

# Cykl koniunkturalny a zmiany realnego kursu walutowego

*Michał Kruszka*

## Uwagi wstępne

Wiele koncepcji teoretycznych, objaśniających kształtowanie się realnego kursu walutowego, wiąże jego zmiany z przebiegiem wahań koniunkturalnych. Ponieważ kurs walutowy ze swej istoty dotyczy dwóch systemów ekonomicznych, także wahania aktywności gospodarczej muszą zostać relatywizowane względem siebie. Duża zgodność modelowa nie znajdowała jednak w literaturze przedmiotu zbyt silnego poparcia empirycznego. Prowadziło to nawet do sformułowania wniosku, że wycena walut przebiega według własnego wzorca, odmiennego od przesłanek wynikających z analizy realnego stanu porównywanych gospodarek. Przyczyn takiego stanu rzeczy upatrywano między innymi w spekulacyjnych oczekiwaniach podmiotów działających na rynkach walutowych, dla których fundamentalne informacje ekonomiczne nie stanowią głównego argumentu merytorycznego (Flood i Rose, 1995).

Akceptacja powyższego poglądu prowadziła by jednak do zanegowania znacznej części dorobku współczesnej myśli ekonomicznej, a taki krok wymaga wszechstronnej weryfikacji. Dlatego w niniejszym opracowaniu przedstawiono wyniki badania związku między zachowaniem się realnego kursu walutowego a zmianami aktywności gospodarczej w wybranych rozwiniętych gospodarkach rynkowych. Jednocześnie podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, czy w świetle otrzymanych rezultatów można doszukiwać się zależności postulowanej przez koncepcje, według których

waluta powinna zostać realnie zdeprecjonowana w sytuacji, gdy PKB danego państwa jest względnie wysoki, i na odwrót.

## Modelowe powiązanie zmian aktywności gospodarczej i realnego kursu walutowego

Relacje, wiążące realny kurs walutowy ze stanem aktywności gospodarczej, można przedstawić za pomocą modelu bazującego na klasycznej optymalizacji zachowań konsumenckich. Taka mikroekonomiczna podstawa jest uogólniona do skali makro poprzez przyjęcie założenia, że rozpatrywany konsument jest jednostką reprezentatywną dla populacji.

Analiza zachowań badanego podmiotu wymaga wprowadzenia odpowiednich założeń. Pierwszym z nich jest zawężenie wyboru do dwóch dóbr:  $X$  i  $Y$ , z których  $X$  jest produkowane wyłącznie w kraju macierzystym, a  $Y$  w innym kraju. Wówczas funkcje użyteczności przybierają postać:

$$U = f(X; Y) \quad (1)$$

$$U^* = f(X^*; Y^*) \quad (2)$$

gdzie:

$U$  – użyteczność całkowita szacowana dla krajowego konsumenta,

$U^*$  – użyteczność całkowita szacowana dla zagranicznego konsumenta,

$X, Y$  – konsumpcja dóbr krajowych i zagranicznych, szacowana dla krajowego konsumenta,

$X^*, Y^*$  – konsumpcja dóbr krajowych i zagranicznych, szacowana dla zagranicznego konsumenta.

Porównując sytuacje reprezentatywnych konsumentów, należy zdefiniować realny kurs walutowy. Standardowo przyjmuje się, że jest to nominalny kurs skorygowany o względny poziom cen. W związku z tym kurs nominalny ( $e$ ) wskazuje cenę obcej waluty w rodzimych jednostkach monetarnych, natomiast realny kurs należy szacować jako:

$$q = \frac{P^*}{P} e \quad (3)$$

gdzie:

$q$  – realny kurs walutowy,

$P$  – poziom cen w krajowym systemie ekonomicznym,

$P^*$  – poziom cen w zagranicznym systemie ekonomicznym.

Wówczas realny kurs walutowy pokazuje, jaką ilość dóbr wytworzonych w kraju można wymienić na jednostkę dobra wytworzonego za granicą<sup>1</sup>. Wzrost  $q$  oznacza realną deprecjację krajowej waluty, czyli spadek relatywnej ceny dóbr wytwarzanych w kraju.

Racjonalnie postępujący konsument dąży do maksymalizacji użyteczności przy danych ograniczeniach cenowych i dochodowych. Realizacja tego celu oznacza osiągnięcie optimum, czyli punktu wskazanego przez kombinację konsumpcji obu dóbr, dla której subiektywna wycena dokonywana przez konsumenta odpowiada relacji cen. Stosunek, według którego nabywca skłonny jest zastąpić dobro  $Y$  jednostką dobra  $X$ , ale bez zmiany użyteczności, nazywa się krańcową stopą substytucji (MRS). Można wykazać, że jest to iloraz użyteczności krańcowych, obliczonych dla dobra  $X$  oraz  $Y$  (Varian, 1999). Zatem:

$$MRS = MRS = \frac{MU(X)}{MU(Y)} \quad (4)$$

gdzie:  $MU$  – użyteczność krańcowa, traktowana jako pochodna cząstkowa funkcji  $U$ .

Należy przypomnieć, że wcześniej założono wytwarzanie dobra  $X$  w kraju, a dobra  $Y$  za granicą. Dlatego optimum krajowego konsumenta można opisać równaniem:

$$MRS = MRS = \frac{MU(X)}{MU(Y)} = \frac{1}{q} \quad (5)$$

Zagraniczny konsument znajdzie się w położeniu optymalnym przy takiej samej krańcowej stopie substytucji; zatem ostatecznie:

$$MRS = MRS^* = \frac{1}{q} \quad (6)$$

gdzie:  $MRS^*$  – krańcowa stopa substytucji, szacowana dla konsumenta zagranicznego, równa stosunkowi użyteczności krańcowych liczonych dla funkcji  $U^*$ .

Wskazana powyżej równość (6) jest cechą charakterystyczną modeli opisujących kształtowanie się realnego kursu walutowego w warunkach równowagi (*equilibrium exchange rate*), które z reguły nie zakładają sztywności cenowych. W związku z tym, jeśli wzrośnie podaż dobra  $X$  (wytwarzanego w kraju), a nie zmieni się ilość zagranicznego dobra  $Y$ , to  $MRS$  się zmniejsza. Wynika to z relacji (4), gdyż dodatkowa ilość  $X$  redukuje użyteczność dla tego dobra, zgodnie z założeniem o malejącej użyteczności krańcowej ( $\frac{\partial U}{\partial X} < 0$ ). Oprócz tego wzrost podaży towarów krajowych powinien wywołać spadek ich ceny rynkowej.

Omówione powyżej zjawiska można dokładnie wyjaśnić dzięki pewnym upraszczającym założeniom. Można bowiem przyjąć jednostkową cenową elastyczność popytu na  $X$  oraz doskonałą substytucję między dobrami  $X$  i  $Y$ . W takich warunkach jednocentowy wzrost podaży dobra  $X$  wywołuje dokładnie jednocentowy spadek ceny rynkowej. Konsument dysponujący stałym dochodem powinien wówczas zwiększyć zakupy dobra  $X$ , a przyrost powinien nadal wynosić 1%, choć ilość nabywanych produktów  $Y$  może pozostać bez zmian. Ostatecznie spełnienie warunku optymalizacji decyzji konsumenta, czyli relacji (3), może wówczas nastąpić tylko w sytuacji jednoczesnego wzrostu  $q$ , czyli realnej deprecjacji waluty kraju, w którym wytwarza się dobro  $X$ . Analogiczny wniosek można wysnuć, gdy wzrost produkcji dotyczy obu dóbr, tyle że tempo przyrostu ilości  $X$  jest większe niż  $Y$  (Stockman, 1998).

