujemy jedynekę, całość dzielimy przez dwa i otrzymujemy estymator współczynnika samopodobieństwa $h(t)$. W obliczeniach numerycznych wyznaczano wartości $h(t)$ dla takiego poziomu J' , przy którym wariancja otrzymanej funkcji $h(t)$ jest najmniejsza.

Lokalny współczynnik Hursta $h(t) < 1$ determinuje stacjonarność procesu i odpowiednio jego niestacjonarność, gdy $h(t) \geq 1$.

Parametr kształtu

Dla ciągu niezależnych zmiennych losowych o takim samym rozkładzie (iid), które tworzą proces, maksymalne wartości rozkładu brzegowego mają uogólniony rozkład Pareto (GPD):

$$F(x) = 1 - \left(1 - \frac{\gamma}{\sigma}x\right)^{\frac{1}{\gamma}}, \quad -1 < \gamma < 0, \quad x \geq 0. \quad (2)$$

Gdy $\gamma > 0$, $0 < x < \frac{\sigma}{\gamma}$ proces tworzą zależne zmienne losowe i wtedy znane są skończone wartości momentów tego rozkładu. Parametr kształtu γ pozwala na specyfikację zbioru zmiennych zależnych i niezależnych wpływających na powstawanie procesu. W przypadku gdy dolne wartości procesu nie są ograniczone, wyznaczamy parametr kształtu również dla wartości procesu mniejszych od mediany.

W obliczeniach numerycznych skrzydła (ogony) rozkładu badanego powyżej mediany dopasowano do rozkładu (2) za pomocą metody najmniejszych kwadratów. Błąd wyznaczonych wielkości jest odchyleniem standardowym rozkładu empirycznego i teoretycznego.

Wyniki współczynnika Hursta

Współczynnik Hursta (H) określa stopień samopodobieństwa i charakteryzuje zmienność kursu.

Wartości współczynniki Hursta dla USD/PLN i EUR/PLN oraz USD/EUR i EUR/USD są większe od jedności, co znaczy, że kursy te są niestacjonarne i samopodobne. Niestacjonarność i samopodobieństwo stwierdzamy również dla dwóch kursów syntetycznych, koszyka walut (USD/PLN i EUR/PLN) oraz dla nadwyżki USD/PLN nad koszykiem.

Parametry H dla USD/PLN i EUR/PLN były początkowo wyższe niż dla USD/EUR, co wskazuje na większą zmienność kursów waluty polskiej w okresie silniejszych regulacji kursowych. Poziom H dla kursów polskich mała jednak w miarę uelastyczniania systemu kursowego i po upłynięciu złotego był taki sam, jak dla USD/EUR. W ostatnim porównywanym okresie, średni poziom parametrów H , a tym samym stopień zmienności wszystkich badanych przez nas kursów (za wyjątkiem koszyka), zbiegł do poziomu $H = 1,6$ (tabl. 2).

W pierwszych dwóch fazach regulowanego systemu kursowego współczynnik H dla kursu koszykowego był większy niż H obu jego składowych: USD/PLN i EUR/PLN. Jest to zgodne z faktem, że większa zmienność cechuje układy bardziej złożone. Jednak od początku roku 1999, kiedy to dwuwalutowy koszyk zaczął wyznaczać nowy parytet centralny (w miejsce kosza pięciowalutowego), współczynnik samopodobieństwa tego koszyka obniżył się, stał się stabilniejszy i mniejszy niż odpowiednie współczynniki dla kursów składowych. W porównaniu z okresem wcześniejszym, koszyk dwóch walut pełnił teraz funkcję instrumentu polityki i jego zmienność ograniczało pasmo wahań $\pm 15\%$. Obecność polityki spowodowała więc, że nastąpiła zmiana relacji parametru H kursów składowych w stosunku do współczynnika H dla kursu koszykowego. Jeżeli więc układ podlega oddziaływaniom zewnętrznym, jego zmienność może być mniejsza, niż zmienność poszczególnych składowych. Stały zakres zmienności kursu złożonego z dwóch walut o podstawowym znaczeniu dla handlu zagranicznego i obsługi długu publicznego odzwierciedla równocześnie stabilność relatywnych zmian kursów USD/PLN i EUR/PLN i świadczy, że kosz walutowy stanowił w tym okresie kotwicę dla długookresowych oczekiwań kusowych (tabl. 2, tab. 4, tabl. 5).

Parametr H dla kursu USD/EUR był początkowo stały. Silny spadek zmienności tego kursu wystąpił w fazie 25.02.98 – 24.03.99 i oczywiście nie mogło to mieć żadnego związku ze specyfiką polską. Był to okres wypalania się kryzysu walutowego w Azji Południowo-Wschodniej, pod wpływem którego wiele krajów tego regionu uwolniło swoje kursy walutowe. Kryzys bankowy w dużej części świata, powiększenie się globalnego rynku walutowego, a także stabilizujące działania MFW polegające na udzielaniu krajom azjatyckim kredytów w USD, mogły sprawić, że kurs dolara wobec walut europejskich był stabilniejszy. Po powrocie współczynnika H do poziomu sprzed kryzysu azjatyckiego, w ostatnim porównywanym okresie obserwujemy wzrost zakresu zmienności kursu USD/EUR po wprowadzeniu euro. Mogło to wynikać ze wzrostu ryzyka spo-

wodowanego wycofaniem z handlu wielu walut europejskich, które poprzednio były kwotowane do dolara. Nie było bowiem pewne, jak stabilna okaże się w przyszłości waluta wspólna (tabl. 2, 3, 4, 5).

Współczynnik H dla procesu wyrażającego odchylenie USD/PLN od koszyka w kolejnych okresach uelastyczniania polityki kursowej zbliżał się do H dla kursu USD/EUR. Na wykresie 1 pokazano przebieg współczynników H w czasie. Można zauważyć podobieństwo zmian parametru H dla USD/EUR i dla kursu syntetycznego (USD/PLN-koszyk).

