

Efektywność informacyjna polskiego rynku walutowego – analiza wstępna

Michał Grotowski, Krzysztof Wyroba

W niniejszym artykule zaprezentowano wyniki badań efektywności informacyjnej polskiego rynku walutowego. Badania te są częścią prac prowadzonych w Katedrze Rynku Kapitałowego Akademii Ekonomicznej w Krakowie, w ramach grantu KBN nr 1H02C03218, dotyczących efektywności informacyjnej polskiego rynku kapitałowego.

Hipoteza efektywnych informacyjnie rynków kapitałowych jest, od momentu jej sformułowania przez E. Fame'a w połowie lat 60. XX wieku, przedmiotem intensywnych badań empirycznych. Początkowo potwierdzały one słuszność tej hipotezy, ale od około 20 lat w czasopismach naukowych pojawiają się artykuły, w których dowodzi się, że rynki kapitałowe nie są jednak efektywne informacyjnie. Rezultaty te budzą kontrowersje między innymi z powodu tzw. problemu hipotezy łącznej (*joint hypothesis problem*), polegającego na niemożliwości falsyfikacji (w sensie Poppera) hipotezy efektywności¹. Jednak niezależnie od tych wątpliwości hipoteza rynków efektywnych nadal pozostaje w centrum zainteresowania naukowców.

W artykule zaprezentowano wyniki testów błędzenia losowego dla danych z polskiego rynku walutowego. Nie dają one bezpośrednio odpowiedzi na pytanie o efektywność informacyjną badanego rynku, jednak metody wybrane przez autorów zapewniają możliwość interpretacji ich wyników w tych kategoriach.

Artykuł składa się z trzech części. W pierwszej podano krótki opis hipotezy efektywnych (informacyjnie) rynków kapitałowych oraz zaprezentowano wyniki wybranych badań dotyczących polskiego rynku walutowego. Kolejna część zawiera opis metody badawczej wybranej przez autorów, tj. testu ilorazów wariancji oraz testów pierwiastków jednostkowych. Ostatnia część poświęcona jest prezentacji i interpretacji wyników przeprowadzonych testów oraz wnioskom dotyczącym efektywności polskiego rynku walutowego.

Efektywność informacyjna rynków kapitałowych. Badania empiryczne polskiego rynku walutowego

Hipoteza efektywnych (informacyjnie) rynków kapitałowych została sformułowana przez E. Fame'a. Zdefiniował on efektywny rynek kapitałowy jako taki, na którym ceny zawsze w pełni odzwierciedlają dostępne informacje. Jest to definicja bardzo ogólna – zbyt ogólna

¹ Hipoteza efektywności informacyjnej sama w sobie nie jest empirycznie weryfikowalna. Aby móc przeprowadzić jej statystyczną weryfikację konieczne jest np. określenie modelu oczekiwanych stóp zwrotu. Jednak w takim przypadku każdy dowód przeciwko hipotezie efektywności może być interpretowany jako rezultat złej specyfikacji modelu opisującego kształtowanie się stóp zwrotu z aktywów finansowych.

na choćby dla potrzeb badań empirycznych. Dlatego też obecnie efektywność rynku kapitałowego rozumiana jest jako natychmiastowe i prawidłowe odzwierciedlenie w cenach ściśle określonego typu informacji. Można więc stwierdzić, że przedmiotem rozważań jest efektywność względem pewnego rodzaju (zbioru) informacji, a nie efektywność absolutna. W tym ujęciu rynek jest efektywny, jeżeli na podstawie informacji danego typu nie można systematycznie osiągać ponadnormalnych stóp zwrotu. Do przyjęcia takiej definicji niezbędne jest określenie pojęcia „normalnych” stóp zwrotu. Zazwyczaj rozumie się przez nie stopy zwrotu wynikające ze stosowanego modelu rynku kapitałowego jak np. CAPM lub APT.

Podstawowe typy informacji, względem których bada się efektywność rynku kapitałowego, to:

- historyczne notowania papierów wartościowych,
- wszelkie publicznie dostępne informacje,
- wszelkie informacje dostępne dla uczestników rynku (a więc także informacje poufne).

Analizując efektywność rynku kapitałowego względem informacji z powyższych zakresów mówi się o trzech stopniach (formach) efektywności. Są to: słaba, półsilna i silna efektywność. Takie sformułowanie definicji efektywności informacyjnej rynku kapitałowego może skłaniać do postawienia dwóch pytań: czy określenie, że dany rynek kapitałowy jest efektywny ma praktyczne znaczenie oraz czy rynki kapitałowe mogą być silnie efektywne.

Odpowiedź na pierwsze z tych pytań jest pozytywna. Konsekwencje efektywności informacyjnej danego rynku kapitałowego są bowiem bardzo poważne i obejmują m.in.:

- efektywność alokacyjną rozumianą jako sytuację, w której na danym rynku kapitał płyne do firm o największych możliwościach inwestycyjnych i jego koszt jest ustalany na poziomie odpowiadającym potencjałowi kapitałobiorców,
- brak wpływu struktury pasywów firmy na jej wartość, co wynika ze słynnego twierdzenia Millera–Modigliani’ego,
- brak wpływu polityki dywidend na wartość firmy,
- bezużyteczność analizy technicznej i fundamentalnej jako technik wyboru portfeli akcji,
- brak możliwości istnienia strategii inwestycyjnej systematycznie przynoszącej ponadnormalne zyski.

Opis wielu innych konsekwencji efektywności informacyjnej rynku kapitałowego znajduje się między innymi w opracowaniach Haugena (1999) i Cochrane’a (2001).

Na drugie z postawionych powyżej pytań odpowiedzieli, w znanym artykule, Grossman i Stiglitz (1980). Dowiedli oni, że rynek kapitałowy silnie efektywny to konstrukcja teoretyczna, niemogąca istnieć w rzeczywistym świecie przy założeniu racjonalności inwestorów. Jest to konsekwencją występowania kosztów

pozyskiwania i przetwarzania informacji. Mogłoby się więc wydawać, że badanie efektywności rynków kapitałowych jest pozbawione sensu – co jednak nie jest prawdą. Spostrzeżenie Grossmana i Stiglitz powoduje jedynie konieczność sprawdzania, czy ewentualne nieefektywności mogą zostać wykorzystane w taki sposób, że zrekompensuje to koszty poniesione przy poszukiwaniu i przetwarzaniu informacji koniecznych do ich wykrycia². Jeżeli jest to niemożliwe, to nieefektywności badanego rynku kapitałowego można potraktować jako dowód racjonalności postępowania inwestorów, którzy nie podejmują działań mających na celu ich likwidację nie mając możliwości zyskania na tym.

Weryfikacja efektywności informacyjnej polskiego rynku kapitałowego dopiero się rozpoczyna, co wynika głównie z jego stosunkowo krótkiej historii. Wyniki pierwszych badań giełdowego rynku akcji wskazują na brak znacznych przypadków nieefektywności³. Przeprowadzone do tej pory badania empiryczne polskiego rynku walutowego nie dają natomiast bezpośredniej odpowiedzi na pytanie o stopień efektywności tego rynku. Koncentrują się na innych aspektach teorii ekonomii opisującej zachowanie rynku walutowego. Syczewska (2002), stosując metody analizy sezonowości oraz testy pierwiastków jednostkowych, weryfikuje hipotezę parytetu siły nabywczej (*purchasing power parity* – PPP)⁴. Uzyskane przez nią wyniki pozwalają stwierdzić, że hipoteza ta nie jest prawdziwa w odniesieniu do polskiego rynku walutowego (kursu USD/PLN) w okresie od pierwszego kwartału 1993 r. do trzeciego kwartału 2000 r. (dane kwartalne). Natomiast Kelm (2001, 2002) stosując model wektorowej korekty błędem (*vector error correction model*) oraz analizę kointegracji stwierdza, że w latach 1992–1998 kurs USD/PLN kształtował się w długim okresie zgodnie z hipotezą PPP, choć w krótkich okresach występowały znaczne odchylenia od parytetu.

Opisane powyżej badania hipotezy PPP w odniesieniu do kursu USD/PLN mają dwie wspólne cechy. Po pierwsze w obu wykorzystano dane kwartalne, co powoduje, że badane szeregi czasowe są krótkie, a oparte na nich wnioskowanie statystyczne jest mniej wiarygodne. Po drugie zarówno Syczewska (2002), jak i Kelm (2001, 2002) wykorzystują dane o kursie USD/PLN sprzed 1995 r., kiedy to kurs ten był kształtowany całkowicie przez Narodowy Bank Polski, oraz po 1995 r., kiedy nastąpiło jego częściowe uwolnienie⁵. Wyniki wspomnianych badań mogą więc być obciążone efektami zmiany reżimu kursowego. Dlatego uzasad-

² Oraz np. koszty późniejszych transakcji.

³ Por. Czekaj, Woś, Żarnowski (2001) i literatura cytowana w tym opracowaniu.

⁴ Por. np. Barro (1997). Również Kelm (2001) opisuje zwięźle tę hipotezę oraz inne, dotyczące rynków walutowych. W niniejszym artykule nie podano jej charakterystyki, ponieważ nie była ona celem opisywanych badań.

⁵ Kelm (2002) wykorzystuje ten fakt do zbadania hipotezy stwierdzającej, że długookresowa polityka kursowa NBP była w latach 1992–1998 zgodna z PPP.

nione wydaje się przeprowadzenie podobnych analiz z wykorzystaniem danych o większej częstotliwości (co spowoduje wydłużenie dostępnych szeregów czasowych) oraz zbadanie stabilności uzyskanych wyników w podokresach odpowiadających różnym reżimom kursowym⁶. Przedstawione w niniejszym artykule wyniki testów pierwiastków jednostkowych nominalnego kursu USD/PLN mogą być traktowane jako pierwszy krok w tym kierunku⁷.