Na podstawie tego rodzaju rozumowania można dostrzec powstanie relacji, według której dodatkowa podaż dobra  $X$  powinna znajdować swoje odbicie we wzroście  $q$ . Jednak kierunek zależności zostanie odwrócony, jeśli sprawczą przyczyną wzrostu ilości dobra  $X$  okaże się wzrost popytu, a nie podaży. Jeśli tak się stanie, to w krajowym systemie ekonomicznym powinien wystąpić wzrost ceny  $P$ , a w dalszej kolejności spadek  $q$ . Koncepcje nawiązujące do myśli neoklasycznej bardziej akcentują źródła podaży, co łączy rozpatrywany model z ujęciem realnego cyklu koniunkturalnego, zapoczątkowanym przez prace Kydlanda i Prescottta (1982) oraz Longa i Plossera (1983). Dodatkowo należy podkreślić, że identyfikacja zmian popytowych napotyka znaczne problemy. Po pierwsze, fiskalne determinowanie przyrostu popytu, ilości produktów i zmian cen zbyt rzadko wykazuje taką siłę, by mogło być uznane za źródło cyklicznych wahań aktywności gospodarczej i praktycznie nieustających fluktuacji kursu walutowego. Po drugie, zmiany gustów i preferencji konsumentów

<sup>1</sup> W takich warunkach ceny  $P$  i  $P^*$  muszą odpowiadać koszykom konsumpcyjnym reprezentowanym przez dobra  $X$  i  $Y$ .

kich, choć potencjalnie mogą odegrać bardzo znaczącą rolę, ze swej istoty nie poddają się obiektywnej kwantyfikacji.

Z uwagi na tego typu zjawiska, modele zakładające elastyczne ceny wyraźnie akcentują, że za zmianami stosunku ilości dóbr krajowych do ilości towarów zagranicznych stoją elementy podaży. Nacisk na stronę popytową jest kładziony przez zwolenników koncepcji operujących założeniem o sztywności cen, a względna stałość cen jest jedną z charakterystycznych cech modeli neokeynesowskich (Wojtyła, 2000).

Uwzględniając „lepkość” cen, należy zauważyć, że dodatkowy popyt na towary krajowe może doprowadzić do wzrostu ich produkcji w krótkim okresie. Wy musi to spadek krańcowej stopy substytucji dla konsumenta krajowego oraz zagranicznego. Oznacza to zmniejszenie wartości lewej strony równości (5). Realny kurs walutowy ( $q$ ) nie może więc pozostać bez zmian, ale sztywności cenowe wymuszają jego korektę tylko poprzez zmianę nominalnego kursu  $e$ . Ostatecznie  $q$  ponownie zanotuje wzrost, a więc można stwierdzić, że lżejsze ceny i pozytywny szok popytowy powodują powstanie zależności, według której wzrost ilości dobra krajowego w stosunku do ilości towaru zagranicznego wiąże się z realną deprecjacją macierzystej waluty.

W znacznej większości koncepcji teoretycznych uważa się, że zmiany nominalnego kursu w warunkach stałości cen są determinowane przez parytet stóp procentowych. Hipoteza ta może być zapisana w postaci:

$$i_{t+1} = i_t^* + E_t (\ln e_{t+1} - \ln e_t) \quad (7)$$

gdzie:

$E_t (e_{t+1} - e_t)$  – oczekiwana zmiana nominalnego kursu walutowego; oczekiwania rynkowe są tutaj formułowane na podstawie informacji dostępnych w okresie  $t$ ;

$i$  – nominalna stopa procentowa w krajowym systemie ekonomicznym,

$i^*$  – nominalna stopa procentowa w zagranicznym systemie ekonomicznym.

Szczegółowe zastosowanie koncepcji parytetu stóp procentowych wymaga przyjęcia pewnych założeń wyjściowych. Należą do nich: określenie stopnia substytucyjności krajowych i zagranicznych aktywów wycenionych za pomocą stóp procentowych, zdefiniowanie mechanizmu determinowania stóp procentowych oraz sprecyzowanie modelu formułowania oczekiwań.

Kluczowa dla rozwoju hipotezy parytetu stóp procentowych jest praca Dornbuscha (1976), w której aktywa krajowe i zagraniczne są doskonałymi substytutami, a podmioty formułują oczekiwania w warunkach pewności. Przy takich założeniach krajowe i zagraniczne papiery wartościowe mogą być odmiennie oprocentowane tylko wówczas, gdy racjonalne podmioty gospo-

darcze oczekują odpowiednich zmian kompensacyjnych w nominalnym kursie walutowym.

Drugim elementem wiążącym kurs walutowy i stopy procentowe jest funkcja popytu na pieniądz. Przegląd koncepcji modelowych zawarty w monografii Laidlera (1993) dowodzi, że powszechne jest jej formułowanie w taki sposób, aby pokazać zależność realnego zapotrzebowania monetarnego od dochodu (względnie majątku) oraz wysokości kosztów alternatywnych utrzymywania gotówki. Dlatego też stosowana relacja może zostać zapisana w postaci:

$$\ln M - \ln P = \alpha_1 i + \alpha_2 \ln Y \quad (8)$$

gdzie:

$M$  – nominalna podaż pieniądza,

$P$  – poziom cen,

$Y$  – realna wartość produktu krajowego brutto,

$\alpha_1, \alpha_2$  – parametry funkcji;  $\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0$ .

Jeżeli przyjąć, że w długim okresie pieniądz jest neutralny, czyli nie ma wpływu na realną sferę gospodarki (w tym przypadku na  $Y$ ), a jednocześnie ceny są względnie sztywne, to wprowadzenie dodatkowej podaży monetarnej burzy pierwotny stan równowagi. Może ona zostać przywrócona tylko przez zredukowanie krajowej stopy procentowej. Wywoła to zmniejszenie zainteresowania krajowymi aktywami finansowymi, a w konsekwencji wystąpi nominalna deprecjacja. Odbija się to wzrostem  $q$ , a zatem deprecjacja dotyka również realnego kursu (gdyż stosunek cen krajowych i zagranicznych ma pozostać bez zmian). Jednak w krótkim okresie pozytywny szok monetarny może zostać przełożony na przyrost globalnego popytu, a z uwagi na niepełne wykorzystanie czynników wytwórczych może to spowodować wzrost produkcji dóbr wytwarzanych w gospodarce pobudzonej impulsem pieniężnym. Dzięki temu można stwierdzić, że z uwagi na sztywności cenowe dodatkowy popyt zagregowany wywołuje w krótkim okresie powiększenie się ilości towarów wytwarzanych w krajowym systemie gospodarczym, a w konsekwencji spadek stóp procentowych oraz nominalną i realną deprecjacją kursu walutowego.

Choć wyjściowy model Dornbuscha wielokrotnie był krytykowany, to – jak trafnie zauważa Rogoff [2002] – siła oddziaływania koncepcji parytetu stóp procentowych jest bardzo duża i nieustająco trwają prace empiryczne (np. Nadal-De Simone i Razzak, 1999; Flood i Rose, 2001), próbujące zweryfikować hipotezę opisaną równością (7).

