

# MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 223

---

Parytet siły nabywczej jako wyznacznik  
realnego kursu walutowego.  
Ewolucja w kierunku nieliniowych modeli autoregresyjnych

---

Przemysław Wejner

Warszawa, styczeń 2008 r.

Autor pragnie podziękować prof. dr. hab. Andrzejowi Sławińskiemu oraz dr. Michałowi Rubaszkiowi za cenne uwagi i sugestie, które pomogły nadać pracy jej ostateczny kształt.

Projekt graficzny:

Oliwka s.c.

Skład i druk:

Drukarnia NBP

Wydął:

Narodowy Bank Polski  
Departament Komunikacji Społecznej  
00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21  
tel. 022 653 23 35, fax 022 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2008

Materiały i Studia rozprowadzane bezpłatnie.

Dostępne są również na stronie internetowej NBP: <http://www.nbp.pl>

---

## Spis treści

---

Spis tabel i wykresów . . . . .	5
Streszczenie . . . . .	6
Wstęp . . . . .	7
<b>1. Prawo jednej ceny i parytet siły nabywczej – zagadnienia podstawowe . . . . .</b>	<b>9</b>
1.1. Kurs walutowy . . . . .	9
1.2. Systemy kursowe . . . . .	10
1.3. Zmienność kursu walutowego . . . . .	11
1.4. Prawo jednej ceny . . . . .	12
1.4.1. Definicja . . . . .	12
1.4.2. Rys historyczny . . . . .	13
1.4.3. Ograniczenia prawa jednej ceny . . . . .	14
1.5. Parytet siły nabywczej . . . . .	17
1.5.1. Wersja absolutna parytetu siły nabywczej . . . . .	17
1.5.2. Wersja relatywna parytetu siły nabywczej . . . . .	19
1.5.3. Historia teorii parytetu siły nabywczej . . . . .	19
<b>2. Podstawowe problemy związane z pomiarem parytetu siły nabywczej . . . . .</b>	<b>23</b>
2.1. Różnice w konstrukcji indeksów cenowych . . . . .	23
2.2. Parytet siły nabywczej a kurs równowagi . . . . .	25
2.2.1. Równowaga zewnętrzna i wewnętrzna gospodarki . . . . .	25
2.2.2. Szoki realne a parytet siły nabywczej . . . . .	27
2.3. Koszty arbitrażu na rynku dóbr . . . . .	28
2.4. Czynniki wpływające na poziom cen w gospodarce . . . . .	30
2.4.1. Strategia Pricing to Market . . . . .	30
2.4.2. Koszty zmiany cennika . . . . .	30
2.4.3. Oczekiwania producentów dotyczące zmian cen . . . . .	31
<b>3. Zastosowanie teorii parytetu siły nabywczej we współczesnej makroekonomii . . . . .</b>	<b>32</b>
3.1. Monetarystyczny model bilansu płatniczego . . . . .	32
3.2. Monetarystyczne modele kursów walutowych . . . . .	36
3.2.1. Model giętkich cen . . . . .	36
3.2.2. Model lepkich cen Dornbuscha . . . . .	37
3.2.3. Model różnic realnych stóp procentowych . . . . .	39

3.3. Model Balassy-Samuelsona . . . . .	40
3.3.1. Konstrukcja modelu . . . . .	41
3.3.2. Model Balassy-Samuelsona a parytet siły nabywczej . . . . .	42
<b>4. Ewolucja modeli parytetu siły nabywczej . . . . .</b>	<b>44</b>
4.1. Wczesne badania empiryczne . . . . .	44
4.2. Testowanie stacjonarności . . . . .	45
4.3. Badania kointegracji . . . . .	47
4.4. Problem niskiej mocy testów . . . . .	49
4.4.1. Badania z wykorzystaniem długich zestawów danych . . . . .	51
4.4.2. Metody panelowe . . . . .	53
4.5. Paradoks długich półokresów wygasania . . . . .	56
4.5.1. Występowanie trendostacjonarności i zmian strukturalnych . . . . .	57
4.5.2. Inne potencjalne źródła obciążenia oszacowań . . . . .	60
<b>5. Nieliniowa dynamika realnych kursów walutowych a parytet siły nabywczej . . . . .</b>	<b>63</b>
5.1. Źródła nieliniowości realnych kursów walutowych . . . . .	63
5.2. Prognowy model autoregresyjny (TAR) . . . . .	64
5.2.1. Test nieliniowości modelu TAR . . . . .	65
5.2.2. Wyniki empiryczne . . . . .	66
5.2.3. Problem stacjonarności procesu TAR . . . . .	67
5.3. Autoregresyjne modele płynnego przejścia (STAR) . . . . .	70
5.3.1. Konstrukcja modelu STAR . . . . .	71
5.3.2. Wyniki empiryczne . . . . .	72
<b>Wnioski . . . . .</b>	<b>75</b>
<b>Bibliografia . . . . .</b>	<b>77</b>

---

## Spis tabel i wykresów

---

<b>Wykres 1.1.</b> Kurs walutowy dolara amerykańskiego i euro w stosunku do złotego polskiego od stycznia 2002 do sierpnia 2006 . . . . .	11
<b>Wykres 2.1.</b> Równowaga wewnętrzna i zewnętrzna a realny kurs równowagi .	26
<b>Wykres 3.1.</b> Równowaga na rynku dóbr w modelu monetarystycznym. . . . .	33
<b>Wykres 3.2.</b> Podaż pieniądza w modelu monetarystycznym. . . . .	35
<b>Wykres 3.3.</b> „Przestrzelenie” kursu walutowego w modelu lepkich cen Dornbuscha . . . . .	38
<b>Tabela 4.1.</b> Empiryczna funkcja mocy testu DF . . . . .	51
<b>Tabela 4.2.</b> Wartości RMSE prognozy realnego kursu walutowego dla lat 1974–1990. . . . .	52
<b>Tabela 4.3.</b> Empiryczne funkcje mocy testu DF dla jednego równania (estymacja KMNK) i zestawu 10 równań o identycznym współczynniku (estymacja UMNK) . . . . .	54
<b>Tabela 4.4.</b> Liczba kursów walutowych, dla których odrzucono hipotezę pierwiastka jednostkowego . . . . .	59
<b>Tabela 5.1.</b> Wyniki estymacji modelu TAR(1;2;1) i AR(1) . . . . .	67
<b>Tabela 5.2.</b> Wyniki oszacowań procesu TAR dla realnych kursów walutowych .	70
<b>Tabela 5.3.</b> Wyniki nieliniowej estymacji realnych kursów walutowych (ESTAR) . . . . .	73
<b>Tabela 5.4.</b> Półokresy wygasania (w miesiącach) oszacowane na podstawie modeli ESTAR . . . . .	74

---

## Streszczenie

---

Praca ma na celu przedstawienie teorii parytetu siły nabywczej na tle dotychczasowych badań empirycznych. Zawiera zarówno szkic historii parytetu siły nabywczej oraz prawa jednej ceny, jak i chronologiczny przegląd metod ekonometrycznych wykorzystywanych w badaniach. Na podstawie dotychczasowych wyników badań empirycznych zaprezentowano ewolucję koncepcji parytetu siły nabywczej jako wyznacznika realnego kursu równowagi. Analizie poddano czynniki ograniczające możliwość zastosowania parytetu siły nabywczej w modelach kursów walutowych. Najnowsze osiągnięcia w tej dziedzinie zawdzięczamy uwzględnieniu kosztów transakcyjnych na rynku dóbr. Tworzą one pasmo bez arbitrażu, w obrębie którego kurs walutowy nie podlega korekcie i jest procesem błędzenia losowego. Poza pasmem, kurs zachowuje się jak proces autoregresyjny. Nieliniowe podejście do kursu walutowego potwierdziło parytet siły nabywczej w średnim i długim okresie.

**Klasyfikacja JEL:** E31, E47, C22, C23, C32, C33

**Słowa kluczowe:** teoria parytetu siły nabywczej, realny kurs walutowy, stacjonarność kursu walutowego, kointegracja kursów walutowych, nieliniowe modele kursów walutowych, TAR, STAR.

---

## Wstęp

---

Teoria parytetu siły nabywczej jest jedną z najstarszych i najważniejszych koncepcji w ekonomii. Jej źródła upatrywać należy w dziełach XVI-wiecznych scholastyków hiszpańskich, którzy zwrócili uwagę na związek między siłą nabywczą pieniądza a jego kursem walutowym. Okres największego rozwoju badań nad teorią parytetu siły nabywczej związany był z upłynnieniem kursów walutowych w 1973 r. (odejście od systemu Bretton Woods) i trwa do dziś. W obliczu wysokiej zmienności kursów walutowych parytet siły nabywczej stał się jedną z głównych metod służących wyznaczaniu długookresowych kursów równowagi.

Podstawą teorii parytetu siły nabywczej jest związek między siłą nabywczą dwóch walut a ich kursem wymiany. W warunkach efektywnego rynku siły arbitrażu powodują ujednoczenie się cen homogenicznych dóbr między gospodarkami. Teoria parytetu siły nabywczej mówi, że porównując poziomy cen w dwóch gospodarkach, wyznaczone na podstawie identycznych koszyków dóbr, jesteśmy w stanie określić nominalny kurs równowagi ich walut. Analizując skalę zmienności kursów walutowych na podstawie danych historycznych dochodzimy jednak do wniosku, że w krótkim horyzoncie czasowym mamy do czynienia z procesem błędzenia losowego. Faktycznie, dotychczasowe próby udowodnienia wyższości kolejnych modeli kursów walutowych nad zwykłym modelem błędzenia losowego nie przyniosły jednoznacznego rozstrzygnięcia<sup>1</sup>.

Bez odpowiedzi pozostaje zatem pytanie: czy parytet siły nabywczej dostarcza informacji na temat długookresowego kursu równowagi? Odpowiedź twierdząca oznaczałaby, że kurs walutowy przybliży się w długim okresie do poziomu wyznaczonego przez siły nabywcze dwóch walut. W przeciwnym wypadku, prognozowanie kursu walutowego na podstawie zmian poziomów cen w rozpatrywanych gospodarkach jest niemożliwe. Rozstrzygnięcie kwestii związku między poziomami cen a realnym kursem walutowym w długim okresie możemy uznać za podstawowy cel badań parytetu siły nabywczej.

„O ile jedynie garstka ekonomistów uznałaby parytet siły nabywczej za spełniony w krótkim okresie, o tyle większość instynktownie wierzy w pewien wariant tej teorii jako wyznacznik długookresowego kursu równowagi”<sup>2</sup>. Te słowa Kennetha Rogoffa najtrafniej oddają upór, z jakim poszukuje się dowodów na potwierdzenie teorii parytetu w świecie rzeczywistym. Pierwsze badania, tuż po 1973 r., niemal jednogłośnie sugerowały jej odrzucenie<sup>3</sup>. Dopiero pojawienie się nowych, bardziej zaawansowanych technik ekonometrycznych i statystycznych oraz dostępność długich zestawów danych o wysokiej jakości przyniosło pierwsze sukcesy. Okazało się, że parytet siły nabywczej bynajmniej nie jest „kamieniem filozoficznym”. W szczególności zastosowanie modeli uwzględniających czynniki ograniczające spełnienie parytetu (np. koszty transakcyjne) sprawiło, że coraz bardziej prawdopodobne stało się istnienie poziomu równowagi, do którego zbiega kurs walutowy.

Niniejsza praca ma na celu przedstawienie teorii parytetu siły nabywczej na tle dotychczasowych badań empirycznych. Posługując się bogatym dorobkiem literatury przedmiotu, starałem się przedstawić ewolucję koncepcji parytetu siły nabywczej jako wyznacznika realnego kursu równowagi. Praca zawiera zarówno szkic historyczny parytetu siły nabywczej oraz prawa jednej ceny, jak i chronologiczny przegląd metod ekonometrycznych wykorzystywanych w badaniach.

<sup>1</sup> Engel i West (2004), str. 1.

<sup>2</sup> Rogoff (1996), str. 647.

<sup>3</sup> Zob. np. Frenkel (1981).

Praca powstała, aby przedstawić teorię parytetu siły nabywczej, która mimo swej kontrowersyjności, dzięki dowodom empirycznym potwierdzającym jej zasadność, zyskuje coraz większe poparcie. Teoria poddawana krytyce ze względu na niemożliwe do spełnienia założenia i upraszczanie procesów kształtujących dynamikę kursów walutowych okazuje się mieć rzeczywiste zastosowanie w praktyce, dostarczając skutecznych narzędzi do opisu nominalnego kursu walutowego.

W pracy starano się udowodnić tezę, że zastosowanie modeli nieliniowych w przypadku realnego kursu walutowego pozwala przybliżyć rzeczywistą dynamikę procesu i wykazać istnienie długoterminowego kursu równowagi, zgodnego z parytetem siły nabywczej.

Poniższy tekst podzielono na pięć rozdziałów.

W rozdziale pierwszym przedstawiono podstawowe założenia i definicje związane z parytetem siły nabywczej. Jako pierwsze zostało scharakteryzowane prawo jednej ceny, które jest punktem wyjścia rozważań o parytecie siły nabywczej. W rozdziale zamieszczono również rys historyczny, który ma przybliżyć proces kształtowania się teorii parytetu siły nabywczej w postaci, jaką znamy dzisiaj.

Rozdział drugi poświęcono wpływowi warunków rzeczywistych na teorię parytetu siły nabywczej. Rozpoznanie i prawidłowe zrozumienie problemów empirycznych ma szczególne znaczenie dla modelowania procesu realnego kursu walutowego. Jedynie uwzględniając możliwie najszerszy zakres zakłóceń parytetu siły nabywczej jesteśmy w stanie przeprowadzić weryfikację odpowiednich hipotez statystycznych. Zbiór wszystkich ograniczeń należy powiększyć o elementy dotyczące prawa jednej ceny, wymienione w rozdziale pierwszym.

Aby zilustrować znaczenie teorii parytetu siły nabywczej w ekonomii, w rozdziale trzecim opisano monetarystyczną koncepcję bilansu płatniczego oraz wywodzące się z niej modele kursów walutowych. Jako alternatywną koncepcję kursu walutowego przedstawiono dodatkowo model Balassy-Samuelsona. Model ten tłumaczy potencjalnie odchylenia kursu nominalnego od parytetu siły nabywczej. Ponadto, jest źródłem modyfikacji teorii parytetu, która tłumaczy zmiany realnego kursu równowagi w czasie.

Rozdział czwarty stanowi chronologiczny przegląd metod stosowanych w badaniach nad parytetem siły nabywczej. Począwszy od lat 70. XX w. i najprostszych technik analitycznych, prześlędzono kierunek rozwoju narzędzi ekonometrycznych służących weryfikacji stacjonarności kursu walutowego. Rozdział kończy krytyczna analiza wyników badań, która bierze swoje źródło w przełomowym artykule<sup>4</sup> Kennetha Rogoffa z 1996 r. Sformułowane zostają zastrzeżenia co do wiarygodności dotychczasowych wyników, potencjalne przyczyny błędów oraz propozycje ich wyeliminowania.

W rozdziale piątym, mając na uwadze wnioski z rozdziału czwartego, skoncentrowano się na wynikach zastosowania nieliniowych modeli autoregresyjnych. Rozdział ten zawiera opis dwóch najpopularniejszych modeli: TAR (ang. *Threshold Autoregressive*) oraz ESTAR (ang. *Exponential Smooth Transition Autoregressive*). Przedstawiono w nim również przykładowe metody weryfikacji hipotezy o nieliniowości procesu generującego realny kurs walutowy oraz estymacji parametrów modeli TAR i ESTAR.

Dążąc do zachowania spójności pracy nie opisano przypadku tzw. parytetu siły nabywczej *ex ante*. Zgodnie z tą koncepcją, w warunkach efektywnego rynku, odchylenia od parytetu siły nabywczej zachowują się jak proces błędzenia losowego. Koncepcja ta została przytoczona po raz pierwszy w pracach Richarda Rolla (1979)<sup>5</sup> oraz Michaela Adlera i Bruce'a Lehmana (1983)<sup>6</sup>. Krytyczną analizę parytetu siły nabywczej *ex ante* opublikowali Mark P. Taylor i Lucio Sarno<sup>7</sup>, udowadniając tym samym błędność tej koncepcji.