Obliczono współczynnik korelacji $r(H_{\text{USD/EUR}}, H_{\text{(USD/PLN-koszyk)}})$. W okresie poprzedzającym uwolnienie kursu złotego, współczynnik ten wynosił 0,922 natomiast w fazie kursu wolnorynkowego spadł do 0,868. Uwolnienie kursu złotego w tym samym czasie, co utworzenie euro sprawiło, że kurs EUR/PLN mógł się kształtować samodzielnie, inaczej niż to miało miejsce w poprzednich fazach, gdy zależał od kursu USD/PLN. W fazie wolnorynkowej zmienność EUR/PLN wzrosła wraz ze wzrostem zmienności kursu USD/EUR, podczas kiedy H dla USD/PLN spadł. Odzwierciedla to również zmiana korelacji współczynników H dla USD/PLN i EUR/PLN. W systemie kursu regulowanego korelacja $r(H_{\text{USD/PLN}}, H_{\text{EUR/PLN}})$ wynosiła 0,584, natomiast w okresie po uwolnieniu złotego i wprowadzeniu euro spadła do 0,183 co wskazuje, że oba kursy kształtowały się już niezależnie od siebie.

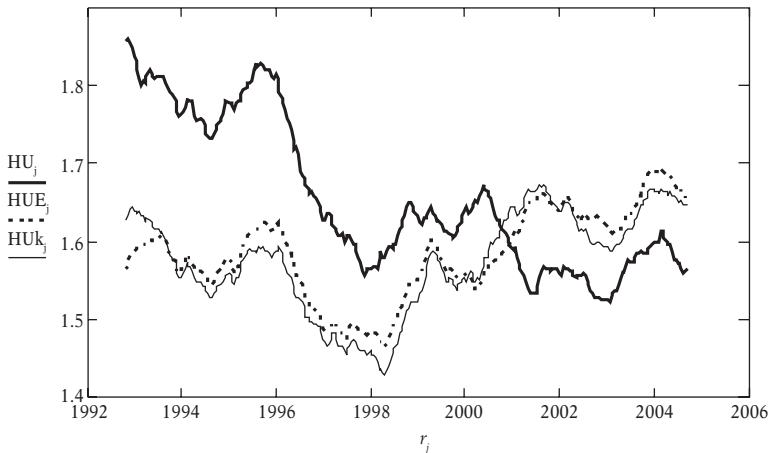
Tablica 2 pokazuje parametr H w różnych fazach systemu kursowego w Polsce, tj. w kolejnych okresach obowiązywania ustalonego przez RPP dopuszczalnego poziomu wahań kursu wokół parytetu centralnego. Można zauważyć wzrost zmienności kursu EUR/PLN po wprowadzeniu euro, podobnie jak to miało miejsce w przypadku kursu USD/EUR.

Tablica 2

Parametry samopodobieństwa średnich kursów walutowych w kolejnych fazach zmian systemu kursowego w Polsce

okres	01.05.93 – 15.05.95	16.05.95 – 24.02.98	25.02.98 – 24.03.99	25.03.99 – 11.04.00	12.04.00 – 21.03.06
$H_{\text{USD/PLN}}$	1,82±0,14	1,75±0,15	1,59±0,14	1,64±0,14	1,58±0,13
$H_{\text{EUR/PLN}}$	1,92±0,13	1,60±0,19	1,44±0,13	1,48±0,11	1,59±0,13
H_{koszyk}	2,09±0,15	1,78±0,19	1,50±0,16	1,50±0,12	1,49±0,13
$H_{\text{USD/EUR}}$	1,57±0,11	1,57±0,12	1,49±0,10	1,54±0,13	1,62±0,12
$H_{\text{EUR/USD}}$	1,55±0,11	1,55±0,12	1,46±0,10	1,54±0,13	1,63±0,12
$H_{\text{USD-koszyk}}$	1,60±0,11	1,54±0,13	1,47±0,11	1,51±0,15	1,62±0,12

Rysunek 1. Współczynniki samopodobieństwa H, średnia ruchoma w oknie 250 dni.
 Dla kursu USD/PLN – linia ciągła, pogrubiona; USD/EUR – linia ciągła cienka;
 dla (USD/PLN-koszyk) – linia przerywana



Spadek współczynnika H dla kursów waluty polskiej w kolejnych fazach uelastyczniania systemu oznacza, że parametr ten reagował na podstawowy czynnik deterministyczny, którym były decyzje polityki pieniężnej. Potwierdzeniem tej hipotezy może być aproksymacja zależności parametru H od szerokości pasma wahań. Biorąc pod uwagę błędy, z jakimi wyznaczono poszczególne wartości w tabelicy 1, znaleźliśmy wykładniczą zależność współczynnika samopodobieństwa H od zakresu pasma wahań p wokół parytetu dla dwóch kursów: USD/PLN i EUR/PLN, które są następujące:

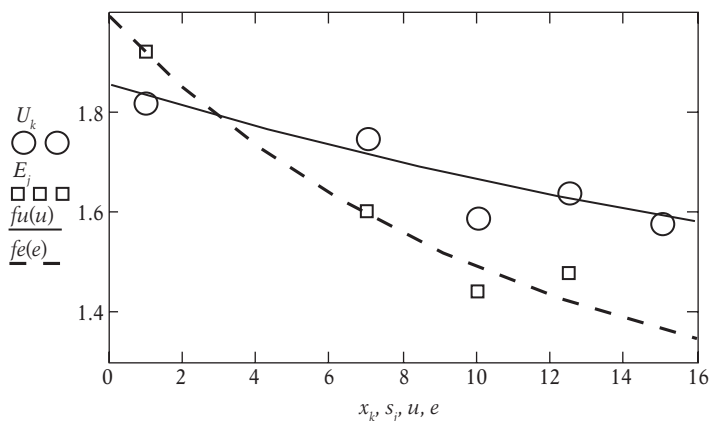
$$\begin{aligned} H_{USD/PLN} &= 0,676 \cdot \exp\{-0,0164 \cdot 2|p|\} + 1,18 \\ H_{EUR/PLN} &= 0,834 \cdot \exp\{-0,0463 \cdot 2|p|\} + 1,16 \end{aligned} \quad (3)$$

Zależności (3) zostały przedstawione na wykresie 2.