Pomimo istotnych różnic koncepcyjnych zdecydowana większość modeli (zarówno wykorzystujących założenie o sztywności cen, jak i tych, które zakładają ich elastyczność) dowodzi, że wzrostowi ilości dobra krajowego w stosunku do ilości dobra zagranicznego powinna towarzyszyć realna deprecjacja macierzystej

waluty (wzrost  $q$ ). Nie próbując przesądzać, który z reżimów cenowych jest bliższy rzeczywistości ekonomicznej, i pomijając dociekania, co było pierwotną przyczyną powiększenia się ilości dóbr wytwarzanych w jednym z państw (szok podażowy, czy popytowy), w niniejszym opracowaniu podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, czy empiryczna analiza szeregów czasowych zgromadzonych dla wybranych rozwiniętych systemów gospodarczych może potwierdzić wystąpienie postulowanej, modelowej relacji.

### Metodyka analizy

Analizę związków między realnym kursem walutowym i zmianami aktywności gospodarczej przeprowadzono na podstawie danych statystycznych dotyczących wybranych gospodarek rynkowych. W grupie badanych krajów uwzględniono: Australię, Francję, Japonię, Kanadę, Stany Zjednoczone Ameryki, Wielką Brytanię oraz Włochy. Uznano, że wymienione państwa są reprezentantami rozwiniętych systemów ekonomicznych, w których mechanizm rynkowy odgrywa najistotniejszą rolę, a dodatkowo kraje te z racji otwartości swych gospodarek mają znaczny udział w globalnym handlu. Stosując tego rodzaju kryteria, należałoby również uwzględnić Republikę Federalną Niemiec, jednak zjednoczenie RFN i NRD na tyle naruszyło wewnętrzną spójność materiału źródłowego, że zdecydowano o pominięciu danych opisujących niemiecką gospodarkę.

Badanie objęło okres od początku 1971 r. do końca 2000 r., a wszystkie szeregi analizowano w przekrojach kwartalnych. Nominalny kurs walutowy był zawsze ustalony w stosunku do dolara amerykańskiego. Miaram cen był wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI). W związku z tym realny kurs walutowy dla kraju  $A$  definiowano:

$$q_{A/US} = \frac{CPI_{US}}{CPI_A} e_{A/US} \quad (9)$$

gdzie:

$q_{A/US}$  – realny kurs waluty kraju  $A$  w stosunku do dolara amerykańskiego,

$CPI_A$  – poziom cen towarów i usług konsumpcyjnych w kraju  $A$ ,

$CPI_{US}$  – poziom cen towarów i usług konsumpcyjnych w USA,

$e_{A/US}$  – nominalny kurs waluty kraju  $A$  w stosunku do dolara amerykańskiego, czyli liczba jednostek monetarnych kraju  $A$ , którą trzeba zapłacić za jednego dolara amerykańskiego.

Zmienne obrazujące ceny zostały przedstawione w formie indeksów, dla których IV kwartał 1999 r. równy był 100, a następnie realny kurs zamieniono na logarytm naturalny. W związku z tego rodzaju konwencją

powiększanie się  $q_{A/US}$  należy odczytywać jako realną deprecjację waluty kraju  $A$ .

Zmiany ilości towarów produkowanych w kraju w stosunku do oferty towarów z zagranicy zdefiniowano za pomocą wartości produktu krajowego brutto (PKB), jednak wcześniej doprowadzono go do ujęcia *per capita* (względem liczby osób aktywnych zawodowo). Ponownie punktem odniesienia były Stany Zjednoczone, co ostatecznie dawało:

$$y_{A/US} = \frac{PKB_A}{PKB_{US}} \quad (10)$$

gdzie:

$PKB_A$  – wartość PKB w przeliczeniu na liczbę osób aktywnych zawodowo w kraju  $A$ ,

$PKB_{US}$  – wartość PKB w przeliczeniu na liczbę osób aktywnych zawodowo w USA.

Produkt krajowy brutto *per capita* wyrażono w cenach stałych i przedstawiono w postaci indeksów, dla których IV kwartał 1999 r. wyniósł 100. Ostatecznie relację  $y_{A/US}$  zamieniono na wartości logarytmu naturalnego.

Zgodnie z poglądami teoretycznymi, które wcześniej skrótowo przytoczono, wzrost  $y_{A/US}$  powinien korespondować ze wzrostem  $q_{A/US}$ . Tego rodzaju powiązania nie powinno zmieniać ani założenie sztywności lub elastyczności cenowych, ani wywoływanie wzrostu  $y_{A/US}$  poprzez szoki podażowe lub popytowe. W związku z tym nasuwa się wniosek, że prosty pomiar korelacji badanych zmiennych powinien zweryfikować sugestię modelowe<sup>2</sup>.

Jednak bezkrytyczne posługiwanie się współczynnikiem korelacji może prowadzić do akceptacji pozornych związków. Jest to najbardziej widoczne w przypadku szeregów czasowych wykazujących trend, czyli niestacjonarnych. Obecnie najszerzej wykorzystywaną metodą testowania stacjonarności jest sposób zaproponowany przez Dickeya i Fullera (1981), czyli test ADF, inaczej zwany testem pierwiastka jednostkowego. Polega on na estymacji równania:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

gdzie:

$x_t$  – wartość analizowanej zmiennej w okresie  $t$ ,

$\varepsilon_t$  – szereg zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie z zerową wartością oczekiwaną.

Liczba opóźnień ( $k$ ) jest ustalana arbitralnie; powinna być dostatecznie mała, aby zachować odpowiednią liczbę stopni swobody, lecz jednocześnie na tyle duża, aby uchwycić pojawienie się autokorelacji  $\varepsilon_t$ . W przeprowadzanych testach przyjęto, że  $k = 5$ .

Ostatecznie test ADF polega na badaniu ujemności  $\delta$  w regresji (11). Odrzucenie hipotezy zerowej:  $\delta = 0$  na

<sup>2</sup> Należy dodać, że badane szeregi poddano wcześniej korekcje sezonowej. W tym celu zastosowano procedurę Census II - X/11.

Tabela 1. Współczynniki korelacji między realnym kursem walutowym a względną wartością PKB w wybranych krajach w latach 1971-2000

Kraje	Współczynnik korelacji
Australia	-0,10
Francja	-0,10
Japonia	-0,38
Kanada	-0,67
Wielka Brytania	-0,21
Włochy	-0,11

Źródło: obliczenia własne na podstawie „International Financial Statistics” IMF, Waszyngton, miesięczniki z lat 1970-2001.

rzecz hipotezy alternatywnej:  $\delta < 0$  implikuje, że  $x_t$  jest szeregiem stacjonarnym. Gdyby jednak wynik testu ADF wskazał, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, to należy pierwotny szereg doprowadzić do postaci stacjonarnej. Najprostszą formą jest zamiana początkowych danych na ich pierwsze różnice. Można wówczas powtórzyć test ADF, który powinien stwierdzić, czy już osiągnięto stacjonarność. Jeśli nie, to konieczne jest wprowadzenie kolejnych przyrostów i dalsze testowanie. Iteracyjne różnicowanie szeregu należy powtarzać do momentu uzyskania stacjonarności, a liczba koniecznych operacji jest jednocześnie stopniem zintegrowania badanej zmiennej (Charemza i Deadman, 1997).