Spośród innych prac dotyczących polskiego rynku walutowego (pośrednio jego efektywności) wspomnieć należy artykuły Fic (2002) oraz Jaworskiego (1999). Fic (2002), wykorzystując dzienne notowania kursów EUR/PLN i USD/PLN z okresu marzec 1999 r. – lipiec 2001 r., zidentyfikowała 6 okresów, w których prawdopodobnie wystąpiły bąble spekulacyjne kursu złotego⁸. W przypadku potwierdzenia ich wystąpienia można by wnioskować o okresowej nieefektywności polskiego rynku walutowego. Obecność bąbli spekulacyjnych oznacza bowiem, że nie wszystkie informacje są uwzględniane w kursach walut w sposób odpowiadający ich znaczeniu. Ponadto Fic (2002) negatywnie zwerifikowała hipotezę nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych (*uncovered interest rate parity*).

Jaworski (1999) skonstruował model ekonometryczny umożliwiający prognozowanie odchyłań kursów fixingowych od parytetu. Autor nie sprawdził dokładnie zdolności predykcyjnej tego modelu – gdyby umożliwił on prognozowanie kursu walutowego z precyzją wystarczającą do osiągania systematycznych zysków na rynku walutowym, byłby to dowód przeciwko hipotezie efektywności tego rynku.

Opis metodologii badań

Model kursu walutowego poddany testom przedstawionym w artykule, można zapisać w następującej postaci⁹:

$$p_t = \mu + \alpha \cdot p_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie:

$$p_t = \ln(S_t),$$

S_t – kurs spotowy badanej waluty w chwili t ,

μ – pewna stała.

Założenia dotyczące zmiennej losowej ε_t zostaną podane w dalszej części artykułu.

Celem badań opisanych w niniejszym artykule było wyjaśnienie następujących kwestii:

- Czy powyższy model z $\alpha = 1$ jest dobrym przybliżeniem dla analizowanych kursów walutowych?
- Czy można stwierdzić, że równanie (1), w którym ε_t są niezależnymi zmiennymi losowymi o takim samym rozkładzie (ze skończoną wariancją), jest dobrym modelem dla tych kursów?

W związku z powyższym wykonano testy pierwiastków jednostkowych oraz test ilorazów wariancji, przedstawione poniżej. Test ilorazów wariancji jest testem modelu błędzenia losowego, opisywanego równaniem (1) z $\alpha = 1$, sprawdzającym głównie, czy spełnione są pewne założenia dotyczące składnika ε_t , jak np. niezależność i homoskedastyczność lub brak korelacji. Testy pierwiastków jednostkowych służą natomiast weryfikacji tego modelu, a zwłaszcza sprawdzeniu, czy testowane dane mogą być faktycznie modelowane za pomocą niestacjonarnego procesu stochastycznego, tzn. w tym przypadku równaniem (1) z $\alpha = 1$ ¹⁰.

Test ilorazu wariancji. Metodologia i sposób interpretacji wyników

Zakładamy, że dysponujemy $nk + 1$ obserwacjami kursów spotowych (np. dziennych) pewnej waluty:

$$S_0, S_1, \dots, S_{nk}.$$

Wówczas test ilorazów wariancji służy sprawdzeniu, czy poniższe równanie:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, nk, \quad (2)$$

stanowi dobry model dla analizowanego kursu walutowego. Hipoteza zerowa testu stwierdza, że równanie (2) jest właściwym modelem dla tego kursu. Do czasu podania założeń dotyczących zmiennych losowych ε_t pozostaje ona jednak nieprecyzyjnie sformułowana. W związku z powyższym w niniejszym artykule poddano testom model (2) w dwóch wariantach, odpowiadających następującym założeniom:

- ε_t są niezależne i mają identyczny rozkład normalny o zerowej wartości oczekiwanej oraz tej samej wariancji (założenie 1),
- ε_t są nieskorelowane i mają skończoną wariancję (założenie 2).

Należy stwierdzić, że założenie 2 jest słabsze niż założenie 1¹¹. Można więc kwestionować sens przepro-

⁶ Por. Kelm (2001), s. 224.

⁷ Stanowią one kontynuację części badań przeprowadzonych przez Syczewską (2002).

⁸ Bąble spekulacyjne są rezultatem działalności tych uczestników rynku walutowego, którzy chcą wzmocnić lub osłabić daną walutę w celu osiągnięcia zysków z zawartych transakcji. Ich działania doprowadzają do krótkoterminowych odchyłań poziomu kursu walutowego od wartości fundamentalnych, które są w późniejszych okresach korygowane.

⁹ Dokładna postać modelu zależy od hipotezy zerowej przeprowadzanego testu. Równanie (1), bez założeń dotyczących składnika resztowego α , oraz ε i μ jest najogólniejszą jego postacią.

¹⁰ Oczywiście jeżeli $\alpha > 1$, to też mamy do czynienia z procesem niestacjonarnym, ale w takim przypadku jest to proces eksplozywny, niezwykle rzadko spotykany przy analizie ekonomicznych szeregów czasowych – por. Mills (1999, s. 41-42). Z tego powodu przypadek $\alpha > 1$ nie jest zwykle rozpatrywany przy analizie danych finansowych.

¹¹ Tzn. jeżeli ε_t spełnia założenie 1, to automatycznie spełnia założenie 2.

wadzenia testu ilorazów wariancji dla obu tych założeń, jeżeli np. odrzucenie hipotezy zerowej przy założeniu 2 automatycznie oznacza odrzucenie jej przy założeniu 1. Okazuje się jednak, że takie postępowanie pozwala na identyfikację przyczyn ewentualnego odrzucenia hipotezy zerowej, a w konsekwencji umożliwia określenie, czy jest nią heteroskedastyczność ε_t , czy autokorelacja¹². To rozróżnienie jest ważne dla interpretacji uzyskanych wyników w kategoriach efektywności informacyjnej polskiego rynku walutowego.

Przyjrzyjmy się bliżej modelowi przedstawionemu wzorem (2) i przyjmijmy, że spełnione jest założenie 1. Po przeniesieniu p_{t-1} na drugą stronę wzoru (2) i skorygowaniu z definicji p_t otrzymamy:

$$r_t = \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right) = \mu + \varepsilon_t,$$

Oznacza to, że dzienna stopa zwrotu (przy kapitalizacji ciągłej) r_t analizowanego kursu walutowego ma rozkład normalny o wartości oczekiwanej μ i wariancji równej wariancji ε_t . Ponadto z przyjętych założeń wynika, że poszczególne dzienne stopy zwrotu są niezależne. W takiej sytuacji wariancja stopy zwrotu z k dni będzie równa k razy wariancji jednodniowej stopy zwrotu¹³. Jeżeli zatem hipoteza zerowa testu jest prawdziwa (tzn. kursy walut są generowane przez proces stochastyczny zdefiniowany równaniem (2) i ε_t spełniają założenie 1), to powinna zachodzić następująca prawidłowość:

$$\frac{\text{var}(r_k)}{k \cdot \text{var}(r_1)} = 1, \quad (3)$$

gdzie r_k oznacza logarytmiczną stopę zwrotu z analizowanego kursu walutowego z k dni. Dlatego test hipotezy zerowej można oprzeć na ilorazie wariancji występującym po lewej stronie równości (3). Jeżeli jest ona prawdziwa, to iloraz wariancji obliczony z próby powinien być statystycznie nieodróżnialny od 1. Oczywiście weryfikacja takiej hipotezy wymaga znajomości rozkładu statystyki testowej, czyli ilorazu wariancji z próby. Rozkład ten został podany przez Lo i MacKinlaya (1988). Dowiedli oni, że przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej następująca statystyka:

$$z(k) = \frac{IW(k) - 1}{\sqrt{L(k)}}, \quad (4)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} \bar{p} &= \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^{nk} (p_i - p_{i-1}), \\ \overline{\text{var}}(r_1) &= \frac{1}{nk-1} \sum_{i=1}^{nk} (p_i - p_{i-1} - \bar{p})^2, \\ \overline{\text{var}}(r_k) &= \frac{1}{(nk-k-1)(1-1/n)} \sum_{i=k}^{nk} (p_i - p_{i-k} - k\bar{p})^2, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} IW(k) &= \frac{\overline{\text{var}}(r_k)}{k \cdot \text{var}(r_1)}, \\ L(k) &= \sqrt{\frac{3nk^2}{2(2k-1)(k-1)}}. \end{aligned}$$

ma asymptotycznie standardowy rozkład normalny¹⁴. Ponieważ jest to rozkład asymptotyczny, należy się zastanowić, czy stosowanie go w skończonych próbach nie prowadzi do poważnych błędów. Lo i MacKinlay (1989) sprawdzając czy powyższa statystyka ma dobre własności, potwierdzili, że może ona służyć do weryfikacji hipotezy zerowej w skończonych próbach.