Korelacja pokazana na tym wykresie wskazuje, że stopniowemu rozszerzaniu dopuszczalnego pasma wahań odpowiadało stabilizowanie się kursu, malał bowiem współczynnik H. Spadek tego współczynnika był silniejszy dla kursu EUR/PLN niż USD/PLN. Decyzje o szerokości pasma wahań oraz skali dewaluacji parytetu centralnego wpływały na zmniejszanie się zakresu wahań obu kursów. Decyzje te podejmowano jednak w warunkach niepewności i RPP nie mogła znać ich skutków. Gdyby oczekiwania kursowe nie były zakotwiczone prawidłowo, a parytet centralny nie odpowiadał realiom gospodarczym, uwalnianie kursu spowodowałoby gwałtowne dostosowanie kursu w związku z czym jego zmienność by wzrosła, a nie zmalała. Prawdopodobnie stopniowe uelastycznianie systemu kursowego w Polsce w ciągu 8 lat oraz pewna synchronizacja tych zmian ze zmianami zachodzącymi w europejskim systemie walutowym uruchomiły w gospodarce zachowania adaptacyjne, które ją stabilizowały i pomogły przetrwać zarówno turbulencje związane z kryzysami walutowymi

lat 1997-1998, jak i zagrożenia wynikające z narastania ujemnego salda na rachunku obrotów bieżących w latach 1999-2000, bez oficjalnej dewaluacji złotego. W ostatnim analizowanym okresie, tj. w systemie kursu płynnego, zmienność kursu EUR/PLN dostosowała się do zakresu zmienności kursu USD/PLN, punkt ten został pominięty w prezentowanych wyżej obliczeniach.

Rys. 2. Zależność współczynnika H od przyjętego pasma wahań wokół parytetu centralnego. Przez U_k oraz E_j zaznaczono wyniki współczynnika H odpowiednio dla procesu USD/PLN i EUR/PLN. Liniami: ciągłą i przerywaną wykreślono funkcje aproksymujące (3) współczynniki Hursta odpowiednio dla procesu USD i EURO



Mimo że z uwolnieniem kursu złotego wiązano raczej obawy o wzrost zmienności i ryzyka kursowego, stopniowy wzrost obrotów walutowych sprzyjał stabilizowaniu kursów. W okresie kursu płynnego współczynnik H obu kursów polskich odnotował wartości niższe niż w systemie regulowanym. Wspomniane wyżej obawy były jednak uzasadnione, wzrósł bowiem współczynnik H dla procesu trendu EUR/PLN. W systemie kursu płynnego złoty pozostaje nadal niestacjonarny, jednak w mniejszym stopniu niż był w systemie regulowanym decyzjami politycznymi.

W tabelicy 3 porównano współczynniki H w dwóch systemach kursowych. Dla waluty polskiej pierwszy okres odpowiada systemowi kursu stałego, regulowanego; w drugim okresie kurs jest płynny. Podział ten odpowiada w przybliżeniu zmianom europejskiego systemu walutowego, których efektem jest większa zmienność kursu USD/EUR.

Tablica 3

Parametry samopodobieństwa średnich kursów walutowych w okresach przed i po uwolnieniu kursu walutowego w Polsce

kursy \ okres	01.05.93 – 11.04.00	12.04.00 – 21.03.06	H2 w % H1
	H1	H2	
USD/PLN	1,73±0,17	1,58±0,13	91,3
EUR/PLN	1,65±0,24	1,59±0,13	96,4
(koszyk)	1,79±0,28	1,49±0,13	83,2
USD/EUR	1,55±0,12	1,62±0,12	104,5
EUR/USD	1,54±0,12	1,63±0,12	105,8
USD-koszyk	1,54±0,13	1,62±0,12	105,2

W analizie *ex post*, na podstawie samych tylko skutków, nie można ocenić niepewności i ryzyka, które wywierają duży wpływ na notowania kursu walutowego. Stały poziom zmienności może oznaczać, że wpływ czynników ryzyka jest stały. Gdyby rynek walutowy był w pełni efektywny i racjonalny, a bank centralny transparentny, to w poszczególnych fazach systemu kursowego rynek ten byłby wolny od niepewności a ryzyko stałe. Zmiany współczynnika H między kolejnymi fazami systemu kursowego odzwierciedlałyby więc tylko skalę wpływu polityki kursowej, ponieważ działanie ekonomicznych czynników fundamentalnych można przyjąć we wszystkich okresach za jednakowe. Pomimo że zmiany strukturalne osłabiają nieco to ostatnie założenie, wyniki przedstawione w tablicy 3 mogą być pewną wskazówką dla krajów, które dążą do upłynnienia kursu lub mają zamiar go usztywnić.

W tablicy 4 pokazano wartości współczynnika samopodobieństwa dla trendu, który charakteryzuje składową deterministyczną.

Tablica 4

Parametry samopodobieństwa trendu (T_) średnich kursów walutowych przed i po uwolnieniu kursu walutowego w Polsce

kursy \ okres	01.05.93 – 11.04.00	12.04.00 – 21.03.06	T_H2 w % T_H1
	T_H1	T_H2	
USD/PLN	1,12±0,39	1,09±0,38	97,3
EUR/PLN	1,05±0,33	1,12±0,36	106,7
(koszyk)	1,06±0,45	1,07±0,43	100,7
USD/EUR	1,21±0,49	1,18±0,49	97,5
EUR/USD	1,12±0,31	1,10±0,53	98,2
USD-koszyk	1,27±0,69	1,22±0,77	96,1