Obliczanie przyrostów może jednak zdeformować rzeczywisty przebieg określonego zjawiska ekonomicznego. Baxter i King (1999) podkreślają, że kolejne przyrosty wprowadzają nadmierną zmienność, zwłaszcza w zakresie wysokich częstotliwości wahań regularnych. Ponieważ najczęstszą przyczyną niestacjonarności szeregów czasowych jest wystąpienie długookresowej tendencji rozwojowej, można doprowadzić do stacjonarności poprzez wyeliminowanie trendu. W tym celu w niniejszym opracowaniu posłużono się procedurą wyodrębniania trendu stochastycznego, zaproponowaną przez Hodricka i Prescottta (1997). Metoda ta pozwala obliczyć wartości, które minimalizują wyrażenie:

$$\sum_{t=1}^T (x_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (12)$$

gdzie:

$\tau_t$  – wartość komponentu trendu stochastycznego,

$\lambda$  – parametr filtru opisujący zakres częstotliwości usuwanych wahań regularnych.

Wyodrębnienie składników pokazujących wahania wokół wcześniej odnalezionego trendu odbyło się według zasad wskazanych w pracy Kydlanda i Prescottta (1990). W ten sposób badane szeregi powinny uzyskać walor stacjonarności, co umożliwiło ponowne oszacowanie związków korelacyjnych. Kolejny etap analizy polegał na przeprowadzeniu wielu testów, które miały wykazać, czy można odnaleźć statystycznie istotne relacje, łączące realny kurs walutowy ze zmianami aktywności gospodarczej.

### Empiryczna analiza zależności między wahaniami koniunkturalnymi a zmianami realnego kursu walutowego

Zgodnie z przyjętą metodyką analizy, badane szeregi poddano korekcie sezonowej, a następnie obliczono współczynniki korelacji Pearsona. Należy pamiętać, że dla każdego kraju szacowano realny kurs waluty tego państwa w stosunku do dolara amerykańskiego, jak również wartość realnego PKB *per capita* relatywizowano względem PKB notowanego w USA. Otrzymane wartości współczynników Pearsona zawarto w tabeli 1.

Przytoczone wyniki są całkowicie sprzeczne z modelem postulowanym charakterem współzmienności. Oszacowany współczynnik korelacji Pearsona za każdym razem miał ujemny znak, chociaż koncepcje teoretyczne sugerowały znak dodatni. Mimo zgodności co do kierunku, siła powiązania dosyć znacznie się różni-

Tabela 2. Testowanie stacjonarności realnego kursu walutowego i relatywnej wartości PKB w wybranych krajach w latach 1971 - 2000

Kraje	ln $y_{A/US}$		ln $q_{A/US}$	
	statystyka ADF z wyrazem wolnym	statystyka ADF z trendem liniowym	statystyka ADF z wyrazem wolnym	statystyka ADF z trendem liniowym
Australia	-2,839	-3,247	-2,092	-2,521
Francja	-2,641	-1,787	-2,704	-2,702
Japonia	-2,703	-1,006	-3,275	-3,606
Kanada	-0,822	-3,447	-1,615	-2,879
Wielka Brytania	-1,611	-2,863	-2,280	-2,380
Włochy	-2,915	-2,209	-2,315	-2,219

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Testowanie stacjonarności wahań realnego kursu walutowego i relatywnej wartości PKB w wybranych krajach w latach 1971 – 2000

Kraje	BT $y_{A/US}$		BT $q_{A/US}$	
	statystyka ADF z wyrazem wolnym	statystyka ADF z trendem liniowym	statystyka ADF z wyrazem wolnym	statystyka ADF z trendem liniowym
Australia	-5,903	-5,841	-5,338	-5,341
Francja	-4,671	-4,650	-4,370	-4,353
Japonia	-4,838	-4,816	-4,749	-4,751
Kanada	-4,571	-4,559	-5,182	-5,150
Wielka Brytania	-5,314	-5,278	-5,070	-5,045
Włochy	-4,166	-4,145	-4,469	-4,446

Objaśnienia:  $BTy_{A/US}$  - odchylenia od trendu stochastycznego wyznaczonego dla zmiennej  $y_{A/US}$ ;  $BTq_{A/US}$  - odchylenia od trendu stochastycznego wyznaczonego dla zmiennej  $q_{A/US}$ .

Źródło: obliczenia własne.

ła w zależności od tego, który kraj był porównywany z USA. Najsilniejszą ujemną korelację odnotowano w przypadku państw najmocniej zaangażowanych w kontakty handlowe ze Stanami Zjednoczonymi. Były to: Kanada, Japonia i Wielka Brytania.

Jak już wspomniano, poprzestanie na analizie związków korelacyjnych może prowadzić do błędnych wniosków, gdyż niestacjonarność szeregów czasowych jest jedną z najważniejszych przyczyn powstawania pozornych zależności. Jednak analiza niestacjonarności danych agregowanych w przekrojach krótszych niż rok wymaga użycia bardziej zaawansowanych narzędzi ekonometrycznych, gdyż dodatkowo należy uwzględnić komponenty sezonowe. Klasycznymi już dzisiaj metodami testowania pierwiastka jednostkowego w szeregach wykazujących wahania sezonowe, są reguły zaproponowane przez Dickeya, Haszę i Fullera [1984] – test DHF oraz metoda wprowadzona przez Hylleberga i innych [1990] – test HEGY<sup>3</sup>.

W prezentowanym opracowaniu można było jednak poprzestać na weryfikacji hipotezy o ewentualnej niestacjonarności badanych zmiennych z wykorzystaniem testu ADF, gdyż na etapie wstępnego przygotowania materiału źródłowego dokonano korekty sezonowej. Ostatecznie podstawowa postać równania testowego [zob. zależność (11)] zawierała 5 „odroczeń”, a do-

<sup>3</sup> W polskiej literaturze przedmiotu jest stosunkowo mało przykładów zastosowania tych testów. Jednym z nich jest praca Syczewskiej [2002], gdzie przedmiotem analizy w przytaczanym tekście też jest kształtowanie się realnego i nominalnego kursu walutowego, tyle że na przykładzie polskiego materiału statystycznego.

datkowo wprowadzano do niej wyraz wolny lub składniki trendu liniowego. Poziom istotności wynosił 1%. Pełne wyniki testu zawarto w tabeli 2.

W przeprowadzonych obliczeniach wartość krytyczna dla statystyki ADF z wyrazem wolnym wynosiła – 3,488. Wprowadzenie trendu liniowego zmieniło jej wartość na – 4,041. Jak wynika z wartości zawartych w tabeli 2, żadna z empirycznych statystyk nie przekroczyła poziomu krytycznego. Upoważniało to do odrzucenia hipotezy o stacjonarności badanych szeregów, co jest bardzo powszechne w przypadku zmiennych makroekonomicznych.

Z uwagi na konieczność usunięcia niestacjonarności przeprowadzono dekompozycję analizowanych wielkości, aby możliwa stała się identyfikacja trendu stochastycznego oraz cyklicznych odchyłeń od jego wartości. Jak już wcześniej wspomniano, ten etap został wykonany dzięki zastosowaniu filtru Hodricka – Prescottta, choć analogiczny cel można osiągnąć również innymi metodami ekonometrycznymi (zob. MacDonald [2000]). Wyniki testu ADF dla szeregów indeksów informujących o cyklicznych wahaniami wokół trendu oszacowanego dla realnego kursu walutowego oraz zmiennej  $q_{A/US}$  zawarto w tabeli 3.