<sup>4</sup> Rogoff (1996).

<sup>5</sup> Roll: *Violations of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient International Commodity Markets*, (w:) Sarnat i Szego (1979), str. 133–76.

<sup>6</sup> Adler i Lehman (1983), str. 1471–87.

<sup>7</sup> Taylor i Sarno (2004), str. 15–23.



## 1

## Prawo jednej ceny i parytet siły nabywczej – zagadnienia podstawowe

1

### 1.1. Kurs walutowy

Kurs walutowy to cena danej waluty wyrażona w innej walucie. Cena ta powstaje w wyniku transakcji na rynkach walutowych, na których dokonuje się handlu walutami różnych krajów. Handel ten umożliwia zaspokojenie popytu na waluty obce, wynikającego bezpośrednio z występowania popytu na zagraniczne dobra, usługi oraz aktywa finansowe, zgłaszanego przez rezydentów danego kraju. W rzeczywistości, sprzedaż lub zakup walut po określonym kursie polega na wymianie depozytów bankowych denominowanych w odpowiednich walutach<sup>8</sup>.

Wysokość kursu walutowego jest jednym z podstawowych czynników wpływających na gospodarkę. Aprecjacja waluty, czyli wzrost ceny waluty krajowej względem waluty zagranicznej, sprawia, że krajowe dobra stają się droższe na rynkach zagranicznych, zaś relatywna cena dóbr zagranicznych na rynku krajowym spada. Z kolei deprecjacja waluty, a więc spadek wartości waluty krajowej w porównaniu z walutami zagranicznymi, wywołuje odwrotny skutek: dobra krajowe tanieją na rynkach zagranicznych, zaś dobra zagraniczne stają się dla krajowych nabywców droższe. Skutkiem ruchów kursu walutowego może być zatem zwiększona konkurencyjność krajowych dóbr eksportowych w przypadku deprecjacji, jak i spadek popytu zagranicznego na dobra krajowe w przypadku aprecjacji waluty<sup>9</sup>. Oprócz bezpośredniego wpływu na bilans handlowy kraju, zmiany kursu walutowego odgrywają kluczową rolę w kształtowaniu się takich wskaźników gospodarczych jak stopa inflacji, ceny w handlu zagranicznym, czy wysokość zadłużenia zagranicznego.

Kurs walutowy ustalany na rynkach walutowych, czyli kurs obserwowany w rzeczywistości oraz stosowany w transakcjach wymiany walut, nazywany jest **nominalnym kursem walutowym** i wynika z relatywnej ceny dwóch walut w danym momencie. Modyfikując nominalny kurs walutowy tak, aby uwzględnił poziomy cen w krajach, których dotyczy, otrzymujemy **realny kurs walutowy**<sup>10</sup>. Relatywny poziom cen mierzony jest za pomocą indeksów cenowych, konstruowanych na podstawie homogenicznych koszyków dóbr, wycenianych odrębnie dla dwóch gospodarek. Realny kurs walutowy zapisujemy następującym wzorem:

$$Q_t = S_t \frac{P_t}{P_t^*}, \quad (1.1)$$

gdzie:

- $Q_t$  – realny kurs walutowy w momencie  $t$ ;
- $S_t$  – nominalny kurs walutowy w momencie  $t$ ;
- $P_t$  – poziom cen w kraju w momencie  $t$ ;
- $P_t^*$  – poziom cen za granicą w momencie  $t$ .

W tym przypadku zarówno kurs nominalny, jak i realny są kursami bilateralnymi, opisującymi ceny walut pomiędzy dwoma krajami. Ponieważ międzynarodowe transakcje gospodarcze oraz przepływy kapitału powodują istnienie wielu bilateralnych kursów wal-

<sup>8</sup> Mishkin (2004), str. 435.

<sup>9</sup> W pracy pominięta zostanie tematyka kursów stałych.

<sup>10</sup> Krugman i Obstfeld (2002), str. 411–412.

ty, wycenianej względem walut krajów zaangażowanych w transakcje międzynarodowe, pojawia się potrzeba wyznaczenia **kursu efektywnego**. Kurs taki jest średnią ważoną koszyka kursów bilateralnych waluty względem walut krajów będących najważniejszymi partnerami handlowymi. Przypisując odpowiednie wagi poszczególnym krajom, np. według wielkości wolumenu obrotów handlowych, konstruuje się średnią geometryczną<sup>11</sup>, stanowiącą syntetyczny wskaźnik kursu danej waluty:

$$Q_t^{ef} = \prod_{i=1}^n (Q_t^i)^{w_i}, \quad (1.2)$$

gdzie:

$Q_t^{ef}$  – efektywny realny kurs waluty krajowej w momencie  $t$ ;

$Q_t^i$  – realny kurs walutowy waluty krajowej względem waluty kraju  $i$  w momencie  $t$ ;

$w_i$  – waga realnego kursu waluty krajowej względem waluty kraju  $i$ ,

przy czym:  $\sum_{i=1}^n w_i = 1$ ;

$n$  – liczba krajów, których waluty znalazły się w koszyku referencyjnym<sup>12</sup>.

## 1.2. Systemy kursowe

W dobie postępującej integracji rynków finansowych, najczęściej spotykaną polityką kształtowania kursu waluty krajowej przez banki centralne jest system kursów płynnych<sup>13</sup>. Może on przybierać formę czystą (tzw. *pure float*) lub kursu płynnego kierowanego (tzw. *managed float*). W pierwszym przypadku bank centralny nie dokonuje interwencji walutowych, pozwalając na swobodne kształtowanie się kursu, zaś w drugim zastrzega sobie prawo interwencji w celu przywrócenia kursu do poziomu, który uznaje za lepszy z punktu widzenia wybranych arbitralnie wskaźników ekonomicznych<sup>14</sup>.

Rodzaje systemów kursów stałych podzielić możemy na dwie kategorie. Pierwsza z nich obejmuje tzw. twarde odmiany kursu stałego (ang. *hard pegs*), do których zaliczany jest system izby walutowej (ang. *currency board*) oraz unia monetarna. W przypadku izby walutowej bank centralny wymienia walutę krajową na walutę rezerwową po stałym, określonym w odpowiednim akcie prawnym kursie walutowym. Tym samym kurs walutowy usztywniony jest w sposób trwały, a możliwości zmiany parytetu ograniczone<sup>15</sup>. Do drugiej kategorii twardych kursów stałych zaliczamy kraje, które zrzekły się stosowania własnej waluty narodowej na rzecz waluty wspólnej dla krajów członkowskich unii monetarnej. Ze względu na rezygnację z waluty narodowej, rozwiązaniem zbliżonym do unii monetarnej jest jednostronne przyjęcie przez dany kraj waluty obcego państwa (np. jednostronna euroizacja lub dolaryzacja)<sup>16</sup>.

Oprócz odmian twardych wyróżnia się tzw. systemy miękkiego kursu stałego (ang. *soft pegs*). Należy do nich reżim zwykłego kursu stałego (zwany również kursem stałym dostosowywanym, ang. *adjustable peg*), który polega na ustaleniu i obronie przez bank centralny stałego kursu wymiany waluty krajowej względem jednej waluty bądź koszyka walut zagranicznych. W odróżnieniu od izby walutowej system kursu stałego daje bankowi centralnemu większe możliwości zmiany oficjalnego parytetu. System zwykłego kursu stałego bywa modyfikowany poprzez ustalenie wąskiego pasma dopuszczalnych wahań kursu, które nie powodują interwencji banku centralnego. Aby umożliwić łagodne dostoso-

<sup>11</sup> Średnie arytmetyczne są stosowane bardzo rzadko ze względu na ich niepożądaną własność. Przykładowo, procentowa zmiana indeksu różnić się będzie w zależności od tego, czy kursy walutowe podane zostaną w jednostkach waluty krajowej na jednostkę waluty obcej, czy w sposób odwrotny.

<sup>12</sup> Chinn (2005), str. 8.

<sup>13</sup> Więcej na temat rozkładu reżimów kursowych na świecie, zanikania pośrednich reżimów kursowych i upowszechniania się systemów skrajnych w: Wójcik (2005): Przesłanki wyboru systemów kursowych.

<sup>14</sup> Kot (2006).

<sup>15</sup> Sotomska-Krzysztofik (2003), str. 48.

<sup>16</sup> Wójcik (2005), str. 49.

wywanie się kursu stałego bądź pasma wahań do zachodzących w gospodarce zmian (np. wzrost inflacji, poprawa bilansu handlowego kraju), stosowane są systemy tzw. kroczącej dewaluacji (ang. *crawling peg*) oraz kroczącej dewaluacji przedziału wahań (ang. *crawling band*), zwane również kursami pełzającymi. W obydwu przypadkach kurs walutowy bądź zakres jego dopuszczalnych wahań podlegają ustalonym z góry, regularnym zmianom procentowym określonej wielkości.

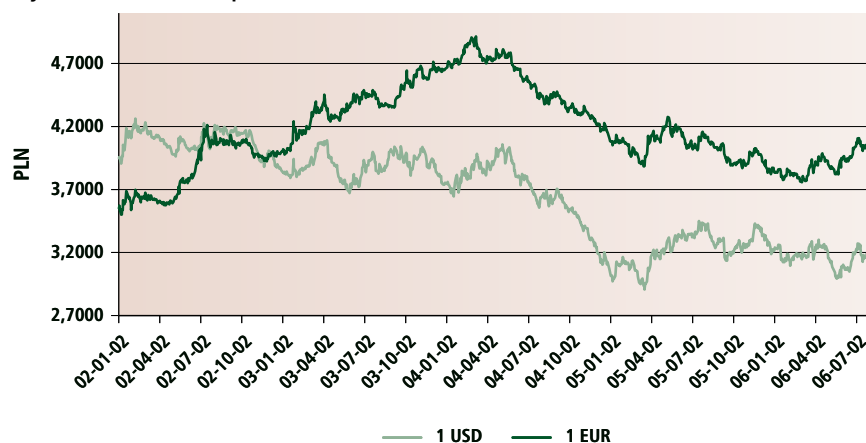
### 1.3. Zmienność kursu walutowego

Powojenny wzrost znaczenia systemu kursów płynnych rozpoczął się od upadku systemu z Bretton Woods, tj. systemu, który powstał w wyniku ustaleń konferencji państw sojuszników z 1944 r. System z Bretton Woods zakładał wzajemną wymiennalność walut według sztywnych kursów, z dopuszczalną tolerancją wynoszącą  $\pm 1\%$ <sup>17</sup>. Wymagano ustalenia stałego parytetu danej waluty w złocie, ale nie nakładano obowiązku wymiany na złoto. Jedyną walutą wymiennalną na złoto był na początku dolar amerykański, który stał się walutą referencyjną dla kursów innych walut. Rosnąca destabilizacja systemu doprowadziła do zawieszenia wymiennalności dolara na złoto w 1971 r., a w dalszej kolejności do odejścia od kursów stałych. Do roku 1976 r. ostatecznie zrezygnowano z ustalania parytetów walut w złocie<sup>18</sup>.

Przykładowy wykres zmian kursów walutowych, w tym przypadku kursów średnich dolara amerykańskiego i euro w stosunku do polskiego złotego, przedstawia wykres 1.1. W obydwu przypadkach obserwujemy wyraźny trend aprecjacyjny złotego – dolar osłabiał się systematycznie przez cały rozpatrywany okres, zaś kurs euro załamał się w marcu 2004 r. Mimo wyraźnych tendencji możliwych do odczytania z wykresu, uwagę zwraca duża zmienność kursów walutowych. To właśnie ona stanowiła największe zaskoczenie, gdy na początku lat 70. XX w. istnieć przestał system stałych kursów walutowych z Bretton Woods i ceny walut zaczęły kształtować się na rynkach walutowych. O ile część zmienności można było wytłumaczyć różnicami w poziomach inflacji, o tyle roczne zmiany kursów walutowych były zbyt znaczące, aby szukać na nie odpowiedzi w różnym tempie wzrostu cen czy podaży pieniądza między gospodarkami.

Wykres 1.1.

Kurs walutowy dolara amerykańskiego i euro w stosunku do złotego polskiego od stycznia 2002 do sierpnia 2006 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP, [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl).

<sup>17</sup> W systemie kursów stałych upatrywano gwarancji stabilnego wzrostu gospodarczego i odbudowy zniszczonych wojną gospodarek europejskich.

<sup>18</sup> Morawski (1996): *Pieniądz* (w.): *Nowa Encyklopedia Powszechna PWN*, str. 862–863.

Proponowane przez ekonomistów hipotezy wyjaśniające tak wyraźne wahania kursów walutowych, a w szczególności powtarzające się i często długotrwałe odchylenia kursu nominalnego od kursu równowagi<sup>19</sup>, sugerowały pierwotnie dwie możliwości. Rudiger Dornbusch przedstawił w 1976 r. model „przestrzelenia kursu walutowego”, oparty na monetarystycznej teorii kursów walutowych. Według Dornbuscha zwiększenie podaży pieniądza powodować musi w krótkim horyzoncie czasowym dużo większą deprecjację kursu nominalnego, poniżej długookresowego kursu równowagi. Uzyskane w ten sposób „przestrzelenie” wywoła długoterminowe oczekiwania związane ze wzrostem kursu waluty i zachęci inwestorów do utrzymywania depozytów denominowanych w walucie krajowej, mimo krótkookresowego spadku ich oprocentowania. „Przestrzelenie”, a więc silniejsza od skali zmiany podaży pieniądza reakcja kursu walutowego, pomaga wytłumaczyć, dlaczego kursy walutowe są dużo bardziej niestabilne niż poziomy cen czy też podaż pieniądza.

Druga teoria odwoływała się do podstawowego argumentu przeciwników płynnych kursów walutowych. Już w 1944 r. Ragnar Nurkse, czerpiąc z doświadczeń lat międzywojennych, ostrzegał, że rynki walutowe podlegają destabilizującej spekulacji, która powoduje negatywne dla gospodarki fluktuacje kursów walutowych<sup>20</sup>. Przy założeniu, że to transakcje spekulacyjne są przyczyną dużej zmienności kursów walutowych, zaś uczestnicy rynków walutowych zachowują się racjonalnie, uznano, iż terminowe kursy walutowe najskuteczniej przewidują przyszłe zmiany kursów. Pogląd ten został odrzucony w toku badań empirycznych m.in. przez Larsa Hansena i Roberta Hodricka w 1980 r.<sup>21</sup> Szukając wytłumaczenia upadku tej koncepcji, Kenneth Froot i Richard Thaler zwrócili uwagę, że terminowe kursy walutowe nie muszą wcale wynikać jedynie z różnic w stopach procentowych między gospodarkami, jak sugerowała teoria. Według nich terminowy kurs walutowy może być sumą dwóch wartości: oczekiwanej zmiany kursu oraz premii za ryzyko kursowe. Innym wytłumaczeniem jest zwykła niedoskonałość prognoz i przewidywań uczestników rynku – przykładowo, proces „uczenia się” przez uczestników rynku rozpoznawania zmian w podaży pieniądza może przebiegać bardzo długo (zwłaszcza, jeśli dane dotyczą pierwszych lat systemu kursów płynnych) i wpływać na niską trafność oczekiwań, co do przyszłych ruchów kursów walutowych<sup>22</sup>.

Ponieważ zmienność kursów oznacza niepewność i zwiększone ryzyko transakcji walutowych, a ponadto ma bezpośredni wpływ na gospodarkę, prace nad kolejnymi modelami kursów walutowych nie ustają. W celu wyjaśnienia tej wyjątkowej zmienności oraz skonstruowania skutecznego narzędzia predykcji zmian kursów walut zaproponowano do tej pory wiele modeli oraz hipotez opartych na coraz bardziej zaawansowanych technikach statystycznych i ekonometrycznych. Wysilek badaczy przynosił dotychczas wątpliwe efekty a większość modeli okazała się prognozować zmiany kursów walutowych gorzej aniżeli prosty model błędzenia losowego<sup>23</sup>. Jednak postępująca ewolucja modeli prognozowania dała nadzieję na skuteczne powiązanie długookresowych kursów walutowych z mierzalnymi zmiennymi ekonomicznymi. Niniejsza praca koncentruje się na dorobku teorii parytetu siły nabywczej, która jest jedną z najstarszych i najbardziej elementarnych koncepcji kształtowania się cen walut.