Dla wszystkich badanych kursów współczynniki samopodobieństwa dla trendu są mniejsze niż dla głównego procesu kursowego. Z jednej strony świadczy to, że złożenie zjawiska deterministycznego z szumem powoduje wzrost

zmienności, z drugiej wskazuje, że składowa deterministyczna, odzwierciedlająca działanie podstawowych czynników ekonomicznych oraz wpływ polityki jest stosunkowo stabilna. Współczynniki H dla trendu są bowiem nieznacznie większe od jedności. Najistotniejsze zmiany międzyokresowe parametr H zarejestrował dla trendu kursu EUR/PLN, którego zmienność wzrosła po uwolnieniu złotego. Może to być efekt wzrostu znaczenia tej waluty w perspektywie późniejszego przystąpienia Polski do UE oraz wpływ zniesienia w połowie 1999 r. obowiązku odsprzedaży walut bankowi centralnemu przez banki komercyjne na koniec dnia, po cenie ustalonej przez NBP. Obniżył się natomiast zakres zmienności szumu EUR/PLN. Współczynnik H dla trendu kursu USD/PLN zachował się podobnie jak dla kursu USD/EUR, tj. po wprowadzeniu euro nieznacznie spadł, podczas kiedy poziom szumu obu kursów wzrósł w tym okresie (tabl. 4, 5).

W tablicy 5 podano parametry samopodobieństwa dla szumu, który charakteryzuje oddziaływanie czynników nieliniowych. Szumy wszystkich badanych kursów są procesami samopodobnymi i niestacjonarnymi. W warunkach kursu płynnego wzrosła niestabilność szumu dla kursu USD/PLN i szumu procesu (USD/PLN-koszyk). W przeciwieństwie do tego, zmienność szumu kursu EUR/PLN obniżyła się do poziomu porównywalnego z szumem EUR/USD. Szumy EUR/USD i USD/EUR po wprowadzeniu euro miały zakresy zmienności większe niż w poprzednim okresie.

Tablica 5

Parametry samopodobieństwa szumu (S_{\cdot}) średnich kursów walutowych przed i po uwolnieniu kursu walutowego w Polsce

kursy \ okres	01.05.93 – 11.04.00	12.04.00 – 21.03.06	S_{H2} w % S_{H1}
	S_{H1}	S_{H2}	
USD/PLN	1,51±0,38	1,58±0,34	104,6
EUR/PLN	1,50±0,37	1,37±0,44	91,3
(koszyk)	1,54±0,47	1,53±0,35	99,4
USD/EUR	1,35±0,46	1,40±0,52	103,7
EUR/USD	1,35±0,46	1,41±0,49	104,4
USD-koszyk	1,25±0,73	1,43±0,69	114,4

Wartości parametru kształtu gamma (γ) dla skrzydeł transformaty falkowej

Drugim parametrem, za pomocą którego opisywane są procesy kursowe, jest parametr (γ). Podane w tablicach 6 i 7 dwa poziomy gamma przedstawiają wartości procesu mniejsze od mediany (lewe górne) i większe od mediany (prawe dolne). Dodatkowo wartości oznaczają, że dany proces jest sumą zmiennych losowych zależnych; ujemne, że proces tworzą zmienne losowe niezależne. Ponieważ parametr ten określa kształt skrzydeł (ogonów) rozkładu, jego

zmiana informuje o zmianie rozkładu. Wzrost gamma dowodzi, że czynniki kształtujące proces stają się od siebie zależne. Parametr ten, jeśli jest istotny, może być miarą niepewności.

Miarą dopasowania rozkładu empirycznego do teoretycznego (w naszym przypadku GPD) jest średni błąd kwadratowy odchyłek odpowiednich dystrybuant $W(a, \gamma)$. Funkcja celu $W(a, \gamma)$ posiada pewne minima (a_0, γ_0) w przestrzeni parametrów (a, γ) (patrz wzór (2)). Są to punkty stacjonarne funkcji celu. Wartości tych minimów $\Delta = W(a_0, \gamma_0)$ zestawiono w tabelicy 6b. Dla wartości $W(a, \gamma) = 1,01 \cdot \Delta$ wyznaczano parametr γ_m maksymalnie różniący się od γ_0 . Różnice $|\gamma_m - \gamma_0|$ są błędami wyznaczenia każdej wartości γ_0 i są one podawane w tabelicy 6a.

Tabela 6a

Dolne i górne wartości parametru kształtu dla średnich kursów walutowych w kolejnych fazach systemu kursowego. Istotne wartości zaznaczono pogrubioną czcionką

okres kursy	01.05.93 – 15.05.95	16.05.95 – 24.02.98	25.02.98 – 24.03.99	25.03.99 – 11.04.00	12.04.00 – 21.03.06
$\gamma_{USD/PLN}$	0,609±0,075 0,157±0,049	1,249±0,030 1,093±0,0113	-0,795±0,098 0,534±0,011	0,378±0,013 0,759±0,022	0,294±0,032 0,195±0,061
$\gamma_{EUR/PLN}$	0,992±0,010 0,646±0,051	0,027±0,067 1,092±0,019	0,747±0,022 1,604±0,014	0,538±0,009 0,359±0,060	0,213±0,043 0,463±0,025
γ_{koszyk}	1,090±0,011 0,463±0,045	0,586±0,048 1,195±0,014	0,369±0,025 1,402±0,028	0,357±0,030 0,399±0,040	0,683±0,011 0,701±0,003
$\gamma_{USD/EUR}$	1,039±0,037 0,385±0,59	0,919±0,030 0,383±0,027	0,614±0,008 0,881±0,025	0,276±0,049 0,839±0,012	1,162±0,022 1,038±0,034
$\gamma_{EUR/USD}$	0,314±0,061 1,099±0,041	0,330±0,027 1,023±0,029	0,824±0,023 0,632±0,009	0,831±0,014 0,356±0,048	0,887±0,027 1,373±0,025
$\gamma_{USD-koszyk}$	0,692±0,017 0,751±0,035	0,739±0,019 0,636±0,009	0,510±0,016 0,824±0,024	0,296±0,052 0,808±0,015	1,166±0,016 1,155±0,017