Tym razem wszystkie wartości empirycznej statystyki ADF przekroczyły poziom krytyczny. Uprawniało to do przyjęcia hipotezy, iż wahania realnego kursu walutowego oraz stosunku PKB *per capita* danego kraju do PKB *per capita* w USA są stacjonarne. W związku z tym ponownie obliczono współczynniki korelacji Pearsona dla zmiennych, z których wyeliminowano trend

Tabela 4. Współczynniki korelacji między wahaniami realnego kursu walutowego a odchyleniami relatywnej wartości PKB w wybranych krajach w latach 1971 – 2000

Kraje	Współczynnik korelacji
Australia	-0,10
Francja	-0,06
Japonia	0,28
Kanada	-0,26
Wielka Brytania	-0,05
Włochy	0,05

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Średnie arytmetyczne oraz wariancje warunkowych rozkładów procentowych odchyleń relatywnej wartości PKB w wybranych krajach w latach 1971 - 2000

Kraje	BTy <sub>1A/US</sub>	s <sup>2</sup> <sub>1</sub>	BTy <sub>2A/US</sub>	s <sup>2</sup> <sub>2</sub>	BTy <sub>3A/US</sub>	s <sup>2</sup> <sub>3</sub>	BTy <sub>4A/US</sub>	s <sup>2</sup> <sub>4</sub>	BTy <sub>5A/US</sub>	s <sup>2</sup> <sub>5</sub>	BTy <sub>6A/US</sub>	s <sup>2</sup> <sub>6</sub>
	gdy BT q <sub>A/US</sub> wynosi (w procentach)											
	0 - 2,49		2,50 - 4,99		5,00 - 7,49		7,50 - 9,99		10,00 - 19,99		20,00 i więcej	
Australia	1,43	1,17	1,14	0,76	0,75	0,19	0,59	0,08	0,75	0,19	x	x
Francja	1,11	0,95	1,36	1,91	0,86	0,66	1,22	0,53	1,03	0,25	2,16	0,22
Japonia	0,97	0,57	1,51	1,11	1,23	1,26	0,92	0,45	1,13	0,48	x	x
Kanada	1,25	0,95	1,64	1,30	1,00	0,45	x	x	x	x	x	x
Wielka Brytania	2,88	4,28	2,77	5,40	3,00	3,47	3,00	4,25	3,60	3,57	2,17	0,22
Włochy	1,37	1,23	1,23	1,05	1,06	0,76	0,83	0,22	0,91	0,42	1,00	0,25

Objaśnienia: - średnia arytmetyczna warunkowego rozkładu odchyleń relatywnej wartości PKB *per capita*;

s<sup>2</sup> - wariancja warunkowego rozkładu.

Źródło: obliczenia własne.

stochastyczny. Wyniki pomiarów korelacyjnych dla odpowiednio zdefiniowanych szeregów oscylacji  $q_{A/US}$  oraz  $y_{A/US}$  zawarto w tabeli 4.

Otrzymane rezultaty nie są całkowicie zgodne z tymi, których można by oczekiwać na podstawie wskazanych wcześniej modeli. Z jednej strony, koncepcje teoretyczne zakładały zgodność kierunku zmian realnego kursu walutowego oraz miary ilustrującej stosunek ilości dóbr krajowych do ilości dóbr produkowanych za granicą, a wśród badanych par krajów tylko w połowie przypadków odnotowano dodatnią korelację (były to: Australia, Japonia oraz Włochy). Z drugiej strony, nawet w sytuacji uzyskania współczynnika Pearsona o postulowanym znaku jego wartość wskazywała na statystyczną nieistotność związków korelacyjnych (nie dotyczyło to Japonii).

W tej sytuacji wydaje się być zasadne stwierdzenie, że przyczyną takiego stanu rzeczy jest nieliniowość zależności między analizowanymi zmiennymi. Wiele prac (np. Obstfelda i Taylora, (1997) lub Taylora, Peela i Sarno, (2001)) także wskazuje na nieliniową charakterystykę kształtowania się kursów wymiany. Dlatego w dalszej części badania posłużono się stosunkami korelacyjnymi Pearsona, gdyż ich zaletą jest możliwość zastosowania również w warunkach zależności krzywoliniowych (Sobczyk, (1998)). Dodatkowo, oszacowanie wskaźników korelacyjnych wymaga obliczenia arytmetycznych średnich i wariancji warunkowych rozkładów badanych cech. Umożliwia to przetestowanie stochastycznej niezależności analizowanych cech.

Skoncentrowanie się na warunkowych rozkładach uwzględnianych szeregów ma istotne umocowanie nie

tylko statystyczno-formalne, ale również merytoryczne. Jak pokazują Sercu i Uppal (1998) można założyć, że międzynarodowe rynki aktywów finansowych są w praktyce bardzo zbliżone do konkurencji doskonałej, czego nie da się powiedzieć o rynkach produktowych. W związku z tym pojawia się wiele ograniczeń w przepływie towarów, które mogą być zbiorczo potraktowane jako koszty wymiany handlowej. Jeśli w takich warunkach pojawi się różnica cen na światowych rynkach, to nie zawsze będzie impulsem inicjującym przepływy międzynarodowe, gdyż dodatkowa korzyść z handlu może nie rekompensować kosztów ograniczających eksport. Podobne rozumowanie można odwrócić - nie każda zmiana ilości dóbr wytwarzanych w kraju w stosunku do ilości towarów zagranicznych będzie się bezproblemowo odzwierciedlać w wartości kursu walutowego.

W pewnych granicach wahań wokół poziomu równowagi (trendu) można zatem nie dostrzegać związku kursu walutowego z realną sferą gospodarki. Dopiero wyjście poza tego rodzaju pasmo zmian (choć trudno orzec, jak szeroki jest ten zakres) może ujawnić związki między oscylacjami ceny waluty krajowej oraz relatywnej wartości PKB *per capita*. Z tego powodu dokonano rozkładu wahań  $y_{A/US}$ , pod warunkiem, że bezwzględna wartość odchylenia od trendu realnego kursu walutowego ( $q_{A/US}$ ) przekroczyła 2,5% lub kolejne krotności tego poziomu. Uzyskane średnie arytmetyczne oraz wariancje warunkowych rozkładów oscylacji  $y_{A/US}$  zawarto w tabeli 5.

Tabela 6. Wskaźniki korelacji między  $BTy_{A/US}$  i  $BTq_{A/US}$  oraz wyniki testu Barletta dla wariancji warunkowych rozkładów  $BTy_{A/US}$  w wybranych krajach w latach 1971 - 2000

Kraje	Wskaźnik korelacji Pearsona	Statystyka $\chi^2$ dla testu Barletta	Wartość krytyczna $\chi^2$
Australia	0,36	132,59	9,49
Francja	0,24	28,36	11,07
Japonia	0,23	40,72	9,49
Kanada	0,20	22,05	5,99
Wielka Brytania	0,15	6,37	11,07
Włochy	0,21	12,10	11,07

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 7. Średnie arytmetyczne oraz wariancje warunkowych rozkładów procentowych odchylenia relatywnej wartości PKB w wybranych krajach w latach 1971 – 2000

Kraje	BTq <sub>1A/US</sub>	s <sup>2</sup> <sub>1</sub>	BTq <sub>2A/US</sub>	s <sup>2</sup> <sub>2</sub>	BTq <sub>3A/US</sub>	s <sup>2</sup> <sub>3</sub>	BTq <sub>4A/US</sub>	s <sup>2</sup> <sub>4</sub>
	- 0,99		1,00 – 1,99		2,00 – 2,99		3,00 i więcej	
Australia	6,11	20,73	5,18	20,06	2,21	1,48	1,88	1,17
Francja	5,53	15,56	8,18	29,08	8,00	62,25	3,75	2,08
Japonia	6,32	16,41	6,83	20,81	5,80	16,16	5,00	1,56
Kanada	2,35	2,85	2,60	2,56	2,42	2,29	2,64	1,54
Wielka Brytania	4,07	12,29	6,33	37,39	7,5	43,08	5,83	25,25
Włochy	6,99	26,74	6,64	29,24	5,34	21,62	2,92	3,47

Źródło: obliczenia własne.