Powyżej opisano sposób testowania modelu (2) przy założeniu 1. Trzeba jednak zaznaczyć, że znacznie bardziej realistycznym założeniem jest założenie 2, stąd też pojawia się potrzeba zdefiniowania nowej statystyki testowej¹⁵. Lo i MacKinlay (1988) podają, że przy tym założeniu hipotezę zerową można weryfikować korzystając z następującej statystyki:

$$z^*(k) = \frac{IW(k) - 1}{\sqrt{L^*(k)}}, \quad (5)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} L^*(k) &= \sum_{j=1}^{k-1} \left[\left(\frac{2(k-j)}{k} \right)^2 \cdot V(j) \right], \\ V(j) &= \frac{\sum_{t=j+1}^{nk} (p_t - p_{t-1} - \bar{p})^2 \cdot (p_{t-j} - p_{t-j-1} - \bar{p})^2}{\left[\sum_{t=1}^{nk} (p_t - p_{t-1} - \bar{p})^2 \right]^2}. \end{aligned}$$

ma, podobnie jak poprzednia statystyka testowa, asymptotycznie standardowy rozkład normalny. Także w tym przypadku Lo i MacKinlay (1989) sugerują, że w skończonych próbach rozkład opisanej statystyki jest bliski rozkładowi asymptotycznemu, co usprawiedliwia stosowanie jej w testach dla takich próbek.

W związku z powyższym statystyki zdefiniowane wzorami (4) i (5) pozwalają na zweryfikowanie hipotezy zerowej, dając tym samym odpowiedź na pytanie, czy za pomocą równania (2) można dobrze modelować analizowany kurs walutowy. Jeżeli otrzymane rezultaty sugerują odrzucenie hipotezy zerowej, to do ich interpretacji możemy wykorzystać następującą równość podaną przez Lo i MacKinlaya (1988):

$$\frac{\text{var}(r_k)}{k \cdot \text{var}(r_1)} = 1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} \left(1 - \frac{j}{k}\right) \cdot \rho(k), \quad (6)$$

¹⁴ Asymptotycznie ze względu na liczbę obserwacji w badanym szeregu czasowym, czyli przy n dążącym do nieskończoności.

¹⁵ Ponieważ przykładowo badania empiryczne dowiodły, że logarytmiczne stopy zwrotu z kursów walutowych cechują się zmienną w czasie wariancją, a to jest sprzeczne z założeniem 1.

¹⁶ Równość (6) zachodzi w skończonych próbach przy założeniu 1. Jeżeli natomiast spełnione jest założenie 2, to jest ona prawdziwa w granicy (przy n dążącym do nieskończoności).

¹² Heteroskedastyczność ε_t oznacza zmienność wariancji ε_t w czasie.

¹³ Ponieważ stopa zwrotu przy kapitalizacji ciągłej jest addytywna, to stopa zwrotu z k dni jest równa sumie k dziennych stóp zwrotu. Dziennie stopy zwrotu są niezależne, toteż wariancja ich sumy będzie równa sumie ich wariancji.

gdzie $\rho(k)$ jest współczynnikiem autokorelacji rzędu k szeregu czasowego dziennych logarytmicznych stóp zwrotu z kursu walutowego¹⁶.

Bazując na równości (6) można stwierdzić, że jeżeli otrzymane empirycznie ilorazy wariancji są większe od jedności, to w badanym szeregu czasowym dominują dodatnie współczynniki autokorelacji. Jeżeli natomiast otrzymany iloraz wariancji jest mniejszy od jedności, to można wnioskować, że analizowane dane charakteryzują się przewagą ujemnych współczynników autokorelacji. Interpretacja otrzymanych wyników w kontekście efektywności rynku walutowego może być dalej prowadzona dwutorowo.

Różne od zera i istotne autokorelacje można interpretować w kategoriach hipotezy efektywności, ponieważ świadczą one o możliwości prognozowania stóp zwrotu z badanego kursu walutowego tylko na podstawie jego historycznych notowań. Taka sytuacja jest niezgodna z hipotezą słabej efektywności. Mając na uwadze wspomnianą już pracę Grossmana i Stiglitz, należy jednak pamiętać o sprawdzeniu, czy taka nieefektywność jest ekonomicznie istotna.

Kolejnych możliwości interpretacji istotnych autokorelacji dostarcza model przestrzelonego (*overshoot, undershoot*) kursu walutowego. Zgodnie z nim kursy mogą, z pewnych powodów, czasowo kształtować się na poziomie różnym od swojej wartości fundamentalnych¹⁷. Przykładem jest model opracowany przez Dornbuscha (1976). Ekspansja monetarna państwa (zmiana nominalnej podaży pieniądza) powoduje w nim czasowe „przestrzelenie” kursu walutowego, przejawiające się jego zbyt mocną reakcją w czasie procesów dostosowawczych po zmianie podaży pieniądza. Zwiększenie kursu walutowego do pewnego poziomu K (poziomu nowej równowagi, wynikającej ze zmiany warunków rynkowych) odbywa się w dwóch etapach. W krótkim okresie kurs walutowy rośnie do poziomu wyższego niż K , a następnie, w dłuższym okresie, jest korygowany i obniża się do poziomu K . Analogiczny, dwuetapowy proces dostosowawczy, występuje w przypadku obniżki kursu walutowego. Konsekwencją takiego sposobu zmian kursu walutowego jest występowanie ujemnych współczynników autokorelacji w szeregu czasowym stóp zwrotu z tego kursu.

W literaturze przedmiotu występują również inne typy modeli przestrzelonego kursu walutowego, w których – w przeciwieństwie do modelu Dornbuscha – początkowa reakcja kursu na zmiany warunków rynkowych jest niewystarczająca. Następująca po niej korekta ma taki sam kierunek jak początkowa zmiana kursu. W rezultacie stopy zwrotu z tego kursu walutowego charakteryzują się dodatnią autokorelacją. Model tego typu opisują Liu i He (1991).

Jakkolwiek model Dornbuscha i model cytowany przez Liu i He znacznie różnią się od siebie, jednak mają wspólną cechę. Mogą być weryfikowane poprzez badanie autokorelacji szeregu stóp zwrotu z analizowanego kursu walutowego. Ponieważ odrzucenie hipotezy zerowej w teście ilorazów wariancji dostarcza pewnych informacji o tych autokorelacjach, można interpretować wyniki tego testu w świetle opisanych modeli, a tym samym w kategoriach hipotezy efektywności informacyjnej rynku walutowego. Przestrzelenie kursu walutowego nie jest zgodne z tą hipotezą, ale może być ekonomicznie nieistotne. Na przykład w modelu Dornbuscha wielkość odchylenia kursu walutowego od wartości fundamentalnej jest determinowana m.in. przez wielkość popytu na pieniądz. Poziom odchylenie kursu oraz szybkość procesów dostosowawczych, doprowadzających w tym modelu gospodarkę do nowego stanu równowagi, decydują natomiast o tym, czy odchylenia te mogą zostać uznane za dowód nieefektywności.

Należy tu zauważyć, że w opisanych powyżej modelach przyczyną przestrzelenia kursu walutowego jest interwencja władz monetarnych danego państwa. W ostatnich latach popularność zdobywa również inna hipoteza wyjaśniająca przyczyny tego zjawiska. Jej podstawą są badania psychologów dowodzące, że ludzie w trakcie podejmowania decyzji popełniają systematycznie błędy, które powodują powstawanie nieefektywności na rynkach finansowych oraz istotnych autokorelacji w szeregach czasowych stóp zwrotu z aktywów finansowych. Zgodnie z tą hipotezą, przestrzelenia kursów walutowych są rezultatem nieadekwatnej reakcji inwestorów na informacje dotyczące tych kursów i świadczą o nieefektywności rynku walutowego¹⁸.

Testy pierwiastków jednostkowych. Metodologia i sposób interpretacji wyników

Teoria testów pierwiastków jednostkowych jest bardzo rozbudowana i jej prezentacja nie jest możliwa w tym artykule ani nie jest jego celem¹⁹. Z tych względów sposób przeprowadzania takich testów wyjaśniono jedynie na przykładzie testu Dickeya–Fullera (DF), wykorzystanego w trakcie badań.

Jedną z możliwych postaci hipotezy zerowej tego testu jest stwierdzenie, że dynamikę kursów walutowych opisuje równanie:

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

¹⁸ Opis tej hipotezy można znaleźć między innymi w książce Haugena (1999). Przegląd badań empirycznych dokumentujących anomalie behawioralne na rynkach kapitałowych znajduje się w artykule Famy (1998).

¹⁹ Czytelnik zainteresowany tą teorią znajdzie jej omówienie w pracach Greene (2000), Hamiltona (1994) oraz Maddali i Kima (1998).

²⁰ Proces stochastyczny zdefiniowany równaniem (8) jest stacjonarny wtedy i tylko wtedy gdy $|\alpha| < 1$. Można zatem stwierdzić, że hipoteza zerowa postuluje, że kursy walutowe są generowane przez proces niestacjonarny (o konkretnej postaci), hipoteza alternatywna zaś stwierdza, że jest on stacjonarny.

¹⁷ Tzn. uzasadnionych racjonalnymi przesłankami i wynikających z długookresowej równowagi w gospodarce.

gdzie ε_t to zmienne losowe o zerowej wartości oczekiwanej i stałej wariancji. Hipoteza alternatywna ma w tej sytuacji następującą postać²⁰:

$$p_t = \alpha \cdot p_{t-1} + \varepsilon_t, \quad |\alpha| < 1. \quad (8)$$

Sprawdzenie prawdziwości hipotezy zerowej może polegać na estymacji równania regresji o postaci (8), a następnie weryfikacji, czy $\alpha = 1$ za pomocą standardowego testu wykorzystującego t -statystyki dla współczynników regresji. Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej t -statystyka dla współczynnika α ma rozkład inny, niż rozkład t -Studenta²¹. Wartości krytyczne dla tej statystyki zostały podane przez Dickeya i Fullera i na ich podstawie można przeprowadzić opisany wyżej test.