Tabela 6b

Wartości średnich błędów kwadratowych Δ dopasowania dystrybuant empirycznych do GPD. Istotne wartości zaznaczono pogrubioną czcionką

okres	01.05.93 – 15.05.95	16.05.95 – 24.02.98	25.02.98 – 24.03.99	25.03.99 – 11.04.00	12.04.00 – 21.03.06
$\gamma_{USD/PLN}$	0,053 0,036	0,058 0,035	0,041 0,040	0,067 0,019	0,021 0,064
$\gamma_{EUR/PLN}$	0,033 0,065	0,045 0,092	0,018 0,108	0,024 0,034	0,034 0,017
γ_{koszyk}	0,022 0,045	0,054 0,063	0,018 0,070	0,019 0,028	0,035 0,011
$\gamma_{USD/EUR}$	0,087 0,044	0,073 0,019	0,035 0,063	0,031 0,038	0,085 0,100
$\gamma_{EUR/USD}$	0,043 0,090	0,019 0,077	0,061 0,036	0,037 0,031	0,094 0,094
$\gamma_{USD-koszyk}$	0,055 0,064	0,059 0,034	0,028 0,077	0,032 0,040	0,100 0,079

Otrzymane parametry gamma są dodatnie z wyjątkiem dla kursu USD/PLN w okresie 25.02.98 – 23.03.99 (parametr ten jest ujemny, jednak obarczony dużym błędem). Dopasowanie procesów kursowych do uogólnionego rozkładu Pareto jest na ogół złe, z wyjątkiem kursu EUR/PLN, w którym to przypadku obserwujemy ciągłe zmiany parametru gamma w zakresie wartości górnych (tabl. 6a) Systematyczne obniżanie się wartości gamma dla EUR/PLN dowodzi, że zmienne losowe generujące ten proces były coraz mniej zależne i w końcowej fazie uelastyczniania systemu walutowego kurs ten mógł mieć rozkład zbliżony do rozkładu GPD.

Zwraca uwagę, że w okresie 25.03.99 – 11.04.00, a więc po wprowadzeniu wspólnej waluty euro, prawie wszystkie parametry gamma obniżyły się i zawęził się zakres ich wyznaczania, co dowodzi dużej stabilizacji tych procesów. Jak wskazuje tabl. 6b, prawie wszystkie parametry w tej kolumnie są istotne.

Również składowe trendu i szumu kursu EUR/PLN mogą mieć rozkład zbliżony do paretowskiego. Parametry gamma dla trendu kursów USD/PLN, USD/EUR, oraz kursów syntetycznych tego nie potwierdzają.

Kurs EUR/USD nie wykazał wpływu czynników mających za cel uzyskiwanie wartości preferowanych. Wartości gamma dla szumu tego procesu są małe, co dowodzi niezależności zmiennych określających ten proces i małe są wskaźniki delta, świadczące o istotności tego wyznaczenia.

Tablica 7

Dolne i górne wartości parametru kształtu dla średnich kursów walutowych w okresie przed i po uwolnieniu kursu walutowego w Polsce. Kolumny Δ podają średni błąd kwadratowy dopasowania dystrybuant empirycznych do GPD

okres	01.05.93 – 11.04.00		12.04.00 – 21.03.06	
	γ_1	Δ	γ_2	Δ
USD/PLN	1,000±0,011 0,691±0,015	0,073 0,066	0,294±0,032 0,195±0,061	0,031 0,064
EUR/PLN	0,763±0,007 0,539±0,033	0,030 0,042	0,213±0,043 0,463±0,025	0,034 0,017
(koszyk)	0,860±0,008 0,747±0,031	0,049 0,046	0,683±0,011 0,701±0,003	0,035 0,011
USD/EUR	0,369±0,030 0,905±0,021	0,019 0,051	1,162±0,022 1,038±0,034	0,085 0,100
EUR/USD	0,812±0,017 0,443±0,013	0,047 0,020	0,887±0,027 1,373±0,025	0,094 0,094
USD-koszyk	0,326±0,014 1,024±0,018	0,048 0,042	1,166±0,016 1,155±0,016	0,100 0,079

Tablica 8

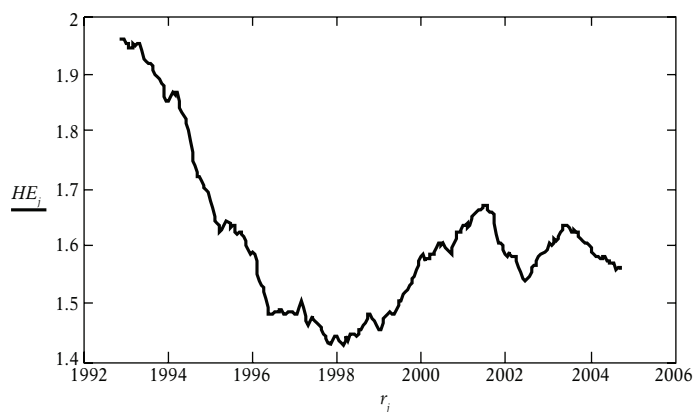
Dolne i górne wartości parametrów gamma dla trendu i szumu kursów walutowych przed i po uwolnieniu kursu walutowego. Kolumny Δ podają średni błąd kwadratowy dopasowania dystrybuant empirycznych do GPD