## 1.4. Prawo jednej ceny

### 1.4.1. Definicja

Prawo jednej ceny to podstawowe założenie, z którego czerpie teoria parytetu siły nabywczej. Głosi ono, że w warunkach konkurencyjnego rynku oraz braku kosztów transakcyjnych (zaliczają się do nich koszty transportu, cła oraz inne ograniczenia wymiany handlowej)

<sup>19</sup> Istnieją różne koncepcje wyznaczania kursów równowagi. Jedną z nich jest model parytetu siły nabywczej. Innym przykładem może być kurs równowagi zapewniający równowagę zewnętrzną i wewnętrzną kraju, który opisany zostanie w podrozdziale 2.2.

<sup>20</sup> Nurkse (1944).

<sup>21</sup> Hansen i Hodrick (1980,88) str. 829–53.

<sup>22</sup> Froot i Thaler (1990), str. 179–192.

<sup>23</sup> Dokładniejszy przegląd wyników badań znaleźć można m.in. w: Rogoff (1996), str. 652–658.

identyczne dobra będą sprzedawane na różnych rynkach po tej samej cenie, jeśli wyrazić ją we wspólnej walucie<sup>24</sup>. Formalnie, prawo jednej ceny zapisać można jako równanie:

$$P_{i,t} = S_t P_{i,t}^*, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (1.3)$$

gdzie:

- $P_{i,t}$  – krajowa cena dobra  $i$  w momencie  $t$ , wyrażona w walucie krajowej;
- $S_t$  – nominalny kurs walutowy w momencie  $t$ , wyrażony jako jednostka waluty krajowej przypadająca na jednostkę waluty obcej;
- $P_{i,t}^*$  – zagraniczna cena dobra  $i$  w momencie  $t$ , wyrażona w walucie obcej.

Istnieje również zmodyfikowana, słabsza wersja warunku z równania (1.3), operująca pojęciem równości relacji cen danego dobra w dwóch różnych momentach  $t$  oraz  $t+1$ :

$$\frac{P_{i,t+1}^* S_{t+1}}{P_{i,t+1}} = \frac{P_{i,t}^* S_t}{P_{i,t}}, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (1.4)$$

gdzie:

- $P_{i,t+1}$  – krajowa cena dobra  $i$  w momencie  $t+1$ , wyrażona w walucie krajowej;
- $S_{t+1}$  – nominalny kurs walutowy w momencie  $t+1$ , wyrażony jako jednostka waluty krajowej przypadająca na jednostkę waluty obcej;
- $P_{i,t+1}^*$  – zagraniczna cena dobra  $i$  w momencie  $t+1$ , wyrażona w walucie obcej.

Podkreślić należy, że o ile absolutna wersja prawa jednej ceny (1.3) implikuje jej relatywną wersję (1.4), o tyle zależność odwrotna nie zachodzi.

#### 1.4.2. Rys historyczny

Teoria zakłada, że powyższe równania zostaną spełnione dzięki siłom arbitrażu na rynkach dóbr podlegających wymianie. Warto jednak zauważyć, że prawo jednej ceny dotyczy nie tylko handlu międzynarodowego. Jego powstanie wiąże się z próbą stworzenia definicji rynku przez Augustina Cournota, który w 1838 r. pisał: „Rynek jest obszarem, którego części są tak silnie złączone więzami niczym nieskrępowanego handlu, iż ceny z łatwością i niezwłocznie osiągną ten sam poziom”<sup>25</sup>. Myśl tę rozwinął William Jevons formułując w 1871 r. tzw. prawo obojętności, wedle którego doskonała konkurencja na danym rynku wyklucza dwie różne ceny jednego dobra<sup>26</sup>. Z kolei Alfred Marshall, konstruując w 1920 r. na podstawie postulatów poprzedników własną definicję rynku, był już o wiele bardziej ostrożny w swoich założeniach: „Im doskonalszy jest rynek, tym silniejsza jest tendencja do płacenia tej samej ceny za identyczne dobro, w tym samym czasie, w różnych częściach rynku”<sup>27</sup>. Jednocześnie Marshall zastrzega, że należy uwzględnić koszty związane z dostarczeniem dobra do nabywców.

Najbujniejszy rozwój, jak dotąd, badań empirycznych nad prawem jednej ceny jest związany z zastosowaniem teorii parytetu siły nabywczej. W szczególności zaś rosnące zainteresowanie monetarystycznymi modelami kursów walutowych na początku lat 70. XX w., a więc u schyłku systemu stałych kursów walutowych z Bretton Woods, zwróciło uwagę na ograniczenia w stosowaniu założeń o równości cen tych samych dóbr na różnych rynkach<sup>28</sup>. Obecnie prawo jednej ceny podlega dwóm rodzajom interpretacji. Pierwsza z nich, zgodna z duchem definicji Marshalla, uznaje prawo jednej ceny za zwykłą tendencję do ujednolicenia się cen podobnych dóbr, postulując jednocześnie odrzucenie jej absolutnej wersji, jako niemożliwej do spełnienia w warunkach rynkowych<sup>29</sup>. Druga, o wiele bardziej popularna, interpretacja wiąże nierozzerwalnie prawo jednej ceny z arbitrażem, który

<sup>24</sup> Pilbeam (1998), str. 138.

<sup>25</sup> Cournot (1927), str. 51.

<sup>26</sup> Edgeworth (1987): *Indifference, Law of (w:) The New Palgrave Dictionary of Economics*, str. 786–787.

<sup>27</sup> Marshall (1962), str. 270–71.

<sup>28</sup> Więcej w: Frenkel (1981), str. 145–165.

<sup>29</sup> McChesney, Shughart II i Haddock (2004), str. 708.

jest uważany za siłę sprawczą tejże teorii. Cytując chociażby J.E. Stiglitz: „Wedle prawa jednej ceny na rynku istnieje tylko jedna cena danego dobra, zaś wszelkie różnice cenowe są eliminowane przez siły arbitrażu”<sup>30</sup>. Utożsamianie pojęć prawa jednej ceny i arbitrażu można dziś uznać za powszechne w literaturze.

### 1.4.3. Ograniczenia prawa jednej ceny

#### *Krytyka zmodyfikowanego prawa jednej ceny*

Mimo że wielu teoretyków uznaje prawo jednej ceny za jedno z podstawowych założeń w ekonomii, jego analiza z perspektywy arbitrażu pozwoliła dość wcześnie wskazać czynniki, które uniemożliwiają jego praktyczne zastosowanie. Badania empiryczne prowadzone za pomocą analizy danych historycznych potwierdziły tylko zasadność odrzucenia prawa jednej ceny w jego absolutnej postaci.

Pierwszym zagadnieniem poddanym krytyce był problem kosztów transakcyjnych, a szczególnie kosztów transportu, dystrybucji dóbr, podatków oraz ceł, które ograniczają możliwość arbitrażu. Ponieważ prawo jednej ceny w wersji absolutnej odrzuca możliwość jakichkolwiek różnic cenowych między identycznymi dobrami, naturalne i nieuniknione bariery wpływające na cenę dóbr podlegających wymianie powodują jego obalenie. Stąd też wspomniane zastrzeżenie Marshalla, którego postulat nakazuje uwzględnić w porównywanych cenach homogenicznego dobra koszty transportu. Tak zmodyfikowane prawo jednej ceny oznaczałoby, że ceny identycznych dóbr na różnych rynkach mogłyby się różnić, ale tylko o koszt ich dostarczenia na konkurencyjnym rynku. Paradoksalnie jednak, prawo jednej ceny staje się w ten sposób prawem wielu cen<sup>31</sup>.

Zgodnie z kolejną definicją rynku, zaproponowaną przez G.J. Stiglera, dwa punkty znajdują się w obrębie tego samego rynku danego dobra, jeśli ceny tego dobra różnią się w tych punktach jedynie o koszty transportu<sup>32</sup>. Podążając tym tokiem rozumowania, dochodzimy jednak do oczywistej sprzeczności. Przy założeniu, że koszty transportu są w liniowej zależności z odległością, jaką pokonują dobra z miejsca ich wytworzenia do konsumenta, okazałoby się, że każdy zakład produkcyjny jest odrębnym rynkiem produkowanego przez siebie dobra. Rynek ten jest z założenia niedostępny dla innych producentów ze względu na wyższe koszty transportu i rozciąga się do punktu, w którym cena wyprodukowanego dobra powiększona o koszt transportu jest równa dla dwóch sąsiadujących fabryk. W takiej sytuacji racjonalny konsument skazany jest niejako na monopol „lokalnego” producenta, dopóki nie zmieni miejsca zamieszkania i nie znajdzie się w obrębie rynku innego producenta tego samego dobra<sup>33</sup>. Rozumowanie takie ukazuje sprzeczności, jakie zrodzić może próba definiowania prawa jednej ceny z uwzględnieniem kosztów transportu.

Z drugiej strony, nawet jeśli uznamy, że rynek jest strukturą wyodrębnioną egzogenicznie, w której skład wchodzi producenci zlokalizowani w różnych punktach, nie musi to oznaczać dążenie cen do tego samego poziomu tylko z uwzględnieniem kosztów transportu. W hipotetycznym modelu homogeniczne dobro produkowane jest wyłącznie w dwóch, oddalonych od siebie lokalizacjach A i B. Przy dodatkowym założeniu ograniczonych mocy produkcyjnych i odpowiednio wysokim popycie, może dojść do sytuacji, w której konsumenci z punktu A zgodzą się kupować dobro po cenach wyższych niż oferowane przez producentów w punkcie A (przy kosztach transportu równych zero). Możliwe zatem, że zgodzą się na cenę oferowaną przez producentów z punktu B, czyli cenę dobra wyższą o koszt transportu z punktu B do A. Po tej cenie zaczną wówczas sprzedawać również producenci z punktu A, czerpiąc tym samym dodatkowe zyski z renty lokalizacyjnej w wyso-

<sup>30</sup> Stiglitz (1993), str. 19.

<sup>31</sup> McChesney, Shughart II i Haddock (2004), str. 707.

<sup>32</sup> Stigler (1987), str. 77.

<sup>33</sup> Więcej w: McChesney, Shughart II i Haddock (2004), str. 710–712.

kości kosztów transportu między punktami A i B<sup>34</sup>. Odkrywamy więc kolejną sprzeczność prawa jednej ceny modyfikowanego o koszty transportu. Okazuje się bowiem, że cena w obrębie tego samego rynku nie musi wynikać tylko z kosztów transportu danego producenta. Cena ta może być odgórnie ograniczona przez koszty transportu innych producentów i w konsekwencji prawo jednej ceny w postaci zmodyfikowanej nie zachodzi.

Podane przykłady unaoczniają dużą ilość odstępstw od prawa jednej ceny uwzględniającego koszty transportu w rzeczywistym systemie handlowym. Należy w tym miejscu zasygnalizować, że samo założenie o liniowej zależności między kosztami transportu a odległością nie musi być prawdziwe. Producenci stosują bowiem często mniej lub bardziej ujednoczone ceny dowozu dóbr do odbiorców. Z jednej strony jest to dla nich duże uproszczenie administracyjne, z drugiej wiąże się ze stosowaniem nowoczesnych systemów dystrybucji – transport dóbr odbywa się poprzez tzw. centra logistyczne (często duże miasta), w wyniku czego rzeczywista odległość, jaką pokonuje ładunek, nie musi równać się możliwie najkrótszemu dystansowi między producentem a odbiorcą<sup>35</sup>. Tym samym producenci położeni w różnej odległości od danego rynku zbytu mogą ponosić identyczne koszty transportu dobra. Ponieważ znika czynnik różnicujący ceny ze względu na oddalenie od odbiorcy, rynek umożliwia efektywny arbitraż.

### **Krytyka założeń**

Według oszacowań z 2004 r. całościowy koszt międzynarodowej transakcji handlowej wynosił w przypadku krajów rozwiniętych około 170% kosztu produkcji i obejmował koszty transportu, cła, podatki oraz koszty dystrybucji dobra<sup>36</sup>. Koszty te są wciąż znaczne i wpływają bezpośrednio na układ cen na rynkach międzynarodowych. Jednak wpływ kosztów transportu na poziom cen to nie jedyne ograniczenie związane z zastosowaniem prawa jednej ceny. Literatura podaje wiele innych czynników zakłócających warunki niezbędne do spełnienia prawa jednej ceny w jego czystej postaci.

Prawo jednej ceny opiera się na założeniach doskonałej konkurencji, a więc wymaga spełnienia następujących warunków:

- wielu producentów i konsumentów,
- homogenicznego produktu,
- pełnej informacji,
- braku barier wejścia na rynek.

W rzeczywistości trudno wyobrazić sobie sytuację, w której wszystkie powyższe warunki byłyby spełnione. Nie dziwi zatem, że przykładów oraz teorii cytowanych w literaturze, świadczących o słabości założeń prawa jednej ceny, jest niezwykle dużo. Co prawda wymienia się trzy warunki minimum dla efektywnego arbitrażu umożliwiającego spełnienie prawa jednej ceny, a mianowicie: homogeniczność dóbr, możliwość odsprzedaży dobra, brak ryzyka<sup>37</sup>, ale każdy z testów empirycznych badających istnienie tegoż prawa łąmie przynajmniej jeden z wymienianych warunków.

Należy pamiętać, że cena kształtuje się często pod wpływem czynników nieuwzględnianych w analizie empirycznej prawa jednej ceny. Przykładowo, lokalizacja producenta oraz sieć dystrybucji dóbr może tworzyć rynki monopolistyczne, skutecznie chronione przed konkurencją dzięki wysokim kosztom wejścia. Z drugiej strony, konsument nie musi zachowywać się racjonalnie, jeśli posiada niepełną informację na temat rynku danego dobra, o czym wspominał już Jevons (w grę wchodzi koszt uzyskania pełnej informacji na temat rynku, a więc dodatkowy koszt arbitrażu). Ponadto, na wybory konsumentów oprócz ceny wpływ mają takie czynniki jak: czas dostawy, terminy płatności, warunki wymiany wadliwych produktów, itp. Wszystko to może prowadzić do sytuacji, w której

<sup>34</sup> McChesney, Shughart II i Haddock (2004), str. 712–713.

<sup>35</sup> Więcej w: Carlton i Perloff (2000).

<sup>36</sup> Anderson i Wincoop (2004), str. 692.

<sup>37</sup> Phillips i Pippenger (2005), str. 4.



siły arbitrażu przestają działać w kierunku ujednoczenia się cen, a zatem prawo jednej ceny przestaje obowiązywać.

Bezpośrednio z badań nad niepełną konkurencją wynika teoria zaproponowana przez Paula Krugmana, która opisuje firmy oligopolistyczne działające na różnych rynkach i ustalające różne ceny dla każdego z nich (*Pricing to Market*)<sup>38</sup>. Badając aprecjację dolara amerykańskiego w latach 80. XX w. Krugman ustalił, że wbrew oczekiwaniom ceny niektórych dóbr importowanych do USA, wyrażone w dolarach, nie zmały. Oznacza to, że wzrost wartości dolara został przełożony na wzrost cen dóbr importowanych, wyrażonych w walucie kraju producenta. Co więcej, tak wywołany wzrost cen w walucie producenta dotyczył tylko rynku amerykańskiego. Krugman podaje, że sytuacja taka uwidoczniła się szczególnie w branży maszynowej oraz produkcji środków transportu (np. samochody BMW), co tłumaczyć można dużą złożonością produktów (wysoki koszt oszacowania prawdziwej wartości produktu przez konsumenta), niedostatkami dóbr substytucyjnych uznanych marek (duża rola czynników wyróżniających dany produkt, takich jak: reputacja producenta, prestiż, uznana marka) i wysokimi kosztami wejścia. Ze względu na brak możliwości arbitrażu, wspomniane firmy były w stanie skutecznie różnicować ceny między rynkami i osiągać z tego tytułu dodatkowe zyski.