Hipoteza zerowa testu DF może zostać sformułowana również w inny sposób, np. z wyrazem wolnym w postaci testowanego modelu²²:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (9)$$

Jednak ta pozornie niewielka modyfikacja powoduje zmianę rozkładu statystyki testowej, a w konsekwencji zmianę jej wartości krytycznych, co trzeba uwzględnić interpretując wyniki.

Test DF jest jednym ze standardowo stosowanych testów pierwiastków jednostkowych. Należy jednak zauważyć, że postać hipotezy zerowej tego testu jest zbyt restrykcyjna do modelowania kursów walutowych. Powodem tego jest założenie o niezależności i stałości rozkładu ε_t ²³. Testem, który pozwala je osłabić jest rozszerzony test Dickeya–Fullera (*Augmented Dickey–Fuller – ADF*). Umożliwia on weryfikację modeli wyrażonych równościami (7) i (9), przy założeniu, że zmienne losowe ε_t są skorelowane. Typ ich korelacji nie może być jednak dowolny. Zakłada się bowiem, że ε_t tworzą proces autoregresyjny skończonego rzędu k . W praktyce poważnym problemem jest wybór wielkości parametru k . W literaturze przedmiotu wymienia się kilka propozycji ustalenia tego parametru, ale nie rozstrzygnięto, która z nich jest najlepsza²⁴. Z tego powodu test ADF przeprowadza się często dla wielu różnych wartości parametru k , a następnie porównuje się otrzymane wyniki. W badaniach opisywanych w artykule przeprowadzono ten test dla dziesięciu wartości parametru k – od 1 do 10. Dla tych samych wartości parametru k , w celu weryfikacji otrzymanych wyników, wykonano również test Phillipsa–Perrona (PP), który jest nieparametrycznym odpowiednikiem testu ADF.

Ponieważ testy pierwiastków jednostkowych można stosować tylko do procesów różnicowo-stacjonarnych (*difference-stationary – DS*), poważnym problemem związanym z testowaniem obecności pierwiastków jednostkowych jest rozróżnienie czy proces generujący dane jest trendo-stacjonarny (*trend-stationary – TS*), czy też różnicowo-stacjonarny²⁵. Nie jest to proste, ponieważ oba wymienione typy procesów mogą generować podobne szeregi czasowe. Aby to zilustrować, rozważmy dwa modele zdefiniowane następującymi równaniami²⁶:

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t, \quad E(\varepsilon_t) = 0, \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2, \quad (10)$$

oraz

$$y_t = \mu + y_{t-1} + u_t, \quad E(u_t) = 0, \text{Var}(u_t) = \sigma_u^2, \quad (11)$$

Proces opisywany równaniem (10) jest przykładem procesu trendo – stacjonarnego, podczas gdy proces opisywany równaniem (11) jest różnicowo-stacjonarny. Pozornie wydaje się, że procesy te są całkowicie różne i generowane przez nie szeregi czasowe będzie można z łatwością rozróżnić. Jednak po przekształceniu (11) do następującej postaci:

$$y_t = y_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t u_j, \quad E(u_t) = 0, \text{Var}(u_t) = \sigma_u^2, \quad (11a)$$

okazuje się, że oba te procesy charakteryzują się liniowym trendem, a różnią tylko tym, iż składnik resztowy w (10) jest homoskedastyczny, a w (11a) heteroskedastyczny. W przypadku, gdy wariancje składników resztowych w (10) i (11a) są stosunkowo małe w porównaniu ze składnikiem liniowym, rozróżnienie, czy proces generujący dane jest typu TS, czy DS, może być bardzo trudne. Nelson i Plosser zaproponowali następującą metodę działania w takiej sytuacji²⁷. Należy wyestymować równanie regresji o postaci:

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

a następnie przeprowadzić test Dickey’a–Fullera (F-test) poniższego układu hipotez:

$$H_0: \rho = 1, \beta = 0.$$

$$H_1: |\rho| < 1.$$

Odrzucenie hipotezy zerowej interpretuje się jako dowód, że proces generujący dane jest procesem trendo-stacjonarnym. W przeciwnym przypadku stwierdza się, że nie ma podstaw do odrzucenia tezy, że proces generujący dane jest procesem różnicowo-stacjonarnym. Wówczas możliwe jest dalsze prowadzenie analizy z wykorzystaniem testów obecności pierwiastków jednostkowych.

²¹ Rozkład t -Studenta o odpowiedniej liczbie stopni swobody jest właściwym rozkładem dla tej statystyki, gdy $\alpha \neq 1$.

²² Oczywiście konieczne jest dodanie wyrazu wolnego w hipotezie alternatywnej.

²³ Kwestia ta została już poruszona przy prezentacji testu ilorazów wariancji – por. przypis 15.

²⁴ Krótki przegląd tych reguł zawiera rozdział 3.6.2 monografii Maddali i Kima (1998).

²⁵ Por. Maddala (1992, rozdział 6.10) i Mills (1999, s. 79-89) zawierają definicje i przykłady procesów typu TS i DS.

²⁶ Por. Maddala (1992, rozdział 6.10).

²⁷ Por. Maddala (1992, rozdział 6.10). Zamieszczono tam wartości krytyczne statystyki testowej tego testu.

Drugim poważnym problemem związanym z testowaniem obecności pierwiastków jednostkowych jest słaba moc testów DF, ADF i PP i w związku z tym często mała wiarygodność ich wyników. Aby ją zwiększyć, stosuje się tzw. analizę potwierdzającą (*confirmatory analysis*)²⁸. Składa się ona z następujących etapów:

– testowanie obecności pierwiastków jednostkowych za pomocą testu, którego hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność (tj. niestacjonarność typu DS) procesu stochastycznego generującego analizowane dane (np. DF, ADF czy PP),

– testowanie obecności pierwiastków jednostkowych za pomocą testu, którego hipoteza zerowa zakłada stacjonarność (lub trendo-stacjonarność) procesu stochastycznego generującego analizowane dane, hipoteza alternatywna zaś stwierdza, że proces ten jest niestacjonarny (typu DS),

– porównanie wyników powyższych etapów. Pożądana jest sytuacja, gdy w jednym z etapów hipoteza zerowa zostaje odrzucona, a w drugim nie ma do tego podstaw. Otrzymuje się wtedy „potwierdzenie” wiarygodności wyników pierwszego etapu.

Badania empiryczne dowiodły, że opisana powyżej procedura daje lepsze wyniki niż oddzielne zastosowanie testów DF, ADF i PP²⁹. Z tego powodu postanowiono zastosować ją w badaniach prezentowanych w niniejszym artykule. W tym celu w drugim etapie analizy potwierdzającej wykonano test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina (KPSS), który został przedstawiony poniżej³⁰.

Rozważmy model zdefiniowany następującym równaniem:

$$x_t - x_{t-1} = \mu + a_t - \theta a_{t-1}, \quad (12)^{31}$$

Układ hipotez testu KPSS jest następujący:

$$H_0: \theta = 1, \\ H_1: |\theta| < 1.$$

Hipoteza zerowa oznacza więc, że proces generujący dane jest typu TS – taki jak zdefiniowany równaniem (10). Hipoteza alternatywna stwierdza natomiast, że procesem tym jest niestacjonarna ARIMA (0,1,1) (proces typu DS). Statystyka testowa ma następującą postać:

$$\eta_T = \frac{1}{T^2} \hat{\sigma}_e^2 \sum_{t=1}^T \hat{S}_t^2, \quad (13)$$

gdzie:

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2, \quad \hat{S}_t = \sum_{s=1}^t e_s, \quad e_s = x_s - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 s,$$

są estymatorami (MNK) parametrów regresji opisanej równaniem (10).

Jeżeli hipoteza zerowa jest prawdziwa, to wartość statystyki powinna być bliska zera. Jej wysokie wartości świadczą przeciwko hipotezie zerowej. Wartości krytyczne są następujące: na poziomie istotności 5% - 0,146; na poziomie istotności 1% - 0,216.

Można również rozważać następujący model:

$$x_t - x_{t-1} = a_t - \theta a_{t-1}. \quad (12a)$$

Układ hipotez testu KPSS jest wówczas taki jak powyżej, hipoteza alternatywna oznacza to, co powyżej, natomiast zmienia się znaczenie hipotezy zerowej. Jeżeli jest prawdziwa, to:

$$x_t = \mu + a_t,$$

Oznacza to, że proces generujący dane jest procesem stacjonarnym (a nie TS, jak poprzednio). W takim przypadku statystyka testowa jest obliczana jak powyżej, przy czym:

- $e_s = x_s - \bar{x}$,
- statystyka testowa oznaczana jest jako η_T , a jej wartości krytyczne to: 0,463 na poziomie istotności 5%, oraz 0,739 na poziomie istotności 1%.

Powyższa prezentacja metodologii testów pierwiastków jednostkowych nie wyjaśnia, w jaki sposób ich wyniki mogą być interpretowane w kategoriach hipotezy efektywnego rynku kapitałowego. Jest to jednak możliwe. Zakładając, że hipoteza ta jest prawdziwa oraz że prawdziwa również jest hipoteza racjonalnych oczekiwań (*Rational Expectations Hypothesis* – REH), można wykazać, iż logarytmy cen aktywów finansowych powinny „zachowywać się” jakby były realizacją procesu błędzenia losowego z dryfem (9) lub bez (7)³². Proces błędzenia losowego jest procesem typu DS. Do jego weryfikacji można stosować testy obecności pierwiastków jednostkowych. Oczywiście, jeżeli badanie empiryczne wykaże, że model błędzenia losowego jest złym opisem dynamiki zmian logarytmów kursów walut, to może być rezultatem zarówno nieprawdziwości hipotezy efektywności, jak i niesłusznego założenia o prawdziwości REH. Tego problemu nie da się jednak uniknąć³³.