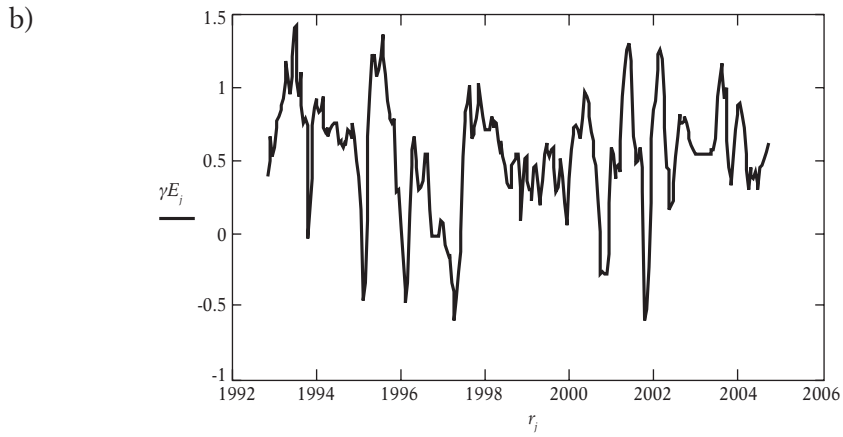
okres	01.05.93 – 11.04.00		12.04.00 – 21.03.06		01.05.93 – 11.04.00		12.04.00 – 21.03.06	
kursy	$\gamma T1$	Δ	$\gamma T2$	Δ	$\gamma S1$	Δ	$\gamma S2$	Δ
USD/PLN	1,043±0,016 0,794±0,024	0,067 0,072	0,604±0,070 0,769±0,119	0,087 0,136	0,290±0,003 0,331±0,006	0,014 0,034	0,318±0,006 0,543±0,008	0,036 0,033
EUR/PLN	1,176±0,008 0,418±0,024	0,035 0,024	0,326±0,026 0,746±0,028	0,018 0,023	0,313±0,005 0,248±0,007	0,031 0,032	0,216±0,002 0,315±0,199	0,014 0,024
(koszyk)	1,330 ±0,021 0,692±0,025	0,047 0,031	0,721±0,018 0,802±0,020	0,047 0,031	0,245±0,009 0,249±0,007	0,050 0,016	0,186±0,004 0,327±0,004	0,030 0,021
USD/EUR	0,284±0,199 0,922±0,026	0,029 0,066	1,351±0,024 1,079±0,035	0,074 0,121	0,300±0,005 0,244±0,001	0,034 0,012	0,288±0,005 0,468±0,001	0,026 0,010
EUR/USD	0,838±0,002 0,335±0,065	0,061 0,039	0,882±0,027 1,561±0,027	0,104 0,102	0,277±0,034 0,367±0,001	0,013 0,013	0,368±0,160 0,297±0,004	0,007 0,026
USD-koszyk	0,307±0,027 1,076±0,031	0,080 0,074	1,519±0,014 1,376±0,018	0,081 0,096	0,326±0,005 0,312±0,001	0,027 0,009	0,294±0,004 0,423±0,001	0,026 0,007

Na wykresach 3, 4 i 5 pokazano zmiany w czasie parametrów H (a) i gamma (b) dla wszystkich badanych procesów, obliczone w oknie 250 dni, co odpowiada skali rocznej.

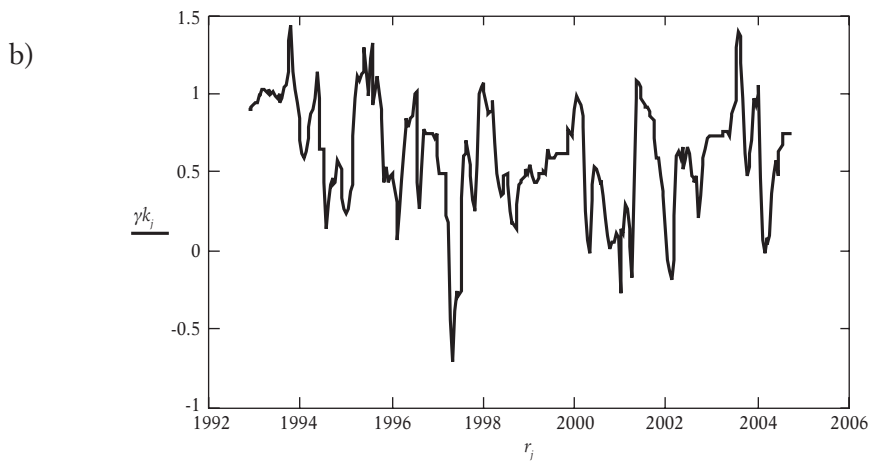
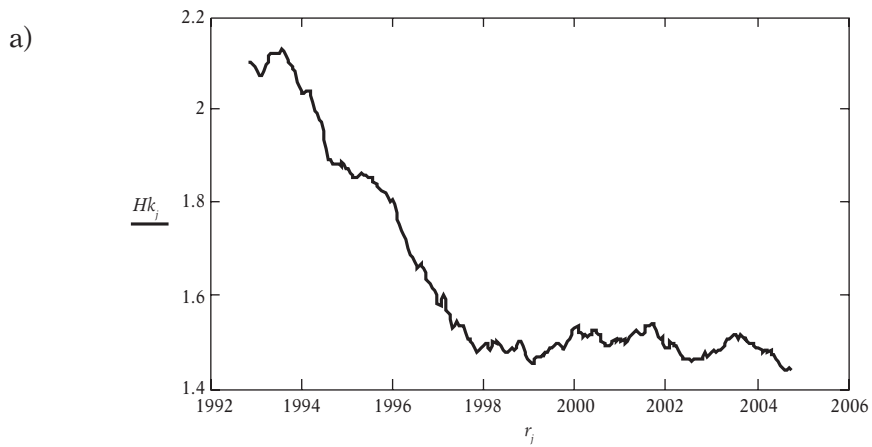
Rysunek 3. Parametry H (a) i gamma (b), średnia ruchoma w oknie 250-dniowym dla kursu EUR/PLN

a)



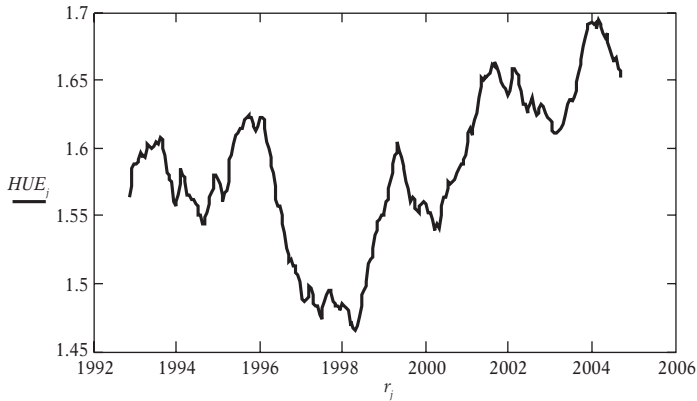


Rysunek 4. Parametry H (a) i gamma (b), średnia ruchoma w oknie 250 dniowym dla kursu koszykowego (55%EUR/PLN+45%USD/PLN)