Analizując wartości średnich arytmetycznych warunkowych rozkładów wahań zmiennej  $y_{A/US}$ , można zauważyć, że w większości przypadków wzrost odchylenia realnego kursu walutowego nie przekłada się bezpośrednio na wzrost przeciętnego poziomu  $BTy_{A/US}$ . Trudno więc doszukać się silnego związku korelacyjnego nawet wówczas, gdy próbuje się go uwarunkować stopniem odstępstwa od długookresowych trendów stochastycznych. Kwantyfikacją powyższego spostrzeżenia są wartości wskaźnika korelacyjnego Pearsona, szacowanego przy założeniu, że zmienną zależną jest  $BTy_{A/US}$ . Pamiętać należy, że zastosowana miara zawsze przyjmuje wartości dodatnie z przedziału  $<0; 1>$ . W tym przypadku nie można zatem określać kierunku powiązania badanych zmiennych, choć zasadne jest wnioskowanie o sile zależności. Otrzymane wskaźniki umieszczono w tabeli 6.

Z uwagi na dosyć niski poziom stosunków korelacyjnych uznano, że dodatkowo należy przetestować hipotezę ewentualnej niezależności stochastycznej analizowanych szeregów. Jeżeli zmienne są stochastycznie niezależne, to jednocześnie musi wystąpić równość średnich arytmetycznych i wariancji warunkowych rozkładów cech szeregu zależnego. Wystarczy zatem Wystarczy wykluczyć zrównanie się  $s^2_1$ , których wartości zawarte są w tabeli 5, by móc zaakceptować hipotezę o stochastycznej zależności  $BTy_{A/US}$  od  $BTq_{A/US}$ . Przy porównaniu wariancji skorzystano z testu Barletta, przy poziomie istotności równym 0,05. Wyniki tego testu również umieszczono w tabeli 6.

Podsumowując ten etap analizy empirycznej, można stwierdzić, że zmiany ilości dóbr krajowych w stosunku do oferty towarów zagranicznych, po usunięciu wpływu długookresowej tendencji rozwojowej i zastosowaniu rozkładów warunkowych, wykazują słaby związek korelacyjny z wahaniami realnego kursu walutowego. Jednak hipotezę o stochastycznej niezależności  $BTy_{A/US}$  od  $BTq_{A/US}$  należy odrzucić, gdyż empiryczne statystyki  $\chi^2$  testu Barletta przekroczyły wartości krytyczne, co oznacza, że nie stwierdzono równego stopnia rozproszenia warunkowych rozkładów odchylenia realnego PKB *per capita*. Wyjątek stanowi Wielka Brytania, gdyż w tym przypadku można zaakceptować hipotezę o równości wariancji wahań  $BTy_{A/US}$ , a wobec bardzo podobnych do siebie poziomów  $BT_{A/US}$  prowadzi to do wniosku, iż zmiany relacji ilości dóbr produkowanych w Wielkiej Brytanii i USA pozostają w stochastycznej niezależności od wahań realnego kursu walutowego funta szterlinga do dolara.

Kolejnym krokiem w analizie była zamiana charakteru badanych wielkości. Tym razem zmienną zależną była  $BTq_{A/US}$  i to jej przebieg został poddany rozkładowi warunkowemu względem  $BTy_{A/US}$ . Podkreślić jednak trzeba dostrzegalne w całym świecie (IMF, (2002)) „złagodzenie” przebiegu wahań koniunkturalnych, przejawiające się zmniejszeniem amplitudy oscylacji i skróceniem cykli. Takie zjawisko może być skutkiem zbiegu dwóch czynników. Z jednej strony jest to wynik przeobrażeń struktury gospodarek rynkowych i zdecydowanej dominacji sektora usług, który jest mało

Tabela 8. Wskaźniki korelacji pomiędzy  $BTq_{A/US}$  i  $BTy_{A/US}$  oraz wyniki testu Barletta dla wariancji warunkowych rozkładów  $BTq_{A/U}$  w wybranych krajach w latach 1971 – 2000

Kraje	Wskaźnik korelacji Pearsona	Statystyka $\chi^2$ dla testu Barletta	Wartość krytyczna $\chi^2$
Australia	0,31	49,66	7,82
Francja	0,28	50,35	7,82
Japonia	0,11	23,97	7,82
Kanada	0,08	5,21	7,82
Wielka Brytania	0,22	69,31	7,82
Włochy	0,18	16,39	7,82

Źródło: obliczenia własne.



Tabela 9. Struktura dodatnich odchyłeń od trendu realnego kursu walutowego w wybranych krajach w latach 1971 - 2000

Kraje	w całej próbie	Odsetek dodatnich wartości $BTq_{A/US}$ pod warunkiem, że		
		$BTy_{A/US} > 0$	$BTy_{A/US} > 0$ w kolejnych 2 kwartałach	$BTy_{A/US} > 0$ w kolejnych 4 kwartałach
Australia	46,67	56,60	66,67	87,50
Francja	48,33	52,83	66,67	90,00
Japonia	54,17	78,57	84,21	88,89
Kanada	46,67	32,31	31,03	33,33
Wielka Brytania	46,67	40,00	46,15	77,78
Włochy	48,33	64,15	69,56	70,00

Źródło: obliczenia własne.

podatny na impulsy koniunkturalne. Z drugiej strony państwa rozwinięte prowadzą aktywną politykę stabilizacji, która zawsze zmierza do niwelowania gwałtownych zmian aktywności gospodarczej. Dokonując więc warunkowego rozkładu  $BTq_{A/US}$ , przyjmowano zdecydowanie mniejsze odchylenia  $y_{A/US}$ . Otrzymane średnie arytmetyczne i wariancje umieszczono w tabeli 7.

Także w tym przypadku ujawnia się słaby związek między  $BTq_{A/US}$  a  $BTy_{A/US}$ , gdyż wzrost wartości zmiennej niezależnej nie koresponduje z jakimkolwiek systematycznym ruchem wielkości opisywanej. Dokładniejszą miarą ilustrującą to spostrzeżenie są wskaźniki korelacyjne Pearsona, które zamieszczono w tabeli 8. Znalazły się w niej także wyniki testu Barletta, który posłużył do sprawdzenia hipotezy o równości wariancji warunkowych rozkładów  $BTq_{A/US}$ .

Relatywnie niskie poziomy miar zawartych w tabeli 8 dowodzą, że zależność korelacyjna badanych zmiennych jest bardzo słaba. Jednak nie można zaakceptować wniosku o ich stochastycznej niezależności, gdyż wartości empirycznych statystyk  $\chi^2$  nakazały odrzucenie hipotezy o równości rozproszenia warunkowych rozkładów  $BTq_{A/US}$ . Również tym razem znalazł się wyjątek, ponieważ w przypadku Kanady należy zaakceptować przeciwne wnioski.

Wyniki analizy, które sumarycznie zebrano w tabeli 5 - 8, świadczą że między zmianami realnego kursu walutowego oraz ilorazu ilości krajowych i zagra-

nicznych towarów istnieją związki stochastyczne. Nie wykazują one jednak charakteru silnej zależności korelacyjnej. Wniosek ten pozostaje w mocy nawet w sytuacji, gdy uwzględniono elementy pokazujące, jak mocno analizowana wielkość odchyła się od swojego długookresowego trendu.