Można więc przedstawić procedurę, zgodnie z którą prowadzono badania opisane w niniejszym artykule. Składała się ona z następujących etapów:

- metodą Nelsona–Plossera zbadano, czy proces logarytmów kursu walutowego (USA/PLN lub DEM/PLN) jest typu TS czy DS,
- przeprowadzono testy pierwiastków jednostkowych (DF, ADF, PP, KPSS),
- przeprowadzono test ilorazu wariancji modelu błędzenia losowego,
- zinterpretowano uzyskane wyniki w świetle hipotezy efektywnego rynku kapitałowego.

²⁸ Por. Maddala, Kim (1998, s. 126-128).

²⁹ Por. Maddala, Kim (1998, s. 126-128).

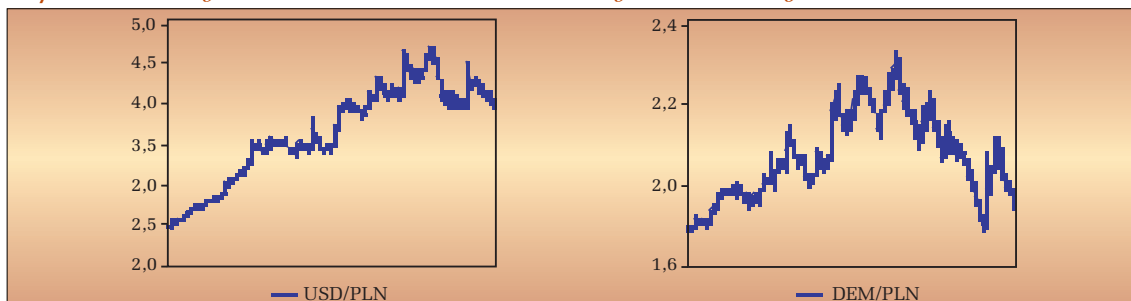
³⁰ Prezentacja tego testu oparta jest na wiadomościach zawartych w pracach: Mills (1999) oraz Stock (1994).

³¹ Zakłada się, że składniki resztowe a_t są niezależne, mają identyczny rozkład normalny z zerową wartością oczekiwaną. Istnieją również wersje testu KPSS, w których osłabia się te założenia – por. Mills (1999) oraz Stock (1994).

³² Por. Brooks (2002, s. 376).

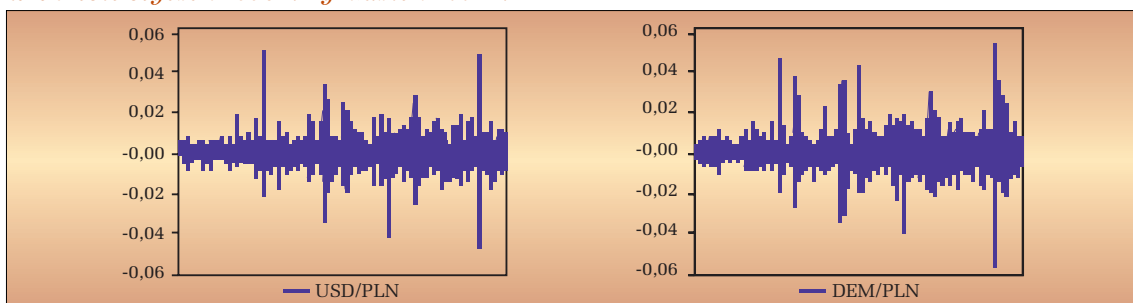
³³ Por. przypis 1 w niniejszym artykule.

Wykres 1 Kursy USD/PLN i DEM/PLN w okresie styczeń 1996 r. - grudzień 2001 r.



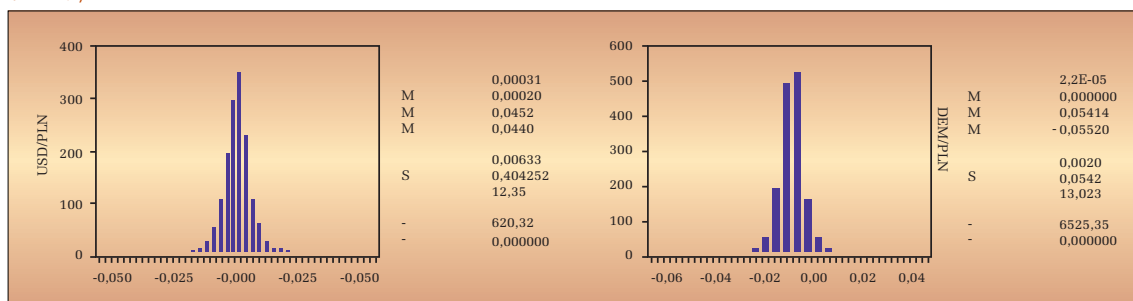
Źródło: obliczenia własne.

Wykres 2 Logarytmiczne stopy zwrotu z dziennych kursów walutowych USD/PLN i DEM/PLN w okresie styczeń 1996 r. - grudzień 2001 r.



Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3 Statystyki opisowe dla logarytmicznych dziennych stóp zwrotu z kursów USD/PLN i DEM/PLN



Źródło: obliczenia własne.

Wyniki empiryczne

Opisane w poprzedniej części artykułu testy statystyczne zostały przeprowadzone dla szeregów czasowych dziennych notowań logarytmów kursów USD/PLN i DEM/PLN obejmujących okres od stycznia 1996 r. do grudnia 2001 r.³⁴ Szeregi te liczą po 1.512 obserwacji. Wykres 1 ilustruje dynamikę ich zmian w badanym okresie³⁵. Wykresy 2 i 3 dostarczają informacji o wartościach i podstawowych statystykach dziennych stóp zwrotu (w kapitalizacji ciągłej) z tych kursów. Na pierwszym z tych wykresów można dostrzec grupy obserwacji o znacznie większej amplitudzie wahań. Jest to zjawisko charakterystyczne dla danych finansowych, noszące na-

zwę „grupowania wariacji” (*variance clustering*). Ponadto dane z wykresu 3 pozwalają stwierdzić, że rozkład analizowanych stóp zwrotu jest w obu przypadkach prawostronnie skośny oraz cechuje się większym wyostreniem (leptokurtycznością) i grubszymi ogonami niż w wypadku rozkładu normalnego o identycznej wartości oczekiwanej i wariancji. Spostrzeżenie to potwierdzają wartości empiryczne statystyki Jarque–Bera, mierzącej różnicę między skośnością i kurtozą empiryczną a teoretyczną, normalną. W obu przypadkach są one istotne na poziomie 1%, co wskazuje na znaczne rozbieżność między rozkładami empirycznymi a normalnymi.

Powyższe uwagi są ważne w kontekście testów ilorazu wariacji (wersja pierwsza, statystyka $z(k)$). Wynika z nich bowiem, że nie są spełnione założenia tego testu. Należy zatem mieć ograniczone zaufanie do jego wyników.

³⁴ Dane z NBP.

³⁵ Na wykresie zaprezentowano wartości kursów – nie logarytmy.

Tabela 1 Test Nelsona-Plossera typu procesu generującego dane (logarytmy dziennych kursów USD/PLN i DEM/PLN z okresu styczeń 1996 r. – grudzień 2001 r. i w podokresach)

	01.1996–12.2001	01.1996–12.1997	01.1998–12.1999	01.2000–12.2001
USD				
α	0,004577	0,024229	0,021891	0,028901
β	5,54E-07	1,95E-05	1,13E-05	-3,66E-06
ρ	0,996346	0,973882	0,977058	0,983071
statystyka F	2,928317	3,210300	3,517707	2,571951
DEM				
α	0,003698	0,024465	0,013772	0,030611
β	-1,93E-07	1,17E-05	8,15E-06	-8,86E-06
ρ	0,994745	0,955433	0,972848	0,970645
statystyka F	2,503173	5,668374*	3,250637	3,735381

* istotność na poziomie 10%.

** istotność na poziomie 5%.

*** istotność na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne.

Kolejnym, po weryfikacji statystyk opisowych, etapem opisywanych badań było sprawdzenie metodą Nelsona-Plossera, czy proces generujący analizowane szeregi czasowe jest typu TS czy DS. Wyniki tego etapu przedstawiono w tabeli 1.

Powyższy test przeprowadzono zarówno dla całego badanego okresu, jak i dla jego dwuletnich podokresów. Celem takiego postępowania była chęć sprawdzenia, czy otrzymane wyniki są „stabilne w czasie”³⁶. Rezultaty zamieszczone w tabeli 1 pozwalają stwierdzić, że szeregi czasowe logarytmów dziennych kursów USD/PLN i DEM/PLN są realizacją procesu różnicowo-stacjonarnego³⁷. Ponadto wyniki te wydają się stabilne w czasie. Tylko w jednym przypadku otrzymana wartość statystyki F sugeruje odrzucenie tej hipotezy – jednak na „niskim” poziomie istotności 10%.