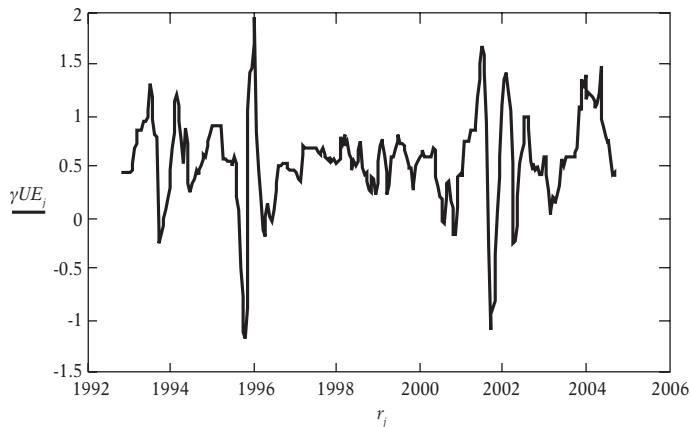


Rysunek 5. Parametry H (a) i gamma (b), średnia ruchoma w oknie 250 dniowym dla USD/EUR

a)



b)



Korelacja inflacji i współczynnika H dla kursu koszykowego

W toku badań zauważono silną korelację współczynnika samopodobieństwa H dla kursu koszykowego i indeksu CPI. Indeks CPI jest mierzony w skali dwunastomiesięcznej. Liczba danych (od 1.05.1993 r. do 21.03.2006 r.) wynosi $n = 155$ wartości I_k , $k = 1, \dots, n$ tego indeksu. W odpowiednich miesiącach wyznaczono wartości średnie H_k , $k = 1, \dots, n$ współczynnika samopodobieństwa dla kursu koszykowego. Współczynnik korelacji dla tych wektorów wynosi:

$$r(H, I) = 0,9034 \quad (4)$$

Ponieważ między kursem a inflacją istnieje sprzężenie zwrotne, przy założeniu zasady zachowania parytetu siły nabywczej w długim horyzoncie poziom kursu może zależeć od inflacji. Sprawdziliśmy korelację współczynnika H trendu kursu koszykowego z inflacją, która okazała się nieistotna. Nie istnieje rów-

niez korelacja między inflacją a współczynnikiem H dla szumu kursu koszykowego.

$$r(H_T, I) = 0,213 \quad (5)$$

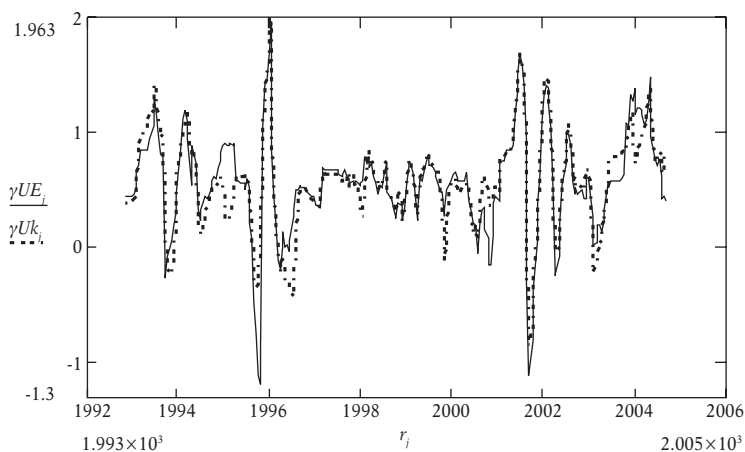
$$r(H_S, I) = -0,025 \quad (6)$$

Na obecnym etapie badań nie potrafimy wyjaśnić mechanizmu występowania korelacji (4), przy braku korelacji (5) i (6). Składowe procesy mają inne własności niż proces, który powstaje w wyniku ich złożenia. Sprawdzono, że nie istnieje między współczynnikami H dla szumu i trendu kursu koszykowego korelacja.

Ważniejsze wnioski dotyczące informacji niesionej przez parametr samopodobieństwa H oraz przez współczynnik kształtu gamma (γ)

Współczynnik H określa stopień samopodobieństwa i tym samym charakteryzuje zmienność kursu. Parametr gamma określa natomiast stopień powiązania zmiennych oddziałujących na kurs walutowy. Cecha samopodobieństwa oznacza, że informacje wpływają na przyszłość bardzo długo, niezależnie od skali czasu. Naszym zdaniem jest to wywołane dużym uzależnieniem od gospodarki globalnej, co potwierdza malejący współczynnik Hursta dla kursu walutowego. Kursy waluty polskiej są niestacjonarne i samopodobne w stopniu zbliżonym do kursu USD/EUR. Parametry gamma dla USD/EUR okazały się natomiast mniej istotne pod względem wyznaczenia niż dla kursów polskich. Najbardziej istotne są parametry gamma kursu EUR/PLN, które maleją w kolejnych okresach i wskazują, że zarówno kurs ten, jak i jego składowe mogą mieć obecnie rozkłady zbliżone do GPD. Oznacza to, że czynniki kształtujące kurs złotego do euro są słabo ze sobą powiązane.

Rysunek 6. Parametry gamma w oknie 250 dniowym dla (USD/PLN-koszyk), linia przerywana i USD/EUR, linia ciągła



Parametry H i γ dla nadwyżki USD/PLN nad koszykiem walutowym są podobne jak dla kursu USD/EUR. Potwierdza to korelacja współczynników samopodobieństwa $r(H_{\text{USD/EUR}}, H_{\text{(USD-koszyk)}}) = 0,906$ i wykresy parametru γ w obu procesach przedstawione na rys. 6.