Stosunkowo łatwo przychodzi zrozumienie niedoskonałości założenia o homogeniczności dóbr, których ceny rozpatrujemy. Mimo że naukowcy starają się wybierać do analizy produkty mało skomplikowane, nisko przetworzone i niemal identyczne w każdym miejscu na ziemi, np. wełna i pszenica<sup>39</sup>, czy też zawory<sup>40</sup>, trudno uniknąć pułapki związanej z celowym bądź naturalnym zróżnicowaniem badanych dóbr. Przykładowo, znanych jest nam około 20 rodzajów pszenicy, które dzielą się na pięć grup jakościowych różniących się przeznaczeniem i, co oczywiste, ceną. Przy produkcji przemysłowej kwestia jest jeszcze trudniejsza, co wiąże się z planowym różnicowaniem wytwarzanych dóbr, czy to w celu wypracowania przewagi konkurencyjnej, czy też utrzymania konkretnego segmentu rynku danego produktu. W tym przypadku wszelkie porównania poziomów cen danego dobra pomiędzy rynkami spełniają na niczym – nawet jeśli zastosować indeksy, np. średnią ważoną cen, pozostaje problem doboru wag, które są przecież różne dla różnych rynków.

Założenie możliwości powtórnej odprzedaży dobra jest kolejnym problemem, który dotyka kwestii doboru danych do analizy prawa jednej ceny. Krytyce poddano w szczególności wykorzystanie w badaniach cen detalicznych. Przykładem niech będzie artykuł Marcusa Asplunda i Richarda Friberga<sup>41</sup>. Badając ceny homogenicznych produktów, sprzedawanych w sklepach wolnocłowych na promach kursujących między krajami skandynawskimi oraz na pokładach samolotów linii lotniczej SAS, Asplund i Friberg doszli do wniosku, że stosunek cen tego samego dobra wyrażonych w koronach szwedzkich i markach fińskich różnił się od obowiązującego na pokładzie kursu walutowego. Według autorów obserwacja ta stanowi rażące odstępstwo od prawa jednej ceny. Llad Philips i Jon Pippenger wskazują jednak na poważne ograniczenie związane z cenami detalicznym dóbr<sup>42</sup>. Według nich nie można mówić o prawie jednej ceny w sytuacji, w której z powodu niemożności odsprzedaży zakupionego dobra, nie może dojść do arbitrażu.

Rzeczywiście, gdyby spostrzegawczy konsument zauważył, że kurs korony szwedzkiej do marki fińskiej jest niższy niż relacja cen danego produktu w koronach i markach, mógłby osiągnąć zysk bez ryzyka, kupując tenże produkt za marki i odsprzedając go z powrotem po cenie sklepowej wyrażonej w koronach. Wymieniając następnie korony na marki według ustalonego w pokładowym kantorze kursu, zwiększyłby swój stan posiadania marek fińskich. Sytuacja taka nie może jednak wystąpić, ponieważ sklep nie ma obowiązku odkupienia produktu, zwłaszcza płacąc w innej walucie. Po drugie, cena, jaką oferowałby klient

<sup>38</sup> Krugman (1987).

<sup>39</sup> Ardeni (1989), str. 661–669.

<sup>40</sup> Ceglowski (1994), str. 407–418.

<sup>41</sup> Asplund i Friberg (2001), str. 1072–1083.

<sup>42</sup> Philips i Pippenger (2005), str. 18.



nie byłaby w żaden sposób atrakcyjna dla sklepu, korzystającego przecież z dostawców hurtowych<sup>43</sup>. Ten prosty przykład obrazuje, że jedynie w przypadku handlu hurtowego, nastawionego na dalszą sprzedaż dobra możemy mówić o skutecznym arbitrażu. niesłuszne jest zatem wyciąganie wniosków na temat prawa jednej ceny na podstawie cen detalicznych.

Ostatnia z pułapek, ukrytych w modelu teoretycznym prawa jednej ceny, dotyczy uwzględnienia czynnika czasu w procesie arbitrażu. Podobnie jak w przypadku cen detalicznych, wiele prac poświęconych badaniom nad prawem jednej ceny niesłusznie opiera się głównie na cenach kasowych. Prosty przykład podawany przez Philipsa i Pippengera<sup>44</sup> uzmysławia nam, że skuteczny arbitraż rzadko kiedy może zostać przeprowadzony natychmiast, po cenach kasowych. Np. gdy nagły tajfun niszczy wszystkie uprawy pszenicy w Japonii, ceny tego zboża w porcie w Tokio szybką drogą podnoszą się ponad poziom cen z portów na amerykańskim Zachodnim Wybrzeżu (z uwzględnieniem kosztów transportu, podatków itp.). Jednak odległość między Japonią a USA sprawia, że nie można dostarczyć zboża w ciągu kilku dni, niemożliwy jest zatem arbitraż na rynku kasowym.

Prawo jednej ceny zaczyna jednak działać poprzez mechanizm cen kontraktów *forward*. Ponieważ japońskie ceny terminowe również rosną powyżej amerykańskiego poziomu, arbitrażyści dokonują transakcji terminowych na rynku pszenicy i sprzedają ją japońskiemu kontrahentom<sup>45</sup>. Dodatkowo, rosnące ceny terminowe na rynku amerykańskim zaczynają wpływać na krajowe ceny kasowe – elewatory, zachęcane większymi zyskami z kontraktów terminowych, ograniczają sprzedaż na rynku kasowym, powodując wzrost cen na tymże rynku. Z kolei zwiększona podaż kontraktów terminowych obniża ich cenę w Japonii, co zachęca elewatory w Japonii do zwiększonej sprzedaży na rynku kasowym – wyśrubowane z powodu tajfunu ceny zaczynają maleć. Arbitraż nie doprowadził bynajmniej do ujednolicenia cen, jednak nastąpiło wyraźne zmniejszenie ich różnic między Tokio a Zachodnim Wybrzeżem. Kluczową rolę odegrały w tej sytuacji nie ceny kasowe, lecz terminowe.

Już pobieżny przegląd wyzwań, jakie stoją przed ekonomistami testującymi prawdziwość prawa jednej ceny, unaocznia skalę trudności związanych z interpretacją tegoż prawa oraz poprawnym doбором danych do analizy. Ich różnorodność sprawia, że choć zdecydowana większość testów empirycznych odrzuca prawdziwość prawa jednej ceny, istnieje również literatura potwierdzająca istnienie tendencji do wyrównywania się poziomów cen tego samego dobra między różnymi rynkami<sup>46</sup>. Debata ta przybliży prawidłowe zrozumienie ograniczeń prawa jednej ceny i ma dwojakie znaczenie. Po pierwsze weryfikuje jedno z podstawowych twierdzeń w ekonomii – ewentualne odrzucenie go oznaczałoby, że przedsiębiorstwa nie wykorzystują okazji do zwiększania zysków, zaś gospodarstwa domowe nie w pełni maksymalizują swoją użyteczność. Po drugie zaś, jest podstawą do budowy modeli kursowych opartych na parytecie siły nabywczej – teoretyczne i praktyczne problemy z zastosowaniem prawa jednej ceny wywodzą się przecież z dyskusji o skuteczności teorii parytetu siły nabywczej.

## 1.5. Parytet siły nabywczej

### 1.5.1. Wersja absolutna parytetu siły nabywczej

Zgodnie z teorią prawa jednej ceny, kurs walutowy możemy określić, wyznaczając stosunek cen identycznego dobra w dwóch różnych walutach. Wynika to bezpośrednio z przekształcenia równania (1.3):

<sup>43</sup> Philips i Pippenger (2005), str. 8.

<sup>44</sup> Philips i Pippenger (2005), str. 10–11.

<sup>45</sup> Operacja ta odbywa się bez ryzyka, ponieważ składa się z kontraktu terminowego na kupno zboża, kontraktu terminowego na transport zboża z Zachodniego Wybrzeża do Tokio oraz kontraktu terminowego na sprzedaż zboża odbiorcy w Japonii.

<sup>46</sup> Bardzo ciekawą analizę, uwzględniającą koszty transportu, odnaleźć możemy w: Sarno, Taylor i Chowdhury (2004), str. 1–25.

$$S_i = \frac{P_{i,t}}{P_{i,t}^*}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (1.5)$$

Wychodząc z założenia, że powyższy warunek jest spełniony dla każdego dobra w gospodarce, teoria parytetu siły nabywczej definiuje kurs walutowy jako stosunek ogólnych poziomów cen w dwóch gospodarkach. Poziom ten określa się na podstawie indeksów cen dóbr wchodzących w skład ustalonych arbitralnie koszyków<sup>47</sup>. Parytet siły nabywczej przyjmuje zatem następujący zapis formalny:

$$S_t = \frac{\sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t}}{\sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t}^*}, \quad (1.6)$$

gdzie:

- $S_t$  – nominalny kurs walutowy, wyrażony jako jednostka waluty krajowej, przypadająca na jednostkę waluty zagranicznej;
- $P_{i,t}$  – cena dobra  $i$  w momencie  $t$ , wyrażona w walucie krajowej;
- $P_{i,t}^*$  – cena dobra  $i$  na rynku zagranicznym w momencie  $t$ , wyrażona w walucie zagranicznej;
- $\alpha_i$  – waga przyjęta dla ceny dobra  $i$  przy konstrukcji indeksu cenowego dla identycznych koszyków dóbr na rynku krajowym i obcym, przy czym:  $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$ . Zakłada się, że w kraju i za granicą są stosowane te same wagi dla identycznych dóbr.

Jeśli do konstrukcji indeksu cenowego wykorzystujemy średnią geometryczną, należy zastosować wzór (1.6) w postaci logarytmicznej, a mianowicie:

$$s_t = \sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t} - \sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t}^*, \quad (1.7)$$

gdzie:  $\sum_{i=1}^N \gamma_i = 1$ , zaś,  $s_t$ ,  $p_{i,t}$ ,  $p_{i,t}^*$  logarytmy naturalne odpowiednich zmiennych z równania (1.6).

Podkreślić należy, że o ile w przypadku prawa jednej ceny rozpatrywaliśmy ceny wyłącznie jednego, homogenicznego dobra, o tyle mówiąc o parytecie siły nabywczej mamy na myśli porównanie ogólnych cen określonego koszyka dóbr między dwoma rynkami. W praktyce stosuje się wiele różnych indeksów cenowych mierzących poziom cen w gospodarce, które różnią się kompozycją dóbr w koszyku referencyjnym oraz wagami  $\alpha_i$  i  $\gamma_i$ , określającymi udział ceny danego dobra w indeksie cenowym wybranego koszyka. Przykładami takich indeksów są:

- CPI (*Consumer Price Index*) – indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych – opiera się na statystycznym koszyku zakupów gospodarstw domowych w danym kraju;
- PPI (*Producer Price Index*) – indeks cen producentów – tworzony na podstawie cen produkcji przemysłowej;
- WPI (*Wholesale Price Index*) – indeks cen hurtowych – oparty na cenach handlu hurtowego;
- deflator PKB – mierzący zmiany cen wszystkich składników produktu krajowego brutto (cała produkcja oraz wszystkie usługi krajowe)<sup>48</sup>.

Parytet siły nabywczej należy interpretować jako taki poziom nominalnego kursu walutowego, dla którego koszt zakupu identycznego koszyka dóbr w kraju i za granicą (lub w dwóch dowolnych gospodarkach) będzie identyczny. Innymi słowy, kurs waluty zależy od jej siły nabywczej, czyli ilości dóbr i usług, jakie można za jednostkę tejże waluty kupić w kraju i za granicą<sup>49</sup>. Parytet siły nabywczej wymaga spełnienia następujących warunków:

<sup>47</sup> Krugman i Obstfeld (2002), str. 389.

<sup>48</sup> OECD (1997), str. 11.

<sup>49</sup> Rosenberg (1996), str. 8.

1. W skład porównywanych koszyków wchodzi identyczne dobra.
2. Dobra wchodzące w skład koszyków podlegają międzynarodowej wymianie handlowej.
3. Ceny dóbr wchodzących w skład koszyków są takie same w obydwu krajach.
4. Dobra wchodzące w skład koszyków mają te same wagi w obydwu koszykach<sup>50</sup>.

Zakładając, że ogólne poziomy cen w kraju i za granicą oznaczone są za pomocą  $P$  i  $P_t^*$ , realny kurs walutowy  $Q_t$  możemy zdefiniować jako:

$$Q_t = \frac{P_t}{S_t P_t^*}, \quad (1.8)$$

lub w wersji logarytmicznej:

$$q_t \equiv s_t - p_t + p_t^* . \quad (1.9)$$

Jeśli zachodzi parytet siły nabywczej, kurs realny wynosi  $Q_t=1$  ( $q_t=0$ ) i jest stały w czasie. Zatem wszelkie zmiany w relacji cen muszą być korygowane przez ruchy kursów nominalnych w długim okresie. W innym przypadku, wzory (1.8) i (1.9) należy traktować jako miarę odchylenia kursu realnego od poziomu parytetu siły nabywczej<sup>51</sup>.

### 1.5.2. Wersja relatywna parytetu siły nabywczej

Ponieważ absolutna wersja parytetu siły nabywczej wymaga spełnienia wielu restrykcyjnych założeń, szerokie zastosowanie znalazła jej słabsza wersja, nazwana relatywną. Uważa się, że jest ona prawdziwa nawet w warunkach ograniczeń wymiany handlowej, takich jak cła, koszty transportu czy niepełna informacja.

Relatywna wersja parytetu siły nabywczej zakłada, że zmiany nominalnego kursu równowagi wynikają z różnicy tempa inflacji w dwóch gospodarkach, a zatem:

$$\Delta s_t = \Delta p_t - \Delta p_t^* , \quad (1.10)$$

gdzie  $\Delta s_t$  to procentowa zmiana kursu walutowego, zaś  $\Delta p_t$  i  $\Delta p_t^*$  oznaczają stopę inflacji, odpowiednio w kraju i za granicą. Innymi słowy, procentowa zmiana kursu równowagi równa się różnicy procentowych zmian poziomów cen w rozpatrywanych gospodarkach<sup>52</sup>.

Podkreślić należy, że z wersji relatywnej parytetu siły nabywczej nie wynika jej wersja absolutna. Przykładowo, jeśli stopa inflacji w kraju przewyższa tempo wzrostu cen za granicą, zgodnie z równaniem (1.10) zaobserwujemy wzrost kursu walutowego, a zatem deprecjację waluty krajowej. Nie oznacza to jednak, że z porównania ogólnego poziomu cen w rozpatrywanych gospodarkach będzie wynikać obserwowany w rzeczywistości kurs nominalny. Nawet przy braku spełnienia absolutnego parytetu siły nabywczej procentowe zmiany poziomów cen w kraju i za granicą mogą wywoływać zmiany w kursie nominalnym w sposób opisany równaniem (1.10).

### 1.5.3. Historia teorii parytetu siły nabywczej

Wzmianki, które uważa się za źródła teorii parytetu siły nabywczej, związane są z tworzeniem się ilościowej teorii pieniądza. U podstaw obydwu teorii leżały analizy zachowań kursów walutowych oraz rozważania na temat wymiany walutowej i czynników kształtujących ceny dóbr.

Początki teorii parytetu siły nabywczej sięgają dorobku teoretycznego XVI-wiecznych scholastyków z Uniwersytetu w Salamance. To właśnie czasy masowego napływu cennych kruszców z kolonii hiszpańskich (Meksyk, Peru) postawiły współczesnych przed problemem ogólnego wzrostu cen, najpierw w Hiszpanii, a potem w innych państwach

<sup>50</sup> Rosenberg (1996), str. 14.

<sup>51</sup> Taylor (2003, str. 438.

<sup>52</sup> Pilbeam (1998), str. 139.

europejskich (Francja, Anglia). Wzrost cen dał impuls do deprecjacji hiszpańskiej waluty, co zrodziło dyskusję o moralnych i prawnych aspektach zjawiska.