Potwierdzenie, że proces generujący analizowane szeregi czasowe jest różnicowo-stacjonarny pozwala na wykonywanie testów pierwiastków jednostkowych. W ramach opisywanych tu badań przeprowadzono testy DF, ADF i PP (dla wartości k od 1 do 10) oraz test KPSS. Ich wyniki zamieszczono w tabeli 2 (kurs USD/PLN) i 3 (kurs DEM/PLN)³⁸.

W obydwu przypadkach empiryczne statystyki testów DF, ADF i PP nie pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej, stwierdzającej obecność pierwiastka jednostkowego. Rezultaty obliczeń są jakościowo takie same we wszystkich podokresach, jak również dla

wszystkich wartości parametru k . Ponadto otrzymane w wyniku obliczeń empirycznych statystyki testu KPSS są we wszystkich przypadkach statystycznie istotne na poziomie 1%. Na tym poziomie istotności można zatem odrzucić hipotezę zerową testu KPSS stwierdzającą, że proces generujący dane jest stacjonarny (lub trendo-stacjonarny), na korzyść hipotezy alternatywnej, zgodnie z którą, proces ten jest różnicowo-stacjonarny. Tym samym rezultaty testu KPSS potwierdzają wnioski sformułowane na podstawie wyników testów DF, ADF i PP.

Opisane powyżej rezultaty testów statystycznych nie dostarczają żadnych dowodów przeciwko hipotezie stwierdzającej, że logarytmy dziennych kursów USD/PLN i DEM/PLN są realizacją procesu błędzenia losowego. Podsumowując ten etap badań można więc stwierdzić, że nie doprowadził on do wykrycia faktów, które są niezgodne z połączonymi hipotezami efektywności informacyjnej i racjonalnych oczekiwań.

Dalsza weryfikacja prawdziwości wspomnianych wyżej hipotez opierała się na wynikach testów ilorazu wariancji. Zostały one podane w tabeli 4 (kurs USD/PLN) i 5 (kurs DEM/PLN) dla różnych wartości parametru k .

Rezultaty tego testu dla kursu USD/PLN skłaniają do uznania, że model błędzenia losowego dobrze opisuje jego zmiany w całym badanym okresie. Wprawdzie 4 spośród 9 empirycznych statystyk $z(k)$ są istotne, lecz na stosunkowo niskim poziomie istotności –10%. Ponadto, ponieważ wszystkie statystyki $z^*(k)$ są nieistotne, więc zgodnie z zasadami interpretacji wyników testu ilorazu wariancji, opisanymi w poprzedniej części niniejszego artykułu, można stwierdzić, że istotność empirycznych statystyk $z(k)$ jest konsekwencją heteroskedastyczności i braku normalności rozkładu dziennych stóp zwrotu (w kapitalizacji ciągłej) kursu USD/PLN w okresie styczeń 1996 r. – grudzień 2001 r.³⁹ Uzasadnione wydaje się więc stwierdzenie, że równanie (2) (gdzie ε_t spełnia za-

³⁶ Na początku ostatniego analizowanego podokresu (w kwietniu 2000 r.) zmienił się reżim kursowy – wprowadzone zostały płynne kursy walutowe. Mogło to spowodować zmianę charakteru procesu generującego opisywane dane, a w konsekwencji niestabilność wyników uzyskanych w trakcie badań.

³⁷ Por. Hamilton (1994, s. 764) podaje wartości krytyczne dla statystyki F tego testu.

³⁸ Otrzymane rezultaty pozwalają stwierdzić, że proces generujący dane jest zintegrowany, rzędu co najmniej 1 (czyli typu I(1) lub I(p), gdzie $p > 1$). Zweryfikowano również hipotezę stwierdzającą, że proces ten jest typu I(2). Wyniki testów DF, ADF i PP (których nie zamieszczono tutaj za względu na objętość artykułu) jednoznacznie wskazują na nieprawdziwość tej hipotezy.

³⁹ Analiza wykresów 2 i 3 pozwala również na sformułowanie takiej tezy.

Tabela 2 Rezultaty testów pierwiastków jednostkowych dla logarytmów dziennych kursów USD/PLN

	01.1996–12.2001	01.1996–12.1997	01.1998–12.1999	01.2000–12.2001
Statystyka testu Dickey'a - Fullera				
H_0 : bez dryfu (7)	1,614060	3,512887	1,031589	-0,244563
H_0 : z dryfem (9)	-2,348592	-0,680316	-0,636084	-1,707300
Statystyka testu ADF – H_0: bez dryfu				
$k = 1$	1,670064	3,841641	1,083880	-0,258621
$k = 2$	1,568426	3, 655135	1,095786	-0,252428
$k = 3$	1,692501	3,703763	1,222433	-0,232400
$k = 4$	1,711433	3,778426	1,171609	-0,205646
$k = 5$	1,691215	3,793970	1,091190	-0,177603
$k = 6$	1,709841	4,143020	1,019283	-0,161330
$k = 7$	1,771878	4,070756	1,081296	-0,202946
$k = 8$	1, 737916	3,915364	1,079728	-0,189946
$k = 9$	1,719885	3,760729	1,059651	-0,181706
$k = 10$	1,607511	3,420247	0,992058	-0,203534
Statystyka testu ADF – H_0: z dryfem				
$k = 1$	-2,367528	-0,638220	-0,561875	-1,695162
$k = 2$	-2,289477	-0,569887	-0,537633	-1,905852
$k = 3$	-2,359429	-0,576890	-0,371341	-1,804066
$k = 4$	-2,389216	-0,611355	-0,377749	-1,743203
$k = 5$	-2,370495	-0,593326	-0,498988	-1,657037
$k = 6$	-2,390821	-0,602779	-0,576012	-1,611472
$k = 7$	-2,441438	-0,624248	-0,507087	-1,554663
$k = 8$	-2,395845	-0,558726	-0,505368	-1,606343
$k = 9$	-2,392505	-0,570498	-0,522354	-1,594322
$k = 10$	-2,314876	-0,546640	-0,584856	-1,637066
Statystyka testu PP – H_0: bez dryfu				
$k = 1$	1,647273	3,719627	1,062359	-0,244842
$k = 2$	1,628317	3,744372	1,078998	-0,241012
$k = 3$	1,652399	3,794597	1,127426	-0,240794
$k = 4$	1,668309	3,848551	1,149973	-0,241339
$k = 5$	1,679168	3,901069	1,145837	-0,243018
$k = 6$	1,688971	4,010693	1,130361	-0,244929
$k = 7$	1,704380	4,085264	1,130696	-0,246834
$k = 8$	1,714312	4,141730	1,133250	-0,248059
$k = 9$	1,721348	4,172536	1,134603	-0,249179
$k = 10$	1,716229	4,164422	1,127305	-0,249559
Statystyka testu PP – H_0: z dryfem				
$k = 1$	-2,365557	-0,670074	-0,599075	-1,710130
$k = 2$	-2,357080	-0,668989	-0,580325	-1,779614
$k = 3$	-2,369825	-0,666935	-0,525205	-1,789966
$k = 4$	-2,378771	-0,664887	-0,501428	-1,787280
$k = 5$	-2,385289	-0,663038	-0,507606	-1,766188
$k = 6$	-2,391362	-0,659657	-0,526502	-1,742601
$k = 7$	-2,400526	-0,657674	-0,527679	-1,720491
$k = 8$	-2,406899	-0,656335	-0,526386	-1,709252
$k = 9$	-2,411779	-0,655660	-0,526458	-1,699891
$k = 10$	-2,410028	-0,655824	-0,536231	-1,700972
Wyniki testu KPSS				
η_μ	132,373***	49,468***	42,595***	12,449***
η_τ	22,001***	4,958***	4,873***	4,492***

* istotność na poziomie 10%,

** istotność na poziomie 5%,

*** istotność na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3 Rezultaty testów pierwiastków jednostkowych dla logarytmów dziennych kursów DEM/PLN

	01.1996–12.2001	01.1996–12.1997	01.1998–12.1999	01.2000–12.2001
Statystyka testu Dickey'a – Fullera				
H_0 : bez dryfu (7)	-0,079644	1,006577	0,395372	-1,004627
H_0 : z dryfem (9)	-2,199609	-1,377014	-1,608870	-1,699519
Statystyka testu ADF – H_0: bez dryfu				
$k = 1$	-0,041877	1,251575	0,494655	-1,140388
$k = 2$	-0,029909	1,230050	0,568852	-1,228496
$k = 3$	0,002673	1,119646	0,708851	-1,318333
$k = 4$	0,003058	1,349692	0,636189	-1,274065
$k = 5$	0,034889	1,457034	0,639850	-1,361214
$k = 6$	0,015008	1,570881	0,529647	-1,353346
$k = 7$	0,017265	1,655617	0,567953	-1,393059
$k = 8$	0,024212	1,561556	0,622289	-1,359361
$k = 9$	0,014401	1,504260	0,560016	-1,302073
$k = 10$	0,017033	1,455098	0,478629	-1,340830
Statystyka testu ADF – H_0: z dryfem				
$k = 1$	-2,048958	-1,183068	-1,504768	-1,698739
$k = 2$	-2,058353	-1,274223	-1,484684	-1,837698
$k = 3$	-1,872756	-1,319616	-1,310357	-1,587744
$k = 4$	-1,844451	-1,062047	-1,348992	-1,497774
$k = 5$	-1,776715	-1,027739	-1,331997	-1,256895
$k = 6$	-1,785340	-0,919098	-1,430777	-1,261768
$k = 7$	-1,744512	-0,819868	-1,406210	-1,379909
$k = 8$	-1,759079	-0,918382	-1,387148	-1,320003
$k = 9$	-1,781681	-0,968182	-1,444022	-1,264028
$k = 10$	-1,841631	-1,085924	-1,602303	-1,133806
Statystyka testu PP – H_0: bez dryfu				
$k = 1$	-0,062092	1,128212	0,432020	-1,030592
$k = 2$	-0,056008	1,141748	0,456893	-1,037720
$k = 3$	-0,041034	1,131812	0,508611	-1,074005
$k = 4$	-0,032198	1,188020	0,522250	-1,097625
$k = 5$	-0,020961	1,227559	0,534033	-1,142041
$k = 6$	-0,016180	1,284115	0,521772	-1,170265
$k = 7$	-0,010748	1,345346	0,524651	-1,189655
$k = 8$	-0,007441	1,371309	0,530856	-1,201106
$k = 9$	-0,005349	1,392237	0,532443	-1,210394
$k = 10$	-0,005055	1,393507	0,520047	-1,227672
Statystyka testu PP – H_0: z dryfem				
$k = 1$	-2,113440	-1,249456	-1,537335	-1,644937
$k = 2$	-2,086237	-1,239153	-1,494184	-1,634194
$k = 3$	-2,018705	-1,251615	-1,411758	-1,565351
$k = 4$	-1,981624	-1,202296	-1,394365	-1,526399
$k = 5$	-1,935824	-1,170968	-1,380451	-1,456574
$k = 6$	-1,918348	-1,128222	-1,401093	-1,418555
$k = 7$	-1,898694	-1,085692	-1,399902	-1,395862
$k = 8$	-1,887889	-1,070819	-1,393997	-1,385178
$k = 9$	-1,881997	-1,060042	-1,394740	-1,377786
$k = 10$	-1,883133	-1,062750	-1,415449	-1,360473
Wyniki testu KPSS				
η_μ	51,841***	39,662***	37,494***	33,496***
η_τ	28,078***	3,904***	3,441***	3,045***