Jednak dla istoty cyklu koniunkturalnego, jako zjawiska polegającego na pojawieniu się okresowych wahań wokół przyjętej linii tendencji rozwojowej (Barczyk i Kruska, (1999)), intensywność oscylacji ma drugorzędne znaczenie. Ważniejsza jest ich długość. Krótkookresowe fluktuacje, nawet o dużej amplitudzie, nie mogą być uznawane za komponenty fazy, a następnie cyklu koniunkturalnego. W związku z tym przeprowadzono kolejne analizy, koncentrujące się na wychwytniu związków między zmianami  $BTq_{A/US}$  a  $BTy_{A/US}$ , jednak z uwzględnieniem informacji, jak długo utrzymywało się dane zjawisko.

Zastosowana metoda była zbliżona do instrumentarium przyjętego przez Stockmana (1998). Najpierw ustalono odsetek dodatnich wartości odchyłeń od trendu realnego kursu walutowego w całym analizowanym szeregu. Później ustalono frakcje dodatnich wartości  $BTq_{A/US}$ , pod warunkiem, że jednocześnie  $BTy_{A/US}$  jest większe od zera. Kolejno dodawano warunki wymagające, by odchylenie ilorazu PKB *per capita* powyżej jego trendu utrzymywało się przez dwa, a potem cztery następujące po sobie kwartały (zob. tabela 9).

Tabela 10. Struktura dodatnich odchyłeń od trendu relatywnej wartości PKB w wybranych krajach w latach 1971 - 2000

Kraje	w całej próbie	Odsetek dodatnich wartości $BTq_{A/US}$ pod warunkiem, że		
		$BTy_{A/US} > 0$	$BTy_{A/US} > 0$ w kolejnych 2 kwartałach	$BTy_{A/US} > 0$ w kolejnych 4 kwartałach
Australia	44,16	53,57	66,67	81,81
Francja	44,16	48,27	53,85	83,33
Japonia	35,00	50,77	61,29	71,42
Kanada	54,16	37,50	46,15	60,00
Wielka Brytania	45,83	39,29	50,00	54,55
Włochy	44,16	58,62	69,23	90,91

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 11. Wyniki testu dla wskaźników struktury dodatnich  $BTq_{A/US}$  i  $BTy_{A/US}$  w wybranych krajach w latach 1971 - 2000

Kraje	Test dla frakcji dodatnich $BTq_{A/US}$		Test dla frakcji dodatnich $BTy_{A/US}$	
	statystyka $u$	wartość krytyczna	statystyka $u$	wartość krytyczna
Australia	-2,24	-1,64	-2,40	-1,64
Francja	-2,53	-1,64	-2,59	-1,64
Japonia	-2,13	-1,64	-2,65	-1,64
Kanada	0,88	-1,64	-0,36	-1,64
Wielka Brytania	-1,82	-1,64	-0,55	-1,64
Włochy	-2,31	-1,64	-2,99	-1,64

Źródło: obliczenia własne.

Informacje zawarte w tabeli 9 pokazują, że w około 50% przypadków odchylenie od trendu realnego kursu walutowego ma dodatni znak. W czterech krajach (spośród sześciu badanych) odsetek ten się zwiększył, jeżeli jednocześnie wystąpiło dodatnie wychylenie PKB *per capita* w relacji do amerykańskiego PKB. Państwa, w których nie odnotowano tego typu zjawiska, to Kanada i Wielka Brytania. Jednak w przypadku Anglii uwzględnienie dodatkowych warunków dotyczących trwałości dodatniego odchylenia  $BTy_{A/US}$  zdecydowanie zwiększa frakcję, dla której  $BTq_{A/US}$  jest większe od zera. Z uwagi na wcześniej odnotowaną stochastyczną niezależność  $BTq_{A/US}$  od  $BTy_{A/US}$  dla danych obrazujących kurs dolara kanadyjskiego do amerykańskiego, odstępstwo od zanotowanej reguły jest całkowicie zrozumiałe.

Podobne kalkulacje przeprowadzono w odniesieniu do pozytywnych odchyżeń od trendu opisującego długookresową tendencję rozwojową zmiennej  $y_{A/US}$ . Oznaczało to więc, że dla każdego kraju określono udział takich przypadków w całym obserwowanym szeregu czasowym, a następnie wprowadzano warunki dotyczące pojawienia się jednocześnie realnej deprecjacji waluty badanego kraju. Dodatkowym elementem było uwzględnienie długości pozytywnego odchylenia od trendu realnego kursu. Otrzymane odsetki zawarte są w tabeli 10.

Dane umieszczone w tabeli 10 pokazują, że wzięcie pod uwagę informacji o tym, jak długo można obserwować realną deprecjację, wiąże się ze wzrostem udziału jednocześnie zauważalnych dodatnich wartości  $BTy_{A/US}$ . Pewne wątpliwości można zgłosić w przypadku Kanady i Wielkiej Brytanii, gdyż wskaźniki struktury opisujące pozytywne wychylenie  $BTy_{A/US}$  w całej próbie tylko nieznacznie są mniejsze od miar pokazujących analogiczną frakcję obliczoną przy zachowaniu warunku, iż  $BTq_{A/US}$  jest większe od zera w kolejnych czterech kwartałach. W tym miejscu ponownie można zauważyć, że już wcześniejsze analizy podawały w wątpliwość istnienie statystycznie zweryfikowanych związków między  $BTq_{A/US}$  a  $BTy_{A/US}$  właśnie dla Kanady i Wielkiej Brytanii.

Należy przypomnieć, że analizowane szeregi czasowe liczyły 120 obserwacji, a więc odsetki dodatnich wartości  $BTq_{A/US}$  lub  $BTy_{A/US}$  dla całej próby były

określane w stosunku do takiej właśnie liczebności. Dane umieszczone w ostatnich kolumnach tabeli 9 i 10 były natomiast obliczane dla zdecydowanie mniej licznej próby. Nasuwa się więc pytanie czy ten element wpływa na zmianę wskaźników struktury.

Problem ten rozstrzygnięto dzięki zastosowaniu testu dla dwóch frakcji (Greń, (1978)) Hipoteza zerowa zakładała, iż odsetek pozytywnych wychyleń realnego kursu walutowego (lub relatywnej wartości PKB *per capita*) w całej próbie jest równy temu, który obliczono pod warunkiem, iż pojawiło się dodatnie odchylenie drugiej badanej wielkości przez kolejne cztery kwartały. Hipoteza alternatywna głosiła, że pierwszy z wyżej wymienionych wskaźników struktury jest mniejszy, czyli należało zastosować lewostronny obszar krytyczny. Poziom istotności wynosił 0,05. Wyniki testów przedstawiono w tabeli 11.

W przypadku Australii, Francji, Japonii i Włoch otrzymano rezultaty wykazujące, iż statystyka  $u$  jest mniejsza od  $u_{0,95}$ . Skłaniało to do odrzucenia hipotez zerowych. Można więc stwierdzić, że została pozytywnie zweryfikowana sugestia, iż udział obserwacji wykazujących realną deprecjację (lub pozytywne wychylenie  $BTy_{A/US}$ ) rośnie w sytuacji, gdy dodatnie odchylenie drugiej analizowanej zmiennej trwa przez cztery kolejne kwartały. Trochę inaczej przedstawia się sytuacja Wielkiej Brytanii, gdyż tym razem można zaakceptować tylko hipotezę o zależności  $BTq_{A/US}$  od tego, jak długo obserwuje się pozytywną wartość  $BTy_{A/US}$ . Dla Kanady wyniki obu przeprowadzonych testów wymusiły przyjęcie wniosków o braku nawet warunkowych powiązań między analizowanymi wielkościami.