Współcześni teologowie, bazując na podstawowych funkcjach pieniądza wymienianych przez św. Tomasza z Akwinu (podającego wprost za Arystotelesem, że pieniądź jest środkiem wymiany handlowej, pomiaru wartości i przechowywania wartości w czasie), próbowali uzasadnić moralną dopuszczalność zysków z operacji wymiany walutowej oraz procentu od pożyczek. Ponieważ według św. Tomasza każda inna funkcja pieniądza, niż ta służąca podtrzymaniu życia była zabroniona przez wiarę katolicką (dotyczyło to zwłaszcza spekulacji, procentu czy lichwy), uczeni z Uniwersytetu w Salamance jako pierwsi podjęli próbę usprawiedliwienia zysków z tychże operacji finansowych.

Po pierwsze, uznali wartość pieniądza w danym miejscu i czasie jako wypadkową jego podaży na danym rynku. Różnice w ilości pieniądza w obiegu wywoływały według nich wahania poziomów cen oraz kursu wymiany danej waluty. To właśnie jeden z najwybitniejszych przedstawicieli Uniwersytetu, Martin de Azpilcueta Navarro, jako pierwszy (w 1556 r.) powiązał widoczny wzrost cen w Hiszpanii z importem cennych kruszców z amerykańskich kolonii. Także on, w trakcie wykładów w 1535 r., uznał zyski płynące z międzynarodowej wymiany walutowej za sprawiedliwą rekompensatę za pracę i ryzyko ponoszone przez osoby sprzedające walutę<sup>53</sup>.

Próbując wyjaśnić pogarszanie się kursów wymiany z punktu widzenia gospodarki hiszpańskiej, inni przedstawiciele Salamanki, Juan de Medina w 1550 r. oraz Domingo de Soto w 1553 r., nieśmiało sygnalizowali, że nagły spadek wartości waluty wynika z jej nadmiaru na rynku – nadpodaż pieniądza przy stałym popycie sprawia, że jest wyceniany taniej, co powoduje deprecjację kursu walutowego względem walut, których podaż jest mniej więcej stała. Soto pisał we wnioskach: „Jest praworządne wymieniać pieniądze w jednym miejscu na pieniądze w miejscu drugim, biorąc pod uwagę ich rzadkość w jednym miejscu zaś nadmiar w drugim, i otrzymać mniejszą sumę w miejscu, w którym pieniądze są w niedoborze w zamian za sumę większą w miejscu, gdzie panuje obfitość pieniądza”<sup>54</sup>.

Rozwinięcie teorii Soto odnajdujemy we wspomnianej pracy Azpilcuety Navarro „*Commentario resolutorio de usuris*” z 1556 r. Navarro dokonuje milowego kroku, zastępując używaną dotychczas teorię „estymacji wartości waluty”, teorią siły nabywczej pieniądza, która jest głównym wyznacznikiem kursów walutowych. Pogląd ten budził wiele kontrowersji, jednak znalazł swoich kontynuatorów. Przykładowo, zabierając głos w obronie tezy Navarro, Domingo de Bañez pisał w 1594 r.: „Przyznajemy, iż jedna strona może praworządnie zgodzić się wypłacić drugiej stronie większą sumę, adekwatną do kwoty potrzebnej na zakup tego samego koszyka dóbr, który druga strona zakupiłaby gdyby nie dostarczyła pieniędzy w transakcji wymiany walutowej”<sup>55</sup>.

Poza murami Uniwersytetu w Salamance odniesienia do koncepcji parytetu siły nabywczej odnajdujemy w pismach Gerarda de Malynesa, publikowanych w Anglii na początku XVII w. W późniejszych latach zainteresowanie tą tematyką gaśnie, co jest związane z powszechną moralną akceptacją transakcji walutowych i zysków z nich płynących, którą postulowali myśliciele z Salamanki, budując podwaliny teorii parytetu siły nabywczej. Dopiero w drugiej połowie XVIII w. oraz na początku XIX w., za sprawą bulionistów, parytet siły nabywczej powraca w dyskusji na temat handlu międzynarodowego w krajach takich jak Szwecja, Francja i Anglia. Szczególnie ważną publikacją był raport komitetu powołanego w 1810 r. przez Parlament Brytyjski w celu zbadania przyczyn zwyżkujących cen złota. Komitet ten, przychylając się do postulatów Davida Ricardo, zalecił redukcję emisji banknotów aż do momentu, gdy cena złota spadnie do poziomu ceny menniczej, co umożliwiłoby powrót do pełnej wymiennalności funta<sup>56</sup>.

<sup>53</sup> Grice-Hutchinson (1952), str. 56–57.

<sup>54</sup> Grice-Hutchinson (1952), str. 55.

<sup>55</sup> Grice-Hutchinson (1952), str. 58.

<sup>56</sup> Bratkowski (1996).

Oprócz Davida Ricardo, w XIX w. parytetem siły nabywczej zajmowali się również inni klasyczni ekonomiści, tacy jak John Stuart Mill czy Alfred Marshall. Jednak dopiero szwedzki ekonomista Gustav Cassel nazwał i opisał teorię parytetu siły nabywczej w formie, jaką znamy do dzisiaj. Pierwszą pracę na ten temat Cassel opublikował w 1916 r. w „The Economic Journal”. Za pomocą danych dotyczących poziomów cenowych oraz kursów walutowych dla Stanów Zjednoczonych i Szwecji wykazał, że parytet siły nabywczej utrzymywał się nawet mimo zawirowań związanych z I wojną światową. Cassel był niezwykle oddanym protagonistą swojej teorii – mimo że w 1918 r. zdawał sobie już sprawę z możliwości występowania odchyleń od parytetu, był przekonany o ich wyłącznie przejściowym charakterze. W 1928 r. pisał z pełnym przekonaniem: „Fakt, że kurs wymiany wynikający z parytetu siły nabywczej wykazuje tak niezwykłą stabilność, jest wystarczającym powodem, dla którego należy uznać parytet siły nabywczej za główny czynnik fundamentalny określający kurs wymiany, zaś wszystkie inne czynniki wpływające na kurs walutowy i powodujące jego ewentualne odejście od parytetu siły nabywczej za drugorzędne, najtrafniej określane jako »zakłócenia«”<sup>57</sup>.

Do zakłóceń tych Cassel zaliczał: faktyczną i oczekiwaną inflację oraz deflację, nowe bariery w handlu międzynarodowym, a także zmiany w międzynarodowych przepływach kapitałowych. Ilościowy wpływ wymienionych czynników na odchylenia od parytetu siły nabywczej ograniczał się według Cassela do raczej wąskiego marginesu<sup>58</sup>. W swoich rozważaniach Cassel zaniedbał jednak dokładniejszą analizę powodów odchyleń od parytetu. Mimo wnioskowania, że inflacja wywołuje na początku niedowartościowanie waluty, zaś stabilizacja jej późniejsze przewartościowanie<sup>59</sup>, nie kontynuował jednak tych rozważań, koncentrując się wyłącznie na samym parytecie siły nabywczej.

John Maynard Keynes, który był redaktorem naczelnym „The Economic Journal”, w chwili publikacji Cassela na temat parytetu siły nabywczej podszedł do tej koncepcji z dużym zainteresowaniem. Uznając za faktycznego ojca teorii Davida Ricardo, zaś Casselowi przypisując zasługę nadania jej nazwy, Keynes uważał parytet siły nabywczej za ciekawą „empiryczną możliwość”. W 1923 r. pisał: „Ta teoria nie dostarcza prostej lub też gotowej miary »prawdziwej« wartości walut. Jeśli ograniczona zostaje do dóbr podlegających wymianie międzynarodowej, okazuje się być niemal truizmem. Kiedy zdejmujemy to ograniczenie, staje się dużo bardziej interesująca, ale przestaje być wiarygodnym źródłem predykcji zmian kursów walutowych. Dlatego też »parytet siły nabywczej« zasługuje na naszą uwagę, mimo iż nie zawsze trafnie przewiduje poziom kursów walutowych”<sup>60</sup>.

Parytet siły nabywczej nabrał po I wojnie światowej szczególnego znaczenia ze względu na odejście od systemu walutowego opartego na złocie i upłynnienie kursów walutowych w trakcie konfliktu zbrojnego. Koniec wojny wywołał dyskusję na temat kursu walutowego, jaki powinny przyjąć poszczególne państwa, szczególnie zaś Wielka Brytania, spełniająca do tej pory rolę państwa centralnego w międzynarodowym systemie walutowym. Cassel postulował rozwiązanie, którego podstawą byłyby dane o inflacji mierzonej wskaźnikiem CPI z 1914 r. Korzystając z obliczonych w ten sposób różnic w tempie inflacji w różnych krajach, możliwe byłoby ustalenie nowych kursów wymiany, zgodnych z parytetem siły nabywczej<sup>61</sup>. Z kolei Keynes krytykował ideę powrotu do przedwojennego parytetu złota w przypadku funta szterlinga<sup>62</sup> w 1925 r., argumentując (jak się okazało później słusznie), że zgodnie z parytetem siły nabywczej funt przywrócony do poziomu sprzed wojny będzie przewartościowany, co negatywnie wpłynie na konkurencyjność gospodarki brytyjskiej.

<sup>57</sup> Cassel (1928a), str. 16.

<sup>58</sup> Cassel (1928a), str. 28–29.

<sup>59</sup> Cassel (1928b), str. 26.

<sup>60</sup> Keynes (1923), str. 77–78.

<sup>61</sup> Rogoff (1996), str. 648–649.

<sup>62</sup> Krytykę wobec ówczesnego ministra finansów, Winstona Churchilla, Keynes zawarł w pamflecie z 1925 r., pod tytułem *The Economic Consequences of Mr. Churchill*.

1

Kolejna fala zainteresowania parytetem siły nabywczej nastąpiła po II wojnie światowej, która ponownie spowodowała zawieszenie wymienialności walut na złoto. Jednak dopiero zmierzch systemu z Bretton Woods, a więc ponowne uwolnienie kursów walutowych na początku lat 70. XX w., można uznać za prawdziwy początek badań naukowych nad parytetem siły nabywczej oraz monetarystycznymi modelami walutowymi. Rosnąca ilość publikacji i badań empirycznych pozwoliły wskazać podstawowe problemy związane z zastosowaniem teorii oraz ograniczenia wynikające z niedoskonałości danych historycznych.

## 2

Podstawowe problemy związane  
z pomiarem parytetu siły nabywczej

## 2.1. Różnice w konstrukcji indeksów cenowych

Podstawową trudnością związaną z zastosowaniem wzorów (1.6) oraz (1.7) jest kwestia doboru wag przy konstrukcji indeksów cenowych. W praktyce trudno oczekiwać, że wskaźniki cenowe obliczane niezależnie dla dwóch różnych gospodarek będą przypisywać te same wagi identycznym produktom. Wagi te będą w naturalny sposób zróżnicowane (np. z powodu odmiennych preferencji konsumentów), co wpłynie na składy koszyków referencyjnych, utrudniając bądź uniemożliwiając wiarygodne porównanie ogólnych poziomów cen w gospodarkach. W praktyce zakłada się więc, że parytet siły nabywczej zachodzi w odpowiednim przybliżeniu przy zastosowaniu narodowych indeksów cenowych. Przykładowo, w przypadku indeksów geometrycznych możemy przekształcić równanie (1.7) w następujący sposób:

$$\sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t} = s_t + \sum_{i=1}^N \gamma_i^* p_{i,t}^* + \sum_{i=1}^N (\gamma_i - \gamma_i^*) p_{i,t}^*, \quad (2.1)$$

lub:

$$\sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t} = s_t + \sum_{i=1}^N \gamma_i^* p_{i,t}^* + u_t. \quad (2.2)$$

W powyższym zapisie  $\gamma_i$  i  $\gamma_i^*$  to wagi przypisane dobru  $i$  w geometrycznym indeksie cenowym, odpowiednio: krajowym i zagranicznym<sup>63</sup>. Widzimy wyraźnie, iż różnice między narodowymi wskaźnikami cen, opisane za pomocą symbolu  $u_t$ , wpływają bezpośrednio na wielkość odchylenia od parytetu siły nabywczej.

Zakładając, że  $u_t$  równa się zero (brak różnic w wagach indeksów cenowych), równomierny wzrost cen za granicą o  $x\%$  spowoduje, iż prawa strona równania (2.2) zwiększy się właśnie o wartość  $x\%$ . Tym samym, aby zapewnić występowanie parytetu siły nabywczej (realny kurs walutowy równy 0 w zapisie logarytmicznym) przy stałych cenach w kraju, nominalny kurs wymiany musi ulec zmianie. W opisywanym przykładzie nastąpi aprecjacja waluty krajowej o  $x\%$ . W rzeczywistości ruchy kursu walutowego są jednak dużo mniej przewidywalne ze względu na niezerowe  $u_t$ , oraz nierównomierny wzrost cen dóbr i usług wchodzących w skład wskaźnika cenowego.

Dodatkowym czynnikiem, który może spowodować nieproporcjonalny wpływ zmian poziomów cen na kurs nominalny, jest uwzględnianie przez narodowe indeksy cen dóbr niepodlegających wymianie międzynarodowej<sup>64</sup>. Mimo intuicyjnego założenia, że wpływ na kurs walutowy mają wyłącznie ceny dóbr i usług, które można eksportować bądź importować (w przeciwieństwie do np. usług świadczonych w lokalnym zakładzie fryzjerskim), narodowe urzędy statystyczne obliczają wskaźniki zmian cen w gospodarce zarówno dla dóbr podlegających (*tradables*), jak i niepodlegających (*non-tradables*) handlowi międzynarodowemu. Wykorzystując tak skonstruowane indeksy cenowe w analizie realnego kursu walutowego, narażamy się na popełnienie błędu wynikającego z możliwości różnego tempa wzrostu cen dóbr z grup *tradables* i *non-tradables*. Trzeba bowiem pamięć-

<sup>63</sup> Sarno i Taylor (2003), str. 53.

<sup>64</sup> MacDonald (1993), str. 690–691.

tać, że siły arbitrażu międzynarodowego mają zastosowanie wyłącznie w przypadku dóbr i usług podlegających eksportowi i importowi<sup>65</sup>. Zagadnienie to zostanie omówione bardziej szczegółowo w rozdziale trzecim.

Powyższy problem był szeroko dyskutowany w literaturze dotyczącej parytetu siły nabywczej. Cassel i Keynes wypowiadali się przeciwko stosowaniu indeksów cenowych opartych w głównej mierze na dobrach podlegających wymianie międzynarodowej. Keynes uważał, że wykorzystując wskaźnik WPI, zamiast wyników pomagających określić kurs równowagi, otrzymujemy truizm – wyznaczony za pomocą porównania WPI poziom kursu walutowego byłby niemal identyczny z faktycznym kursem walutowym. Bela Balassa, krytykując używanie wskaźnika WPI, zauważa słusznie, że ceny dóbr podlegających wymianie handlowej wykazują tendencję do międzynarodowego wyrównywania się, co pozbawia wskaźniki na nich oparte informacji o rzeczywistej presji inflacyjnej w danej gospodarce<sup>66</sup>. Z kolei Kenneth A. Froot i Kenneth Rogoff zwrócili uwagę na błąd powielany w testach parytetu siły nabywczej, których podstawą są narodowe wskaźniki CPI i WPI, wynikający z różnic w konstrukcji koszyków referencyjnych stosowanych w różnych krajach<sup>67</sup>. Według autorów jest jednak możliwe opracowanie międzynarodowych indeksów cenowych opartych na identycznych koszykach dóbr, czego dowodzą Alan Heston i Robert Summers, konstruując zbiór danych dotyczących absolutnego parytetu siły nabywczej dla szeregu krajów w trakcie prac nad Międzynarodowym Programem Porównawczym (ang. *International Comparison Programme*).

Międzynarodowy Program Porównawczy jest związany z wykorzystaniem parytetu siły nabywczej jako narzędzia oceny rozwoju gospodarczego oraz dobrobytu ludności poszczególnych krajów. System rachunków narodowych (ang. *System of National Accounts*, SNA), którego zręby powstały już w 1953 r., stosowany przez Organizację Narodów Zjednoczonych do określenia kondycji ekonomicznej kraju, nie umożliwiał porównań najważniejszych wskaźników ekonomicznych między różnymi gospodarkami (dostarczał informacji wyłącznie na temat jednej gospodarki w danym momencie lub na przestrzeni danego przedziału czasowego)<sup>68</sup>. W 1968 r. grupa naukowców z University of Pennsylvania<sup>69</sup> rozpoczęła prace nad stworzeniem systemu uzupełniającego SNA, obejmującego jak najszerszą grupę państw. Ich wynikiem stała się tzw. *Penn World Table* (PWT), czyli tablica wskaźników ekonomicznych pochodzących z SNA, denominowanych za pomocą wspólnego zestawu cen we wspólnej walucie.