* istotność na poziomie 10%.

** istotność na poziomie 5%.

*** istotność na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4 Rezultaty testu ilorazu wariancji dla logarytmów dziennych kursów USD/PLN

	01.1996–12.2001	01.1996–12.1997	01.1998–12.1999	01.2000–12.2001
	k = 2			
$IW(k)$	0,9617	0,8899	0,9444	0,9908
$z(k)$	-1,4868*	-2,4604***	-1,2501	-0,2057
$z^*(k)$	-0,6310	-0,7388	-0,6376	-0,0937
	k = 3			
$IW(k)$	0,9817	0,8746	0,9175	1,0531
$z(k)$	-0,4767	-1,8766**	-1,2423	0,7987
$z^*(k)$	-0,2099	-0,6134	-0,6500	0,3756
	k = 4			
$IW(k)$	0,9556	0,8507	0,8467	1,0525
$z(k)$	-0,9203	-1,7833**	-1,8387**	0,6284
$z^*(k)$	-0,4188	-0,6333	-0,9866	0,3030
	k = 5			
$IW(k)$	0,9385	0,8274	0,8165	1,0436
$z(k)$	-1,0904	-1,7609**	-1,8818**	0,4450
$z^*(k)$	-0,5117	-0,6707	-1,0351	0,2201
	k = 6			
$IW(k)$	0,9272	0,8061	0,8221	1,0175
$z(k)$	-1,1418	-1,7495**	-1,6149*	0,1583
$z^*(k)$	-0,5526	-0,7065	-0,9105	0,0805
	k = 7			
$IW(k)$	0,9165	0,7629	0,8430	0,9877
$z(k)$	-1,1876	-1,9390**	-1,2924*	-0,1005
$z^*(k)$	-0,5908	-0,8230	-0,7430	-0,0525
	k = 8			
$IW(k)$	0,9000	0,7351	0,8428	0,9605
$z(k)$	-1,3106*	-1,9939***	-1,1929	-0,2973
$z^*(k)$	-0,6682	-0,8826	-0,6963	-0,1594
	k = 9			
$IW(k)$	0,8894	0,7125	0,8392	0,9427
$z(k)$	-1,3508*	-2,0149***	-1,1371	-0,4014
$z^*(k)$	-0,7037	-0,9255	-0,6717	-0,2209
	k = 10			
$IW(k)$	0,8836	0,7017	0,8370	0,9241
$z(k)$	-1,3387*	-1,9748***	-1,0789	-0,5020
$z^*(k)$	-0,7101	-0,9341	-0,6455	-0,2824

* istotność na poziomie 10%.

** istotność na poziomie 5%.

*** istotność na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne.

łożenie 2), stanowi dobry opis dynamiki zmian kursu USD/PLN w latach 1996–2001.

Należy zauważyć, że powyższe wnioski są prawdziwe, gdy skróci się badany okres do lat 1996–1997, 1998–1998 lub 2000–2001. Uzyskane w tym przypadku wartości statystyk $z(k)$ są wprawdzie istotne, ale wprowadzenie korekty o heteroskedastyczności i odstępstwa od normalności prowadzi do nieistotnych statystycznie wartości empirycznych statystyk $z^*(k)$, co potwierdza wnioski otrzymane dla okresu 1996–2001.

Ciekawe, ze względu na weryfikacje hipotezy efektywności, są rezultaty uzyskane dla ostatniego z badanych podokresów – lat 2000–2001. Żadna ze statystyk $z(k)$ i $z^*(k)$ obliczonych dla danych z tego okresu nie

jest statystycznie istotna. Fakt ten można różnie zinterpretować. Możliwe jest np. stwierdzenie, że świadczy on o pewnej niestabilności wyników w czasie, ponieważ rezultaty uzyskane dla ostatniego z podokresów są jakościowo inne niż otrzymane dla pozostałych⁴⁰. Z drugiej strony można argumentować, że jest on dowodem, iż po wprowadzeniu płynnego kursu walutowego polski rynek walutowy (w odniesieniu do dolara amerykańskiego) uzyskał wyższy niż w poprzednich okresach stopień efektywności, ponieważ zmiany kursu USD/PLN cechuje większa losowość⁴¹. Rozstrzygnię-

⁴⁰ Choć należy wyraźnie zaznaczyć, że nie są to duże różnice.

⁴¹ Oczywiście, hipoteza efektywności informacyjnej stale rozpatrywana jest łącznie z hipotezą racjonalnych oczekiwań.

Tabela 5 Rezultaty testu ilorazu wariancji dla logarytmów dziennych kursów DEM/PLN

	01.1996–12.2001	01.1996–12.1997	01.1998–12.1999	01.2000–12.2001
k = 2				
$IW(k)$	0,8984	0,8194	0,8866	0,9193
$z(k)$	-3,9454***	-4,0375***	-2,5506***	-1,8078**
$z^*(k)$	-1,6909**	-1,3552*	-1,3260*	-0,8170
k = 3				
$IW(k)$	0,8662	0,8026	0,8206	0,9065
$z(k)$	-3,4848***	-2,9549***	-2,7017***	-1,4033*
$z^*(k)$	-1,5450**	-1,0384	-1,4779*	-0,6465
k = 4				
$IW(k)$	0,7909	0,8138	0,7047	0,8231
$z(k)$	-4,3387***	-2,2250***	-3,5428***	-2,1137***
$z^*(k)$	-1,9829***	-0,8190	-2,0239***	-0,9950
k = 5				
$IW(k)$	0,7491	0,7475	0,6772	0,7817
$z(k)$	-4,4493***	-2,5760***	-3,3102***	-2,2276***
$z^*(k)$	-2,0950***	-0,9873	-1,9600***	-1,0767
k = 6				
$IW(k)$	0,6991	0,7063	0,6562	0,7072
$z(k)$	-4,7227***	-2,6511***	-3,1216***	-2,6429***
$z^*(k)$	-2,2929***	-1,0514	-1,9040**	-1,3116*
k = 7				
$IW(k)$	0,6784	0,6519	0,6791	0,6612
$z(k)$	-4,5767***	-2,8468***	-2,6426***	-2,7706***
$z^*(k)$	-2,2812***	-1,1614	-1,6525**	-1,4130*
k = 8				
$IW(k)$	0,6559	0,5992	0,6733	0,6355
$z(k)$	-4,5108***	-3,0173***	-2,4791***	-2,7439***
$z^*(k)$	-2,3004***	-1,2622	-1,5789*	-1,4303*
k = 9				
$IW(k)$	0,6417	0,5771	0,6611	0,6192
$z(k)$	-4,3763***	-2,9640***	-2,3967***	-2,6688***
$z^*(k)$	-2,2771***	-1,2670	-1,5470*	-1,4232*
k = 10				
$IW(k)$	0,6326	0,5605	0,6564	0,6061
$z(k)$	-4,2275***	-2,9102***	-2,2753***	-2,6086***
$z^*(k)$	-2,2349***	-1,2635	-1,4881*	-1,4235*

* istotność na poziomie 10%.

** istotność na poziomie 5%.

*** istotność na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne.

cie, które z wymienionych wyżej stwierdzeń jest słuszne (lub czy którekolwiek z nich jest prawdziwe), może stanowić przedmiot dalszych badań.

Podsumowując rezultaty testu ilorazu wariancji, oraz opisane wcześniej wyniki testów pierwiastków jednostkowych dla kursu USD/PLN należy, zdaniem autorów, stwierdzić, że model błędzenia losowego jest dobrym opisem dynamiki zmian logarytmów dziennych notowań tego kursu. Oznacza to, że w trakcie badań opisanych w niniejszym artykule nie znaleziono żadnych dowodów, że kształtowanie się kursu USD/PLN w latach 1996–2001 jest niezgodne z połączonymi hipotezami efektywności informacyjnej i racjonalnych oczekiwań.