### Uwagi końcowe

Współczesna teoria makroekonomii rozwija się głównie w dwóch nurtach: neoklasycznym oraz neokeynesowskim. Pierwszy z nich generalnie uwzględnia elastyczne ceny, natomiast zwolennicy myśli neokeynesowskiej często sięgają do założenia o ich sztywności. Pomimo tak odmiennych warunków wstępnych, koncepcje odwołujące się do powiązania realnego kursu walutowego ze zmianami aktywności gospodarczej zgodnie wskazują, iż tego typu zależność powinna za-

chodzić, a dodatkowo należałoby nadać jej charakter wprost proporcjonalny. Innymi słowy, analiza danych statystycznych winna wykazać, że można dostrzec realną deprecjację waluty danego państwa w sytuacji powiększania się ilości towarów produkowanych w tym kraju w stosunku do oferty z zagranicy.

Przedstawione w niniejszym opracowaniu rezultaty badania szeregów czasowych opisujących wybrane rozwinięte gospodarki rynkowe powyższy przytoczony wniosek. Trzeba jednak podkreślić, iż identyfikacja stosownych relacji wymaga wielu zabiegów statystyczno-ekonometrycznych. Po pierwsze, niestacjonarność zmiennych makroekonomicznych przekreśla możliwość posługiwania się pomiarem za pomocą korelacji liniowej Pearsona. Po drugie, wykorzystanie metodyki stosowanej w analizach koniunkturalnych i wyodrębnienie tylko wahań cyklicznych nie daje satysfakcjonujących rezultatów, gdyż na przeszkodzie staje nieliniowość zmian realnego kursu walutowego.

Dopiero uwzględnienie dodatkowych warunków dotyczących intensywności lub czasu trwania danego zjawiska stwarza możliwość statystycznej weryfikacji

istniejących związków. W świetle wyników przeprowadzonych badań uzasadniony staje się wniosek, że ważniejsze w tym przypadku jest kryterium czasowe, bezpośrednio wynikające z definicji oscylacji koniunkturalnych, która wymaga, aby dany komponent zmian cyklicznych był obserwowany bez przerwy przez kilka następujących po sobie kwartałów.

W tym miejscu należy wspomnieć, że przedmiotem analizy były dane przedstawiające tylko siedem rozwiniętych systemów ekonomicznych, spośród których USA stanowiły punkt odniesienia zarówno dla kursu walutowego, jak i dla zmian PKB. W gronie pozostałych państw wyróżniała się Kanada; w tym przypadku wszystkie przeprowadzone zabiegi analityczne prowadziły do wniosku, iż realna wycena dolara kanadyjskiego w stosunku do dolara amerykańskiego nie ma statystycznie zauważalnego powiązania z odchyleniami zmiennej informującej o ilorazie PKB *per capita* Kanady i analogicznej miary dla USA. Jednak wyjątek ten nie przekreślał wykazanej reguły, zgodnie z którą siła nabywczą pieniądza danego państwa zależy od zmian zachodzących w realnej sferze gospodarki.

## Bibliografia

1. R. Barczyk, M. Kruszka (1999): *Współczesne wahania koniunkturalne w Niemczech i w Polsce*. W: *Koniunktura gospodarcza w Polsce* (red). E. Bem, Prace i Materiały IRG nr 63, SGH Warszawa.
2. M. Baxter, R.G. King (1999): *Measuring Business Cycles; Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*. „The Review of Economics and Statistics”, vol. 81, s. 575–593.
3. W.W. Charemza, D.F. Deadman (1997): *Nowa ekonometria*. Warszawa PWE.
4. D.A. Dickey, W.A. Fuller (1981): *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. „Econometrica” vol. 49, s. 1057-1072.
5. D.A. Dickey, D.P. Hasza, W.A. Fuller (1984): *Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series*. „Journal of the American Statistical Association” vol. 79, s. 355–367.
6. R. Dornbusch (1976): *Expectations and Exchange Rate Dynamics*. „Journal of Political Economy”, vol. 84, s. 1161–1176.
7. R.P. Flood, A.K. Rose (1995): *Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals*. „Journal of Monetary Economics”, vol. 36, s. 3-37.
8. R.P. Flood, A.K. Rose (2001): *Uncovered Interest Parity in Crisis: The Interest Rate Defense in the 1990s*, IMF Working Paper nr WP/01/207.
9. J. Greń (1978): *Statystyka matematyczna. Modele i zadania*. Warszawa PWN.
10. R.J. Hodrick, E.C. Prescott (1997): *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, vol. 29, s. 1-16.
11. S. Hylleberg, R.F. Engle, C.W.J. Granger, B.S. Yoo (1990): *Seasonal Integration and Cointegration*. „Journal of Econometrics”, vol. 44, s. 215-238.

12. IMF (2002): *Recessions and Recoveries*. World Economic Outlook.
13. F.E. Kydland, E.C. Prescott (1982): *Time to Build and Aggregate Fluctuations*. „Econometrica” vol. 50, s. 1345-1370.
14. F.E. Kydland, E.C. Prescott (1990): *Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth*. Federal Reserve Bank of Minneapolis „Quarterly Review”, vol. 14, s. 3-18.
15. D.E.W. Laidler (1993): *The Demand for Money, Theories, Evidence and Problems*. Harper Collins College Publ., Nowy York.
16. J.B. Long, C.I. Plosser (1983): *Real Business Cycles*. „Journal of Political Economy”. vol. 91, s. 39 – 69
17. R. MacDonald (2000): *Concept to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*. Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank Discussion Paper nr 3/00.
18. F. Nadal – De Simone, W.A. Razzak (1999): *Nominal Exchange Rate and Nominal Interest Rate Differentials*. IMF Working Paper nr WP/99/141.
19. M. Obstfeld, A. Taylor (1997): *Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher’s Commodity Points Revisited*. „Journal of the Japanese and International Economics”, vol. 11, s. 441-479.
20. K. Rogoff (2002): *Dornbusch’s Overshooting Model After Twenty – Five Years*. IMF Working Paper nr WP/02/39.
21. P. Sercu, R. Uppal (1998): *Exchange Rate Volatility and International Trade: A General Equilibrium Analysis*. London Business School Working Paper.
22. M. Sobczyk (1998): *Statystyka*. Warszawa Wydawnictwo Naukowe PWN.
23. A.C. Stockman (1998): *New Evidence Connecting Exchange Rates to Business Cycles*. Federal Reserve Bank of Richmond „Economic Quarterly” , vol. 84, s. 73-89.
24. E.M. Syczewska (2002): *Niestacjonarność nominalnego i realnego kursu wymiany dla danych sezonowych*. „Bank i Kredyt” nr 3.
25. M.P. Taylor, D.A. Peel, L. Sarno (2001): *Nonlinear Mean – Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzle*. „International Economic Review”, vol. 42, s. 1015-1042.
26. H.R. Varian (1999): *Mikroekonomia. Kurs średni, ujęcie nowoczesne*. Warszawa Wydawnictwo Naukowe PWN.
27. A. Wojtyna (2000): *Ewolucja keynesizmu a główny nurt ekonomii*. Warszawa Wydawnictwo Naukowe PWN.