Określenie parytetu siły nabywczej walut krajów ujętych w PWT pozwala na skuteczne porównanie najważniejszych wskaźników ekonomicznych i społecznych w ich urealnionej postaci. Jednak ze względu na skomplikowaną metodologię pozyskiwania danych statystycznych, które są dostarczane obecnie z około 150 krajów świata i łączone z danymi z programu „PPP” realizowanego przez Eurostat i OECD<sup>70</sup>, oraz skalę obliczeń, dane zamieszczone w PWT mają nieregularne i długie przedziały czasowe. Ponadto, dla wielu okresów dane dostępne są tylko w przypadku kilku krajów. Problemy te zostały rozwiązane za pomocą ekstrapolacji<sup>71</sup>, co dodatkowo sprawia, że dane tracą na wiarygodności i nie mogą być szeroko wykorzystywane w badaniach empirycznych nad związkami parytetu siły nabywczej i kursów walutowych. Są jednak nieocenionym źródłem informacji przy porównaniach realnych wskaźników gospodarczych i społecznych (np. poziom ubóstwa).

<sup>65</sup> Istnieją postulaty odrzucenia podziału dóbr na *tradables* i *non-tradables* w przypadku pomiaru parytetu siły nabywczej ze względu na niezwykle płynną granicę między tymi dwoma grupami dóbr – bardzo często dobra i usługi niewymienne są wykorzystywane w procesie produkcji dóbr eksportowych, wpływając bezpośrednio na ich cenę i mając pośredni wpływ na kurs walutowy.

<sup>66</sup> Balassa (1964), str. 584–596.

<sup>67</sup> Froot i Rogoff (1994), str. 5.

<sup>68</sup> <http://pwt.econ.upenn.edu/icp.html>

<sup>69</sup> Od lat 80. XX w. grupa współpracowała ściśle z Bankiem Światowym, ONZ, Eurostatem oraz OECD.

<sup>70</sup> [www.oecd.org/std/ppp](http://www.oecd.org/std/ppp)

<sup>71</sup> Metody stosowane przy tworzeniu PWT zostały opisane przez ich twórców w: R. Summers, A. Heston (1991): *The penn world table, Mark (5): An expanded set of international comparisons, 1950–88*. „Quarterly Journal of Economics”, Vol. 106, str. 327–368.



Przykładowo, za ich pomocą można określić faktyczną siłę nabywczą średnich zarobków lub porównać wielkość nakładów inwestycyjnych w różnych gospodarkach we wspólnej walucie referencyjnej (dolar amerykański), z uwzględnieniem siły nabywczej waluty danego kraju wynikającej z ogólnego poziomu cen.

Najszerzej znanym wskaźnikiem wywodzącym się z idei parytetu siły nabywczej jest publikowany od 1986 r. na łamach tygodnika „The Economist” tzw. *Big Mac Index*. Dzięki swym prostym założeniom, ten swoisty indeks walutowy zyskał zarówno dużą popularność, jak i wielu przeciwników, zarzucających jego autorom szereg błędów metodologicznych. *Big Mac Index*, czerpiąc bezpośrednio z założenia parytetu siły nabywczej, wykorzystuje do obliczeń kursów równowagi koszyk cen składający się wyłącznie z jednego dobra, a mianowicie kanapki „Big Mac” serwowanej na całym świecie wedle tej samej receptury w restauracjach McDonald’s<sup>72</sup>. Porównując cenę hamburgera w walutach narodowych do ceny referencyjnej z rynku amerykańskiego, autorzy wyznaczają kursy wymiany wynikające z parytetu siły nabywczej walut, a następnie przyrównują je do faktycznych kursów rynkowych. W ten prosty sposób autorzy nie uzyskują, jak sami twierdzą, precyzyjnej predykcji co do spodziewanych ruchów kursów walutowych, ale dostarczają poglądowej informacji na temat przewartościowania lub niedowartościowania waluty względem jej długookresowego poziomu równowagi<sup>73</sup>.

Mimo że łatwo można znaleźć dowody na trafną predykcję zmian kursów przez *Big Mac Index*<sup>74</sup>, a większość ocen dotyczących bieżącego stanu kursów walut względem dolara amerykańskiego jest zgodna z założeniami teorii kursów walutowych i aktualnymi wskaźnikami makroekonomicznymi<sup>75</sup>, sami autorzy wskazują na poważne ograniczenia stosowanego przez siebie wskaźnika. W pierwszej kolejności jest podkreślany problem braku arbitrażu na rynku „Big Maca”. Wymianie międzynarodowej nie podlega zarówno sam produkt końcowy, a więc hamburger, jak i jego czynniki wytwórcze. W cenie „Big Maca” jest zawarty mniejszy lub większy, w zależności od gospodarki, składnik kosztu pracy, wynajmu i ponoszonych podatków. Czynniki te nie są wymienne, a więc nie podlegają prawu jednej ceny i budzą poważne zastrzeżenia co do słuszności stosowania założeń parytetu siły nabywczej<sup>76</sup>.

## 2.2. Parytet siły nabywczej a kurs równowagi

### 2.2.1. Równowaga zewnętrzna i wewnętrzna gospodarki

Teoria parytetu siły nabywczej zakłada, że wartość nominalnego kursu równowagi jest równa relacji cen w rozpatrywanych gospodarkach. Ponieważ badania empiryczne wykazują bardzo częste i długotrwałe odchylenia kursu nominalnego od poziomu wyznaczonego przez parytet siły nabywczej, należy przypuszczać, że kurs nominalny jest wielkością determinowaną przez więcej niż tylko jedną zmienną (stosunek poziomów cen). Istnieją różne modele pozwalające analizować czynniki wpływające na kurs walutowy. Do grona najpopularniejszych należy model fundamentalnego kursu równowagi, zwany modelem FEER (ang. *Fundamental Equilibrium Exchange Rate*). Zgodnie z nim za kurs równowagi przyjmuje się kurs realny zapewniający gospodarce stan równowagi zarówno wewnętrznej (pełne wykorzystanie mocy produkcyjnych), jak i zewnętrznej (osiągnięcie równowagi

<sup>72</sup> Warunek identyczności dóbr jest traktowany bardzo restrykcyjnie. Ponieważ w Indiach, ze względów religijnych, „Big Mac” serwuje się z kotletami z kurczaka, zamiast wołowiny, kraj ten wyłączono z listy opracowywanej przez „The Economist”.

<sup>73</sup> *McCurrencies*, „The Economist” (2006), str. 74.

<sup>74</sup> Waluty wskazywane przez Big Mac Index jako przewartościowane wykazywały tendencję do osłabiania się w kolejnych latach, podobnie jak waluty niedowartościowane umacniały się (ibid., str. 74).

<sup>75</sup> Na przykład waluty krajów rozwijających się wykazują w „Big Mac Index” niedowartościowanie względem dolara amerykańskiego, które maleje wraz z rozwojem gospodarczym. Dyskusyjny jest jednak poziom ewentualnego niedowartościowania, który bywa mocno zawyżony ze względu na ograniczenia indeksu stosowanego przez „The Economist”.

<sup>76</sup> *McCurrencies*, „The Economist” (2006), str. 74.

bilansu obrotów bieżących bądź też deficytu lub nadwyżki na planowanym, możliwym do utrzymania poziomie)<sup>77</sup>.

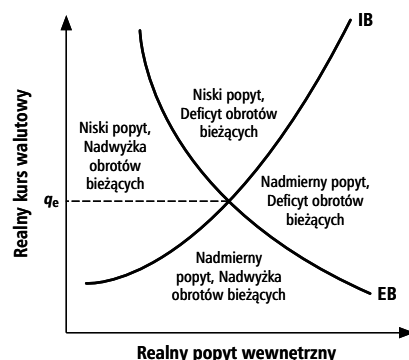
Rysunek 2.1. obrazuje sposób, w jaki zostaje wyznaczony kurs równowagi na podstawie wewnętrznej i zewnętrznej równowagi gospodarki. Mimo że istnieje wiele różnych kursów walutowych, które mogą zapewnić równowagę wewnętrzną lub zewnętrzną, tylko jeden z nich gwarantuje obydwa stany równowagi (na wykresie oznaczono go za pomocą symbolu  $q_e$ ). Kurs równowagi jest wyznaczony przez punkt przecięcia prostych IB oraz EB. Pierwsza z nich ukazuje różne kombinacje realnego kursu walutowego i realnego popytu wewnętrznego zapewniające równowagę wewnętrzną, zaś druga kombinacje tych samych zmiennych warunkujące równowagę zewnętrzną gospodarki. Przebieg prostych IB oraz EB wynika bezpośrednio ze związku między realnym kursem walutowym, popytem wewnętrznym a bilansem obrotów bieżących:

- prosta IB jest funkcją rosnącą – każdy wzrost realnego kursu walutowego powoduje zmniejszenie popytu zagranicznego na dobra krajowe. Aby przywrócić stan równowagi wewnętrznej, musi nastąpić wzrost realnego popytu wewnętrznego;
- prosta EB jest funkcją malejącą – spadek realnego kursu walutowego powoduje wzrost popytu zagranicznego na dobra krajowe, a w konsekwencji nadwyżkę obrotów bieżących. Aby przywrócić równowagę, musi nastąpić wzrost realnego popytu wewnętrznego, który z kolei wywoła odpowiedni wzrost popytu na dobra zagraniczne (wzrost importu) i zniweluje nadwyżkę obrotów bieżących<sup>78</sup>.

Na wykresie opisano dodatkowo fragmenty leżące poza prostymi IB oraz EB, które reprezentują stany nierównowagi wynikające z deficytów lub nadwyżek rachunku obrotów bieżących oraz wahań popytu wewnętrznego.

**Wykres 2.1.**

**Równowaga wewnętrzna i zewnętrzna a realny kurs równowagi**



Źródło: Rosenberg (1996), str. 32; Pilbeam (1998), str. 77.

Istnieje teoretyczna możliwość, że wyznaczony w ten sposób fundamentalny kurs równowagi będzie równy kursowi równowagi wynikającemu z parytetu siły nabywczej danej waluty. Aby tak się stało, musi wystąpić zgodność parytetu siły nabywczej z kryterium równowagi zewnętrznej, a więc zbilansowanego rachunku obrotów bieżących. Warunek ten okazuje się trudny do spełnienia, ponieważ wymaga założenia, że wszystkie dobra w gospodarce są wymienne, zaś elastyczność importu i eksportu jest bardzo wysoka. Zatem jedynie przy pełnym i efektywnym arbitrażu ogólny poziom cen w gospodarce może stanowić podstawę do wyznaczenia kursu równowagi, który będzie decydował o pojawieniu się nadwyżki bądź deficytu w obrotach bieżących<sup>79</sup>. Jeśli w takiej sytuacji kurs równowagi wynikający z parytetu siły nabywczej okaże się niższy od kursu nominalnego, będzie to oznaczać przewartościowanie waluty i pogorszenie konkurencyjności gospodarki, co

<sup>77</sup> Rubaszek (2004), str. 7.

<sup>78</sup> Rosenberg (1996), str. 32–34.

<sup>79</sup> Rosenberg (1996), str. 35.

doprowadzi do deficytu na rachunku obrotów bieżących. Z kolei deficyt uruchomi presję na obniżenie kursu walutowego i jego powrót do poziomu określonego przez parytet siły nabywczej waluty. Spadek kursu walutowego pociągnie za sobą zwiększenie konkurencyjności gospodarki i wyrównanie bilansu rachunków bieżących. Równowaga zewnętrzna zostanie przywrócona przy kursie równowagi wynikającym z parytetu siły nabywczej. Jeśli dodatkowo nie uległ zmianie popyt wewnętrzny, to równowaga osiągnięta zostanie w FEER.

### 2.2.2. Szoki realne a parytet siły nabywczej

W rzeczywistości parytet siły nabywczej nie musi być zgodny z założeniami równowagi zewnętrznej. Szoki realne sprawiają, że zaburzenia bilansu rachunków bieżących pojawiają się niezależnie od różnic w poziomach cen w gospodarkach. Z kolei to właśnie nadwyżki i deficyty w obrotach bieżących wywołują presję na kursy walutowe, które w konsekwencji odchylają się od długookresowych poziomów równowagi wynikających z parytetu siły nabywczej. Pozytywne szoki realne przesuwają prostą EB na rysunku 2.1. w prawo, co przy niezmiennym położeniu prostej IB, wywołuje wzrost realnego kursu walutowego równowagi. Analogicznie, negatywne szoki powodują przesunięcie prostej EB w lewo i deprecjację kursu walutowego zapewniającego równowagę zewnętrzną i wewnętrzną w gospodarce. Tym samym najważniejsze staje się takie zdefiniowanie parytetu siły nabywczej, które brałoby pod uwagę realne szoki powodujące zmiany długookresowego kursu równowagi.

Głównymi czynnikami realnymi są zmiany produktywności oraz cen w handlu zagranicznym (*terms of trade*), czyli stosunku cen dóbr eksportowanych przez dany kraj do cen dóbr, które ten kraj importuje<sup>80</sup>. Wzrost produktywności w sektorze dóbr wymiennych oznacza dla gospodarki otwartej relatywne obniżenie cen dóbr eksportowych w stosunku do dóbr niewymiennych. W rezultacie następuje wzrost popytu zagranicznego na krajowe dobra wymienne i pojawienie się nadwyżki na rachunku obrotów bieżących. Stan równowagi zewnętrznej zostaje przywrócony poprzez wzrost długookresowego realnego kursu równowagi deflowanego poziomem cen w kraju i za granicą. Podobny skutek niesie ze sobą poprawienie się relacji cen w handlu zagranicznym danej gospodarki, które może wynikać z wywołanego zewnątrznie wzrostu cen dóbr eksportowych, czy też zewnątrznie implikowanego spadku cen dóbr importowych. Obydwie sytuacje poprawiają bilans handlowy kraju, a tym samym wymagają aprecjacji kursu równowagi w celu przywrócenia równowagi zewnętrznej.

Aby wyprowadzić wzór na kurs równowagi uwzględniający szoki realne, zaproponowany przez Michaela Rosenberga<sup>81</sup>, skorzystamy z przekształcenia wzoru (1.9):

$$s = \bar{q} + (p - p^*), \quad (2.3)$$

gdzie  $\bar{q}$  oznacza realny kurs równowagi (rezygnujemy z określenia momentu  $t$  dla zachowania przejrzystości przekształceń). Ogólne poziomy cen w rozpatrywanych gospodarkach (oznaczone symbolami  $p$  oraz  $p^*$ ) będą średnią ważoną cen dóbr zaliczanych do tychże dwóch kategorii, ponieważ kraje, których kurs równowagi ustalamy, produkują zarówno dobra wymienne, jak i niewymienne:

$$p = ap_N + (1 - a)p_T, \quad (2.4)$$

$$p^* = a^* p_N^* + (1 - a^*)p_T^*, \quad (2.5)$$

gdzie  $p_N(p_N^*)$  oznacza poziom cen krajowych (zagranicznych) dóbr wymiennych,  $p_T(p_T^*)$  poziom cen krajowych (zagranicznych) dóbr niewymiennych, zaś  $a(a^*)$  to krajowa (zagraniczna) waga dóbr wymiennych w indeksie cenowym. Uzupełniając równanie (2.3) równaniami (2.4) oraz (2.5), uzyskujemy nową postać wzoru na nominalny kurs walutowy:

<sup>80</sup> Krugman i Obstfeld (2002), str. 98.