Nieco inne wnioski płyną z analizy tabeli 5, w której zaprezentowano rezultaty testu ilorazu wariancji dla kursu DEM/PLN. Wszystkie statystyki $z(k)$ i $z^*(k)$ obliczone dla danych z całego badanego okresu są istotne na poziomie istotności 5%, wszystkie zaś poza dwiema są również istotne na poziomie 1%. Wyniki uzyskane dla podokresów są podobne, z wyjątkiem istotności statystyk $z^*(k)$, która się wyraźnie zmniejsza. Znaczna ich część pozostaje jednak istotna – pomijając rezultaty uzyskane dla pierwszego analizowanego podokresu.

Powyższe rezultaty dostarczają dowodów przeciwko hipotezie, że logarytmy kursu DEM/PLN w latach 1996–2001 zmieniały się zgodnie z modelem błędzenia losowego. Wniosek ten jest również prawdziwy,

Tabela 6 Analiza współczynników korelacji dla logarytmicznych stóp zwrotu z kursów USD/PLN i DEM/PLN w latach 1996–2001

Rząd	Współczynnik autokorelacji	Statystyka Q (Ljung-Box)	p-value	Współczynnik autokorelacji	Statystyka Q (Ljung-Box)	p-value
USD/PLN			DEM/PLN			
1	-0,036	2,0036	0,157	-0,100	15,096	0,000
2	0,048	5,4557	0,065	0,001	15,098	0,001
3	-0,072	13,301	0,004	-0,118	36,300	0,000
4	-0,003	13,316	0,010	0,009	36,426	0,000
5	-0,001	13,316	0,021	-0,066	43,135	0,000
6	-0,007	13,395	0,037	0,054	47,525	0,000
7	-0,031	14,887	0,037	-0,028	48,760	0,000
8	0,009	15,018	0,059	0,018	49,279	0,000
9	0,004	15,046	0,090	0,012	49,487	0,000
10	0,056	19,786	0,031	0,031	50,916	0,000

Źródło: obliczenia własne.

gdy badany szereg czasowy zostanie skrócony o obserwacje z dwóch pierwszych lat tego okresu.

Podsumowując przedstawione powyżej wyniki należy stwierdzić, że zaobserwowana w latach 1996–2001 dynamika kursu DEM/PLN jest niezgodna z postulowaną przez hipotezy efektywności informacyjnej i racjonalnych oczekiwań.

Otwartą kwestią jest identyfikacja przyczyn takiego stanu rzeczy. Pewnych wskazówek może dostarczyć analiza ilorazów wariancji $IW(k)$ uzyskanych dla różnych wartości parametru k . Wszystkie one są mniejsze od jedności oraz maleją wraz ze wzrostem wartości parametru k . Na podstawie równości (6) można więc stwierdzić, że logarytmiczne stopy zwrotu z kursu DEM/PLN charakteryzują się przewagą ujemnych wskaźników autokorelacji (do rzędu 10 włącznie). Aby zweryfikować tę tezę, przeprowadzono analizę współczynników autokorelacji. Dla porównań zastosowano ją również dla danych o kursach USD/PLN. Wyniki zaprezentowano w tabeli 6.

Potwierdzają one tezę o dominacji negatywnych współczynników autokorelacji w szeregu logarytmicznych stóp zwrotu z kursu DEM/PLN z lat 1996–2001. Otrzymane na ich podstawie empiryczne statystyki Q Ljunga–Boxa są istotne na poziomie istotności 0,1% i tym samym potwierdzają odrzucenie hipotezy błędzenia losowego dla kursu DEM/PLN⁴². W przypadku kursu USD/PLN wnioski, które można sformułować na podstawie analizy współczynników autokorelacji i statystyk Ljunga–Boxa są inne. Blisko połowa otrzymanych wartości statystyk Q jest bowiem nieistotna na poziomie istotności 5%.

Dominacja negatywnych współczynników korelacji w szeregu czasowym stóp zwrotu z kursu DEM/PLN może wyjaśnić zaobserwowane niezgodności z hipotezą efektywności informacyjnej i racjonalnych oczekiwań.

Przyczyną powstawania tych negatywnych autokorelacji może być np. czasowe przestrzelenie kursu DEM/PLN – tak jak to w modelu Dornbuscha, opisanym w poprzedniej części niniejszego artykułu. Należy jednak pamiętać, że w modelu Dornbuscha czynnikiem wywołującym przestrzelenie kursu walutowego są działania banku centralnego. Ponieważ działania te są stosunkowo rzadkie, więc mało prawdopodobne jest, że będą powodować ujemne autokorelacje niskiego rzędu w szeregu dziennych stóp zwrotu z kursu walutowego. Z tego powodu można wątpić, że model Dornbuscha pozwoli wyjaśnić zaobserwowane zjawiska. Inne uzasadnienie może zostać sformułowane na gruncie teorii behawioralnych, które przyczyn powstawania takich korelacji upatrują w błędnych (systematycznie) decyzjach inwestorów. Taka teza wymaga jednak dalszych badań. Dalsze badania mogą również dotyczyć ekonomicznej istotności ujemnych autokorelacji kursu DEM/PLN. W szczególności interesująca może być weryfikacja zyskowności strategii dokonywania transakcji zakupu i sprzedaży marki niemieckiej wykorzystujących te autokorelacje.

Podsumowanie

Opisane w niniejszym artykule rezultatów testy pierwiastków jednostkowych, testu ilorazu wariancji oraz analizy współczynników korelacji dają podstawy do stwierdzenia, że w latach 1996–2001 kształtowanie się kursu USD/PLN było zgodne z hipotezą efektywności informacyjnej oraz racjonalnych oczekiwań. W tym samym czasie dynamika zmian kursu DEM/PLN była niezgodna z postulowaną przez te hipotezy. Przyczyna tego zjawiska nie została znaleziona.

Uzyskane wyniki pozwalają również na sformułowanie tezy, że wprowadzenie systemu kursów płynnych w kwietniu 2000 r. spowodowało, iż rynek dolara amerykańskiego w Polsce większą efektywność.

⁴² Statystyka Q Ljunga–Boxa służy do testowania hipotezy zerowej autokorelacji (do pewnego rzędu) w analizowanym szeregu czasowym – por. Mills (1999, s. 31).

Bibliografia

1. R. Barro (1997): *Makroekonomia*. Warszawa Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
2. Ch. Brooks (2002): *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, Cambridge.
3. J.C. Campbell, A.W. Lo, A. MacKinlay (1997): *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, Princeton.
4. J. Cochrane (2001): *Asset Pricing*. Princeton University Press, Princeton.
5. J. Czekaj, M. Woś, J. Żarnowski (2001): *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce. Z perspektywy dziesięciolecia*. Warszawa Wydawnictwo Naukowe PWN.
6. R. Dornbusch (1976): *Expectations and Exchange Rate Dynamics*. "Journal of Political Economy", Vol. 84, No. 6, s. 1161-1176.
7. E. Fama (1998): *Market efficiency, long – term returns, and behavioral finance*. "Journal of Financial Economics", Vol. 49, s. 283-306.
8. T. Fic (2002): *Bąble spekulacyjne kursu złotego*. „Bank i Kredyt” nr 1/2002, s. 13-21.
9. W. Greene (2000): *Econometric Analysis*. Prentice-Hall International, Inc.
10. S.J. Grossman, J.E. Stiglitz (1980): *On the Impossibility of Informationally Efficient Markets*. "American Economic Review", Vol. 70, s. 393-408.
11. J. Hamilton (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.
12. R.A. Haugen (1999): *Nowa nauka o finansach. Przeciw efektywności rynku*. Warszawa WIG – Press.
13. P. Jaworski (1999): *Ekonometryczny model odchylenia kursów fixingowych od parytetu*. „Bank i Kredyt” nr 3/1999, s. 47-51.
14. R. Kelm (2001): *Ekonometryczny model kursu złotego w latach 1992–1998*. „Ekonomista” nr 2/2001, s. 201-226.
15. R. Kelm (2002): *Równowaga długookresowa i dostosowania krótkookresowe na rynku walutowym w latach 1992 –1998*. „Bank i Kredyt” nr 2/2002, s. 4–19.
16. Ch. Liu, J. He (1991): *A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates*. "Journal of Finance", Vol. 46, No. 2, s. 773-785.
17. A.W. Lo, A. Craig MacKinlay (1998): *Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test*. "Review of Financial Studies" Vol. 1, No. 1, s. 41-66.
18. A. Lo, A. MacKinlay (1989): *The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation*. "Journal of Econometrics" Vol. 40, s. 203-238.
19. G. Maddala (1992): *Introduction to Econometrics*. Prentice Hall, Englewood Cliffs.
20. G. Maddala, I. Kim (1998): *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press, Cambridge.
21. T. Mills (1999): *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge University Press, Cambridge.
22. M. Rubaszek, D. Serwa (2001): *Prognozowanie kursu walutowego. Model nadzwyczajnej stopy zwrotu z inwestycji zagranicznych*. „Bank i Kredyt” nr 9/2001, s. 16-25.
23. J. Stock (1994): *Unit Roots, Structural Breaks and Trends*. W: R. Engle, Mc Fadden: *Handbook of Econometrics*. Vol. IV, Elsevier Science.
24. E.M. Syczewska(2002): *Niestacjonarność nominalnego i realnego kursu wymiany dla danych sezonowych*. „Bank i Kredyt” nr 3/2002, s. 44-52.