Kiedy zostanie ustalony parytet złotego do euro, wtedy nie tylko wskaźnik (USD/PLN-koszyk), ale także proces koszykowy, będzie uzależniony od rozkładu USD/EUR. Biorąc pod uwagę, że kurs koszykowy jest przybliżeniem kursu efektywnego, używanego w relacjach handlowych i w obsłudze długu publicznego, można oczekiwać gwałtownego wzrostu podatności gospodarki polskiej na wpływy zewnętrzne generowane przez relację USD/EUR. Wykresy H i γ dla tego kursu, przedstawione na wykresie 5 pokazują, że oba parametry cechują się silnymi, nieregularnymi zmianami cyklicznymi, które w przyszłości zostaną przeniesione na parametry kursów polskich. Te wahania mogą odzwierciedlać różnice w cyklach gospodarczych amerykańskim i europejskim. Porównanie parametrów H i γ pozwala zauważyć, w jakim stopniu rozkład kursu USD/PLN przypomina rozkład USD/EUR (por. rys. 1 i rys. 7). Wskaźniki delta określające dobroć dopasowania rozkładów kursów do uogólnionego rozkładu Pareto nie pozwalają jednak na wyciąganie zbyt daleko idących wniosków.

Podsumowując:

1. Badanie pozwoliło zaobserwować różnice w parametrach H i γ dla kursów waluty polskiej w okresie przed i po wprowadzeniu systemu kursu płynnego oraz zmiany parametrów kursu dolara w okresie przed i po wprowadzeniu wspólnej waluty euro.
2. Po wprowadzeniu euro (lata 2000-2006) obserwujemy dużą zbieżność parametru H dla kursów USD/PLN, EUR/PLN i USD/EUR.
3. W tym samym okresie rozkłady kursów USD/PLN i EUR/PLN oraz rozkład USD/EUR opisane za pomocą parametru γ zachowywały się przeciwnie. Kursy waluty polskiej w coraz większym stopniu były kształtowane przez czynniki niezależne, podczas kiedy kurs USD/EUR kształtują czynniki zależne, jest to jednak wynik mało istotny.
4. Dekompozycja szeregu kursowego na trend i szum pozwoliła zauważyć, że parametry H dla trendu są istotnie niższe niż dla całości kursu. W szczególności trend kursu koszykowego ($0,55 \cdot \text{EUR/PLN} + 0,45 \cdot \text{USD/PLN}$) ma parametr H bliski 1, co wskazuje, że proces ten jest zbliżony do stacjonarnego.
5. Zmiany parametrów sugerują zależność procesu USD/PLN od procesu USD/EUR.
6. Znalaziono korelację parametru H dla kursu koszykowego z inflacją, której jednak nie ma ani w relacji inflacji ze współczynnikami H dla trendu, ani w relacji inflacji ze współczynnikami H dla szumu kursu koszykowego.

Bibliografia

- Bennett D., [2000], *Managing foreign exchange risk. How to identify and manage currency exposure*, Pearson Professional Ltd., wydanie polskie (2000): *Ryzyko walutowe*, Dom Wydawniczy ABC, Warszawa.
- Bereś H., Bereś K., Dziubdziela W., [2004], W., *Aproksymacja falkowa*, V Symp. IEZ, PŚw. Kielce.
- Claassen E.-M., [1996], *Global monetary economics*, Oxford University Press, New York.
- Dornbusch R., [1976], *Expectations and Exchange Rate Dynamics*, „Journal of Political Economy”, 84(6), s. 1161-76.
- De Grauwe P., Grimaldi M., [2002], *The exchange rate and its fundamentals. A chaotic perspective*, CESifo Working Paper No. 639(6).
- European Navigator, Historical Events, <http://www.ena.lu>
- Mielus P.G., [2000], *Elementy analizy portfelowej na rynku walutowym*, NBP „Bank i Kredyt”, nr 5/2000.
- Odgen T., Parzen E., [1996a], *Data dependent wavelet thresholding in non – parametric regression with change – point applications*, Computational Statistics and Data Analysis, 22, 53-70.
- Odgen T., Parzen E., [1996b], *Change Point Approach to Data Analytic Thresholding*, Statistics and Computing, 6, 93-99.
- Peters E.E., [1994], *Fractal market analysis: Applying Chaos theory to Investment and Economics*, Wiley & Sons, New York.
- Peters E.E., [1997], *Teoria chaosu a rynki kapitałowe. Nowe spojrzenie na cykle, ceny i ryzyko*, WIG-Press Warszawa.
- Wang Y., Cavanaugh J.E., Song C., [2001], *Self-similarity index estimation via wavelets for locally self-similar processes*, „Journal of Statistical Planning and Inference” 99, 91-110.
- Weron A., [1996], *Inżynieria Finansowa i Hipoteza Fraktalnego Rynku Papierów Wartościowych*, Wykład inauguracyjny 1996/97 na Politechnice Wrocławskiej, <http://pryzmat.pwr.wroc.pl>

A WAVELET ANALYSIS OF THE EXCHANGE RATE OF THE ZLOTY

Summary

The paper looks at currency exchange rates through the lens of a mathematical procedure known as a wavelet analysis. The authors use two statistical parameters, the Hurst coefficient and the gamma coefficient, to determine the compliance of their method with what is called Generalized Pareto Distribution (GPD). The Hurst coefficient is a measure of the randomness of a process and shows how it changes. The gamma coefficient provides information on the dependence/independence of variables generating the process. In the case of currency exchange rates, the main variables are key economic factors and decisions made by monetary policy makers.

The analysis applies to a period in the past when Poland's exchange rate system became more flexible. Depending on changes made in the exchange rate system, the authors identified periods of a uniform exchange rate policy and the stage of a free market rate. They zeroed in on daily changes in the dollar/zloty and euro/zloty rates, in addition to other factors.

Keywords: wavelet analysis, currency exchange rates, statistical parameters, Hurst coefficient, gamma coefficient, Generalized Pareto Distribution (GPD)