<sup>81</sup> Rosenberg (1996), str. 38–39.

$$s = \bar{q} + [ap_N + (1-a)p_T] - [a^* p_N^* + (1-a^*)p_T^*]. \quad (2.6)$$

Ponieważ indeks cen dóbr wymiennalnych obejmuje zarówno ceny dóbr eksportowych, jak i dóbr importowanych, możemy go przedstawić za pomocą średniej ważonej cen tychże dwóch kategorii dóbr dla rozpatrywanych gospodarek:

$$p_T = bp_X + (1-b)p_M, \quad (2.7)$$

$$p_T^* = b^* p_X^* + (1-b^*)p_M^*, \quad (2.8)$$

gdzie  $p_X(p_X^*)$  to krajowy (zagraniczny) poziom cen dóbr eksportowych,  $p_M(p_M^*)$  oznacza krajowy (zagraniczny) poziom cen dóbr importowanych, zaś  $b(b^*)$  to krajowy (zagraniczny) udział dóbr eksportowych w indeksie cenowym dóbr wymiennalnych. Zakładamy jednocześnie, że  $p_X = s + p_M^*$  oraz  $p_M = s + p_X^*$ .

Korzystając z równań (2.6)–(2.8) i dodatkowego założenia:  $s - p_X + p_X^* = 0$ , możemy wyprowadzić nowe równanie opisujące realny kurs równowagi:

$$\bar{q} = a(p_T - p_N) - a^*(p_T^* - p_N^*) - (b + b^*)(p_X - p_M). \quad (2.9)$$

Zgodnie z otrzymaną zależnością, realny kurs równowagi jest funkcją trzech relacji cenowych:

- różnicy poziomów cen krajowych dóbr wymiennalnych i niewymiennalnych,
- różnicy poziomów cen zagranicznych dóbr wymiennalnych i niewymiennalnych,
- różnicy krajowych poziomów cen dóbr eksportowych i importowanych.

Podstawiając równanie (2.9) do wzoru (2.3), otrzymujemy kolejną interesującą zależność opisującą, tym razem nominalny kurs walutowy:

$$s = a(p_T - p_N) - a^*(p_T^* - p_N^*) - (b + b^*)(p_X - p_M) + (p - p^*)^{82}. \quad (2.10)$$

Jak się okazuje na nominalny kurs walutowy mają wpływ te same trzy relacje poziomów cenowych, co w przypadku realnego kursu równowagi oraz dodatkowo stosunek ogólnych poziomów cen w rozpatrywanych gospodarkach. Na podstawie otrzymanej zależności możemy stwierdzić, że nominalny kurs walutowy reaguje co prawda na zmiany w parytecie siły nabywczej w długim okresie, ale wpływają na niego również czynniki realne, takie jak ceny w handlu zagranicznym oraz różnice w poziomach cen między dobrami wymiennymi i niewymiennymi (wywołane zmianą relatywnych produktywności). Tłumaczyłoby to odchylenia kursu nominalnego od poziomu sugerowanego przez parytet siły nabywczej i stawiało pod znakiem zapytania trafne prognozy długo-okresowego kursu nominalnego jedynie na podstawie porównań poziomów cenowych w dwóch gospodarkach.

### 2.3. Koszty arbitrażu na rynku dóbr

Do czynników ograniczających zastosowanie parytetu siły nabywczej w prognozowaniu długookresowych kursów walutowych zalicza się problemy zidentyfikowane w przypadku prawa jednej ceny. Ponieważ skuteczność parytetu siły nabywczej wiąże się bezpośrednio ze zjawiskiem wyrównywania się cen tych samych produktów na różnych rynkach, czynniki opisane w punkcie 1.3.3. w nieunikniony sposób utrudniają weryfikację teorii parytetu. Przypomnijmy zatem główne przeszkody utrudniające spełnienie prawa jednej ceny:

- koszty transportu oraz inne bariery handlowe (cła, podatki, kontyngenty) utrudniające arbitraż;
- niedoskonała konkurencja (ang. *Pricing to Market*, niepełna informacja, wysokie bariery wejścia, praktyki protekcyjnistyczne);
- brak pełnej homogeniczności dóbr;

<sup>82</sup> Rosenberg (1996), str. 39.

- brak możliwości ponownej odsprzedaży dóbr;
- konieczność uwzględnienia czynnika czasu – arbitraż na rynkach *spot* i *forward*.

Duża rola, jaką w handlu międzynarodowym odgrywają koszty arbitrażu (transportu, ceł i barier handlowych), wymusiła opracowanie modelu tłumaczącego dużą zmienność kursu realnego w wąskim paśmie, które wynika z kosztów ponoszonych przez uczestników rynku. Wewnątrz symetrycznego pasma kurs realny zmienia się, nie wywołując transakcji arbitrażowych, ponieważ ich krańcowy koszt przewyższa krańcowy zysk<sup>83</sup>. Model zakłada jednak, że arbitraż zachodzi, gdy tylko kurs realny osiągnie jedną z dwóch krawędzi pasma, uniemożliwiając tym samym jego opuszczenie. Postuluje się również, aby krawędzie „prze-strzeni bez arbitrażu” interpretować nie tylko w kontekście kosztów transportu, ceł itp., ale również jako wypadkową oczekiwań uczestników rynku, co do wielkości zysków z arbitrażu. Innymi słowy transakcje arbitrażowe nie wystąpią, kiedy ich krańcowe koszty zrównają się z krańcowymi zyskami, lecz wtedy gdy możliwe do uzyskania zyski będą wystarczająco zachęcające.

Dalsza modyfikacja koncepcji pasma ograniczającego wahania kursu realnego wprowadza rozróżnienie na dwa rodzaje kosztów transportu: proporcjonalnych oraz stałych<sup>84</sup>. Jeśli mamy do czynienia wyłącznie z kosztami zmiennymi, kurs realny zachowuje się w sposób opisany wcześniej: odchylenia kursu od parytetu siły nabywczej doprowadzają do arbitrażu tylko na krawędziach pasma „bez arbitrażu”, zaś wielkość arbitrażu jest niewielka, wystarczająca jedynie do przeciwdziałania wyjściu kursu realnego poza pasmo i niebędąca w stanie „wepchnąć” go z powrotem wnętrza pasma. W sytuacji, gdy koszty transportu są stałe, na krawędziach ograniczających pasmo „bez arbitrażu” jest możliwy arbitraż pozwalający całkowicie wyeliminować odchylenie kursu realnego od parytetu siły nabywczej. W konsekwencji, gdy występują zarówno stałe, jak i zmienne koszty arbitrażu, w modelu pojawiają się dwa „progi”: krawędź zewnętrzna i wewnętrzna. Jeśli dochodzi do odchylenia kursu realnego od parytetu siły nabywczej, zewnętrzna krawędź (wynikająca z kosztów stałych) umożliwia arbitraż na dużą skalę, powodując tym samym powrót kursu realnego do krawędzi wewnętrznej (wynikającej z kosztów zmiennych), gdzie kurs zatrzyma się. Zgodnie z intuicją, kiedy kurs odchyli się w stopniu pozwalającym pokryć koszty stałe transportu, nastąpi fala „dużego” arbitrażu, która spowoduje powrót kursu realnego wewnątrz pasma aż do momentu, kiedy osiągnie on dolną granicę wynikającą z kosztów zmiennych (proporcjonalnych) arbitrażu<sup>85</sup>.

Ważnym uzupełnieniem opisywanego modelu jest uwzględnienie czynnika czasu w transakcjach arbitrażu. O ile do tej pory zakładaliśmy, że arbitraż następuje natychmiast po osiągnięciu odpowiedniej krawędzi pasma, o tyle w rzeczywistości potrzeba czasu, często długiego, aby dostarczyć towar do odbiorcy w transakcji handlu międzynarodowego. Wynikające stąd przesunięcie w czasie między wystąpieniem możliwości arbitrażu, a jego wpływem na relację poziomów cen oznacza, że prawdopodobne staje się opuszczenie przez realny kurs walutowy pasma „bez arbitrażu”. W sytuacji takiej kurs wzrasta powyżej lub spada poniżej górnej lub dolnej krawędzi pasma. Jednakże poza pasmem kurs wykazuje, rosnącą proporcjonalnie do wielkości odchylenia poza krawędź, tendencję do powrotu do wnętrza pasma. Pomiędzy krawędziami, przy braku arbitrażu, kurs staje się ponownie wysoce zmienny i odchyli się przez większość czasu od poziomu parytetu siły nabywczej<sup>86</sup>. Podstawą weryfikacji przedstawionych koncepcji jest wykorzystanie autoregresyjnych modeli progowych, które pojawiły się wraz z rozwojem badań nad szeregami czasowymi. Modele te zostaną opisane dokładniej w rozdziale 3, razem z innymi technikami służącymi opisowi dynamiki kursów walutowych.

<sup>83</sup> Sercu, Upal i Van Hulle (1995), str. 1313–1315.

<sup>84</sup> O’Connell i Wei (1997), str. 1–4.

<sup>85</sup> Taylor (2005), str. 93.

<sup>86</sup> Taylor (2005), str. 93–94.

## 2.4. Czynniki wpływające na poziom cen w gospodarce

### 2.4.1. Strategia Pricing to Market

Opisana w punkcie 1.3.3. strategia *Pricing to Market* stanowiła próbę wyjaśnienia odchyleń od prawa jednej ceny. W przypadku parytetu siły nabywczej koncepcja ta ma tłumaczyć zjawisko dotyczące nieproporcjonalnych zmian kursu nominalnego waluty krajowej i cen dóbr importowanych. Okazuje się, że polityka cenowa firm zagranicznych może wykorzystywać ruchy kursów nominalnych danej waluty w celu maksymalnego zwiększenia zysków, nie zważając na zmiany w sile nabywczej pieniądza zagranicznego. Przykładem niech będzie aprecjacja dolara amerykańskiego w latach 1980–1984, która nie spowodowała wcale obniżenia cen aut luksusowych marek importowanych do Stanów Zjednoczonych z Niemiec, sprawiając, że stały się one dużo droższe niż w Europie<sup>87</sup>. Tym samym kanał transmisji między zmianami w kursie nominalnym waluty a cenami dóbr w gospodarce zawiódł, przeciwdziałając utrzymaniu poziomu kursu realnego wynikającego z parytetu siły nabywczej.

Uznaje się, że skuteczność tego kanału ma wpływ nie tylko na konkurencyjność w handlu międzynarodowym, ale również na skutki, jakie niesie ze sobą aprecjacja bądź deprecjacja danej waluty dla równowagi bilansu płatniczego. Niedoskonałość kanału transmisji spowalnia bądź zakłóca proces powrotu do równowagi bilansu płatniczego, polegający na odpowiednich zmianach kursu realnego. O ile firmy zagraniczne czerpią dodatkowe zyski, utrzymując stałe ceny wyrażone w walucie zagranicznej w warunkach aprecjacji waluty krajowej, o tyle podobny efekt usztywniający poziom cen dóbr importowanych możemy obserwować w przypadku spadku nominalnego kursu waluty krajowej. W takiej sytuacji, aby utrzymać swoją konkurencyjność, firmy zagraniczne będą unikać podnoszenia cen wyrażonych w swoich rodzimych walutach w celu zrekompensowania spadającej siły nabywczej waluty kraju importującego. A zatem będą gotowe poświęcić część dotychczasowych zysków ze sprzedaży, o ile tylko pozwoli to utrzymać udział w rynku<sup>88</sup>.

### 2.4.2. Koszty zmiany cennika

Strategia *Pricing to Market* nie musi jednak wynikać z dyskryminacji cenowej. Alternatywnym wytłumaczeniem stosowania odmiennych cen na różnych rynkach jest występowanie kosztów zmiany cennika (*menu costs*), a więc kosztów, jakie musi ponieść producent, decydując się na zmianę dotychczasowej ceny. Koszty te dzieli się na koszty informacyjne i administracyjne<sup>89</sup>. Pierwsze z nich dotyczą niedogodności, jakich doświadczają konsumenci, gdy zmieniają się ceny produktu, a które w konsekwencji mogą spowodować spadek sprzedaży. Z kolei koszty administracyjne to koszty związane z ustaleniem i wdrożeniem nowej ceny przez producenta, a więc np. koszt druku nowych katalogów czy też koszt rozesłania odpowiednich informacji do dystrybutorów<sup>90</sup>.

Istnienie kosztów zmian cen na danym rynku jest czynnikiem usztywniającym ich poziom, bądź też po prostu opóźniającym reakcję cen w gospodarce na zmiany kursu nominalnego i odchylenia od parytetu siły nabywczej. Aby zminimalizować koszty dostosowywania cen do zmian w kursie walutowym, firmy zagraniczne mogą zrezygnować z częstych weryfikacji swoich cen, zastępując je regularnym dopasowywaniem, następującym co pewien czas, bądź też reakcją wyłącznie na zmiany kursu powyżej pewnych wyznaczonych arbitralnie wartości krytycznych. W takim przypadku duże znaczenie mają oczekiwania firm co do przyszłych zmian kursów walutowych.

<sup>87</sup> Froot i Klemperer (1989), str. 637.

<sup>88</sup> Feenstra i Kendall (1994), str. 1.

<sup>89</sup> Ghosh i Wolf (1994), str. 7.

<sup>90</sup> Warto zauważyć, że w przypadku kosztów administracyjnych mogą wystąpić korzyści skali – jednostkowy koszt zmiany ceny na danym rynku będzie malał w miarę wzrostu liczby rynków, na których dana zmiana zostanie wdrożona.

### 2.4.3. Oczekiwania producentów dotyczące zmian cen

Aby zmniejszyć ilość koniecznych zmian cen, firmy mogą decydować się na takie dopasowanie, które ich zdaniem będzie antycypować przyszłe ruchy kursu walutowego i umożliwi utrzymanie ustalonej ceny przez dłuższy czas. W konsekwencji kanał transmisji między kursem nominalnym a poziomem cen w gospodarce znów zostanie zakłócony, gdyż zmiany kursu nominalnego mogą wywołać nieproporcjonalne dopasowania cenowe ze strony firm zagranicznych sprzedających swoje produkty na danym rynku.

Oczekiwania co do przyszłych zmian kursów walutowych wydają się mieć duży wpływ na politykę cenową firm eksportujących dobra. Istnieją teorie, które mówią wprost, że ceny dóbr importowanych mogą być dużo bardziej wrażliwe na zmiany oczekiwanego przyszłego kursu walutowego, niż na bieżący kurs walutowy. Zakładając, że firmy kierują się kryterium wielkości udziału w rynku, przejściowa aprecjacja waluty zagranicznej wywoła wśród firm eksportujących swoje produkty nieproporcjonalnie mniejszą obniżkę cen produktów wyrażonych w walucie zagranicznej. Stanie się tak, ponieważ tymczasowa aprecjacja zwiększy wartość bieżących zysków wyrażonych w walucie zagranicznej w stosunku do zysków przyszłych. W sytuacji gdy wartość waluty zagranicznej rośnie, nakłady na powiększenie udziału w rynku zagranicznym stają się mniej opłacalne i firmy wolą w zamian powiększać swoje bieżące zyski. Co więcej, oczekiwania co do przyszłej deprecjacji waluty zagranicznej mogą tak negatywnie wpłynąć na wartość przyszłych zysków, że firmy zdecydują się nawet na podniesienie cen swoich produktów w sytuacji bieżącej aprecjacji waluty zagranicznej. Jeśli jednak aprecjacja waluty zagranicznej jest stała, firmy nie dokonują przesunięcia między zyskami przyszłymi i bieżącymi. Wykorzystują wtedy zaistniały potencjał konkurencyjności i obniżają znacząco ceny swoich produktów<sup>91</sup>, ponieważ ich koszty wyrażone w walucie zagranicznej maleją.

Opisane przykłady zakłócenia kanału transmisyjnego – zmiany w nominalnym kursie walutowym na odpowiadające im ruchy poziomów cen w rozpatrywanych gospodarkach – mają duże znaczenie w zrozumieniu wszystkich czynników, które wpływają na odchylenia kursu nominalnego od poziomu wyznaczonego na podstawie parytetu siły nabywczej. Polityka cenowa firm uczestniczących w handlu międzynarodowym, które kierują się kryterium maksymalizacji zysku bądź utrzymania udziału w rynku, może przeciwdziałać odzyskiwaniu równowagi zewnętrznej gospodarki. Jednocześnie strategia *Pricing to Market* wykorzystuje odchylenia od kursu równowagi, podtrzymując je i opóźniając ich korektę.

<sup>91</sup> Froot i Klemperer (1989), str. 638.



## 3

Zastosowanie teorii parytetu siły nabywczej  
we współczesnej makroekonomii

Wraz z upłynięciem kursów walutowych na początku lat 70. XX w. teoria parytetu siły nabywczej stała się niezwykle popularna. Po pierwsze, ze względu na próby wyjaśnienia zaskakującej zmienności kursów walutowych po upadku systemu z Breton Woods. Po drugie, parytet siły nabywczej stał u podstaw rozwijającej się w tym okresie monetarystycznej koncepcji bilansu płatniczego. Dała ona początek grupie monetarystycznych modeli kursu walutowego, które traktowały parytet siły nabywczej jako podstawowy wyznacznik krótko- bądź długookresowego kursu wymiany. Wyniki badań sugerują, że założenie o monetarnej naturze kursu walutowego nie uwzględnia wszystkich kształtujących go czynników, a więc jest zbytnim uproszczeniem. Mimo to teorii monetarystycznej nie można w pełni odrzucać, gdyż dostarcza ważnych informacji na temat wpływu polityki monetarnej na kursy walutowe<sup>92</sup>. Z tego względu jest wciąż niezwykle popularna, a co za tym idzie znaczenie parytetu siły nabywczej nie ogranicza się wyłącznie do zastosowań teoretycznych.

## 3.1. Monetarystyczny model bilansu płatniczego

Teoria parytetu siły nabywczej kształtowała się w tym samym czasie, co ilościowa teoria pieniądza. Obydwie koncepcje powstały z doświadczeń XVI-wiecznej inflacji, wywołanej napływem cennych kruszców do Europy. Współcześni teoretycy zaobserwowali i opisali związek między ilością pieniądza w obiegu a poziomem cen. Zgodnie z teorią ilościową, im więcej pieniądza pojawia się w gospodarce, tym bardziej rosną ceny. Ilościowa teoria pieniądza stała się w latach 70. XX w. podstawą monetarystyki, szkoły ekonomii uznającej podaż pieniądza za główny czynnik oddziałujący na stan gospodarki i powodujący m.in. zmiany dochodu nominalnego i poziomu cen<sup>93</sup>.

Zgodnie z koncepcją monetarystyczną wszelkie zakłócenia równowagi bilansu płatniczego kraju wynikają wyłącznie z czynników pieniężnych, a więc są związane ze zmianami w bazie monetarnej oraz wahaniami podaży i popytu na pieniądź. Innymi słowy, nierównowaga bilansu płatniczego jest odzwierciedleniem nierównowagi na rynku pieniężnym. Ponieważ pieniądź podlega tym samym prawom co inne dobra w gospodarce, najważniejszą rolę w analizie bilansu płatniczego oraz kursu walutowego odgrywają podaż oraz popyt na rynku pieniężnym.

Monetarystyczny model gospodarki wynika z trzech podstawowych założeń<sup>94</sup>:

1. *Stabilna funkcja popytu na pieniądź*

Funkcja popytu na pieniądź wywodzi się z ilościowej teorii pieniądza. Według monetarystów, funkcja ta składa się tylko z kilku zmiennych i przyjmuje postać:

$$M_d = kPy, \quad (3.1)$$

gdzie:

- $M_d$  – nominalny popyt na pieniądź;
- $P$  – poziom cen w kraju;

<sup>92</sup> Rosenberg (1996), str. 162.

<sup>93</sup> Morawski (1996), str. 862–863.

<sup>94</sup> Opis modelu monetarystycznego zaproponowany w: Pilbeam (1998), str. 106–130.



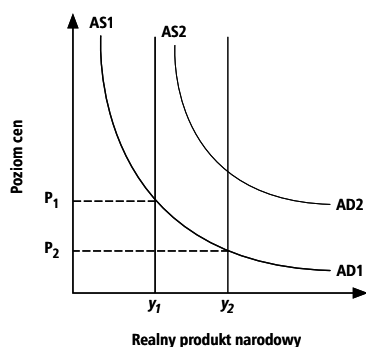
$y$  – realny dochód narodowy;  
 $k$  – parametr określający wrażliwość popytu na pieniądź na zmiany nominalnego dochodu narodowego.

Ze wzoru (3.1) wynika liniowa zależność między popytem na pieniądź a poziomem cen i wielkością dochodu narodowego. Zgodnie z koncepcją monetarystyczną, wzrost cen w gospodarce zmniejszy siłę nabywczą pieniądza krajowego i tym samym wywoła wzrost popytu  $M_d$ . W przypadku realnego wzrostu dochodu narodowego, zwiększy się zapotrzebowanie na tzw. pieniądź transakcyjny, związany z wolumenem transakcji gospodarczych, co z kolei znajdzie odzwierciedlenie w rosnącym nominalnym popycie na pieniądź.

Wykres zagregowanego popytu w modelu monetarystycznym określa realną produkcję (realny dochód narodowy) w punktach równowagi dla różnych poziomów cen w gospodarce. Na rysunku 3.1. został przedstawiony jako krzywa  $AD1$ , która jest funkcją malejącą. Zakładając, że podaż i popyt na pieniądź oraz parametr  $k$  są stałe, wzrost dochodu narodowego z  $y_1$  do  $y_2$  musi spowodować proporcjonalny spadek poziomu cen z  $P_1$  do  $P_2$ , zgodnie z zależnością  $P_1 y_1 = P_2 y_2$ . W odwrotnej sytuacji, spadek cen przy niezmiennych pozostałych parametrach wywołać musi wzrost dochodu narodowego: przy niezmienionej podaży i popycie na pieniądź, spadek cen spowoduje wzrost realnego zasobu pieniądza umożliwiając dokonywanie większej ilości transakcji gospodarczych (wzrost siły nabywczej pieniądza), a zatem wzrost popytu na dobra i usługi. Z kolei zmiana w podaży pieniądza przesuwa krzywą  $AD1$  w prawo lub lewo. Zwiększenie podaży pieniądza wywołuje przesunięcie w prawo (krzywa  $AD2$  na wykresie): przy niezmiennych cenach powiększenie bazy monetarnej oznacza wzrost realnego zasobu pieniądza, a w konsekwencji zwiększenie popytu i dochodu narodowego.

### Wykres 3.1.

#### Równowaga na rynku dóbr w modelu monetarystycznym



Źródło: K. Pilbeam (1998), str. 107–108.

#### 2. Pionowa funkcja podaży

Cechą charakterystyczną prostego modelu monetarystycznego jest założenie doskonałej giętkości cen i płac, która umożliwia natychmiastowe mechanizmy dostosowawcze w gospodarce, polegające na likwidowaniu nadwyżek popytu i podaży. Takie swoiste „oczyszczanie rynku” poprzez ruchy cen pozwala gospodarce stale utrzymywać poziom produkcji zapewniający pełne zatrudnienie. Oznacza to, że krzywa globalnej podaży  $AS1$  przebiega pionowo, wyznaczając poziom produktu narodowego zapewniający pełne wykorzystanie czynników wytwórczych (wykres 3.1). Przykładowo, zmiana poziomu cen w skutek spadku zagregowanego popytu wywołuje natychmiastowe dostosowanie płac w gospodarce, które przywraca równowagę popytu i podaży na poszczególnych rynkach, a w konsekwencji w całej gospodarce.

Należy podkreślić, że położenie krzywej globalnej podaży  $AS1$  nie jest ograniczone wyłącznie do punktu  $y_1$ . Postęp techniczny, pociągający za sobą zwiększenie produktywności w gospodarce, może wywołać przesunięcie krzywej  $AS1$  w prawo, w kierunku krzywej  $AS2$ . Gospodarka wciąż będzie znajdować się w stanie pełnego zatrudnienia, jednak zostanie ono osiągnięte przy wyższym poziomie dochodu narodowego, np.  $y_2$ .

### 3. Parytet siły nabywczej

Założenie spełnienia parytetu siły nabywczej to kolejny filar szkoły monetarystycznej. Umożliwia ono powiązanie podaży pieniądza oraz dochodów narodowych w dwóch gospodarkach z kursem ich walut. Opierając się na wzorze (3.1), wyznaczającym krajowy popyt na pieniądź, przedstawiamy popyt na pieniądź w gospodarce zagranicznej jako:

$$M_d^* = k^* P^* y^* , \quad (3.2)$$

gdzie poszczególne zmienne z równania (3.1), odnoszące się do gospodarki zagranicznej, oznaczono gwiazdką.

Ponieważ w stanie równowagi popyt na pieniądź równy jest podaży pieniądza, możemy zapisać następujące zależności:

$$M_d = M_s , \quad (3.3)$$

$$M_d^* = M_s^* , \quad (3.4)$$

gdzie  $M_s$  i  $M_s^*$  to odpowiednio krajowa i zagraniczna podaż pieniądza. Relacja tychże podaży, na podstawie wzorów (3.1) oraz (3.2), przyjmuje postać:

$$\frac{M_s}{M_s^*} = \frac{kPy}{k^*P^*y^*} . \quad (3.5)$$

Korzystając z podstawowej wersji parytetu siły nabywczej postaci (1.5), przepisane-go poniżej w uproszczonej wersji (3.6), przekształcamy równanie (3.5):

$$S = \frac{P}{P^*} , \quad (3.6)$$

$$\frac{M_s}{M_s^*} = \frac{kSy}{k^*y^*} . \quad (3.7)$$

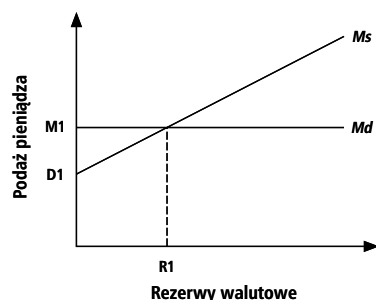
Ostatecznie, przekształcając zależność (3.7), otrzymujemy wzór na kurs walutowy w monetarystycznym modelu gospodarki:

$$S = \frac{\frac{M_s}{M_s^*}}{\frac{ky}{k^*y^*}} . \quad (3.8)$$

Zgodnie z parytetem siły nabywczej, kurs walutowy wynika z poziomów cen w dwóch gospodarkach. Ponieważ w modelu monetarystycznym poziom cen zależy bezpośrednio od podaży pieniądza i jest odwrotnie proporcjonalny do wielkości produktu narodowego, nominalny kurs równowagi jest uzależniony od relacji baz monetarnych oraz dochodów narodowych w kraju i za granicą. Innymi słowy, podstawą kursu nominalnego jest relacja podaży i popytu na daną walutę. O ile wzrost podaży danej waluty prowadzi do jej deprecjacji, o tyle wzrost popytu na nią (wyrażony przez wzrost dochodu narodowego, który stymuluje popyt na pieniądź transakcyjny) powoduje jej aprecjację. Można stwierdzić, że zgodnie z opisaną zależnością, cena pieniądza, jaką niewątpliwie jest jego kurs walutowy, zachowuje się tak jak ceny innych dóbr w gospodarce, rosnąc w przypadku zwiększonego popytu (aprecjacja) i malejąc (deprecjacja), gdy występuje nadmierna podaż. Nierównowaga na rynku pieniężnym ma również wpływ na deficyt bądź nadwyżkę bilansu płatniczego danego kraju. Aby uprościć rozważania przyjmijmy, że podaż pieniądza ( $M_s$ ) w modelu monetarystycznym jest równa sumie obligacji krajowych znajdujących się w posiadaniu władz monetarnych ( $D$ ) oraz utrzymywanych rezerw walutowych ( $R$ ), denominowanych w walucie krajowej:

$$M_s = D + R . \quad (3.9)$$

**Wykres 3.2.**  
**Podaż pieniądza w modelu monetarystycznym**



Źródło: Pilbeam (1998), str.113.

Sytuację na rynku pieniężnym obrazuje wykres 3.2. Nachylenie prostej  $M_s$  wyznacza kurs walutowy, po którym rezerwy walutowe są przeliczane na walutę krajową. W punkcie  $D1$  cała podaż pieniądza wynika wyłącznie z zasobu krajowych obligacji utrzymywanych przez władze monetarne, ponieważ wielkość rezerw walutowych wynosi zero. Gdy rezerwy przyjmują poziom  $R1$ , podaż pieniądza wynosi  $M1$ , równe sumie  $D1$  i  $R1$ . Pozioma prosta popytu na pieniądź  $M_d$  wynika bezpośrednio z poziomu cen krajowych oraz krajowego dochodu narodowego, a więc z nałożenia krzywych zagregowanej podaży i globalnego popytu (wykres 3.1.).

Władze monetarne wpływają na podaż pieniądza poprzez operacje otwartego rynku. Aby zwiększyć bazę monetarną dokonują zakupu obligacji krajowych (tudzież innych skarbowych papierów wartościowych) lub walut i obligacji zagranicznych od osób prywatnych i instytucji finansowych. Operacje odwrotne, a więc sprzedaż wymienionych aktywów finansowych przez władze monetarne, prowadzą do zmniejszenia zasobu pieniądza w obiegu. Zmiany podaży pieniądza mają bezpośrednie przełożenie na zagregowany popyt w gospodarce, który wynika ze zwiększonej (wzrost bazy monetarnej) bądź zmniejszonej (spadek bazy monetarnej) siły nabywczej pieniądza.

W przypadku ekspansji monetarnej rośnie popyt wewnętrzny oraz popyt na dobra zagraniczne (w tym inwestycje zagraniczne), co przekłada się na wzrost cen w gospodarce i, zgodnie z parytetem siły nabywczej, utratę konkurencyjności dóbr krajowych. W efekcie dochodzi do pojawienia się deficytu w bilansie płatniczym kraju. W modelu monetarystycznym rezultat zwiększenia bazy monetarnej zależy od przyjętego reżimu kursu walutowego – w przypadku kursu płynnego równowaga zostanie osiągnięta dla nowego poziomu bazy monetarnej, zdeprecjonowanego kursu walutowego i zwiększonego poziomu cen w gospodarce. Jeśli mamy do czynienia z kursem stałym, którego władze monetarne zobowiązane są bronić przy pomocy operacji otwartego rynku, podaż pieniądza wraca do poprzedniego poziomu podobnie jak poziom cen i zagregowany popyt. Zmniejszają się za to rezerwy walutowe wykorzystywane do ściągnięcia nadmiaru pieniądza krajowego z rynku i zamieniane w ten sposób na zasób obligacji krajowych utrzymywanych przez władze monetarne.

W modelu monetarystycznym parytet siły nabywczej zapewnia więc mechanizm transmisji między podażą pieniądza, która wywołuje zmiany w zagregowanym popycie i wynikające z nich dostosowania poziomu cen krajowych, a kursem walutowym. Decydującym czynnikiem staje się konkurencyjność dóbr krajowych, związana z ruchami poziomów cen w dwóch gospodarkach i wynikająca z siły nabywczej porównywanych walut. Jej zmiany wywołują spadek lub wzrost popytu na dobra krajowe, doprowadzając do zaburzenia równowagi bilansu płatniczego kraju.

Zgodnie z tym samym modelem, parytet siły nabywczej nie będzie obowiązywał, jeśli stan równowagi zostanie zakłócony przez czynniki realne, takie jak zmiany produktywności, odkrycia złóż naturalnych, zmiany elastyczności popytu i podaży, zmiany pre-

ferencji konsumentów. Wymienione szoki realne powodują zmiany w bilansie handlowym i w konsekwencji realną aprecjację bądź deprecjację waluty. Ponieważ jednak poziom cen krajowych nie ulega zmianie (nie zmienia się podaż waluty), musi nastąpić adekwatna długookresowa aprecjacja bądź deprecjacja kursu nominalnego, co wynika bezpośrednio z równania (1.9).

Model monetarystyczny implikuje, że mimo występujących odchyłeń rzeczywistego kursu walutowego od parytetu siły nabywczej, kurs rzeczywisty musi powrócić do kursu równowagi. Wyniki badań empirycznych okazują się jednak odbiegać od postulatów monetarystów – odchylenia od parytetu siły nabywczej są częstsze i bardziej długotrwałe niż przewidywano.

### 3.2. Monetarystyczne modele kursów walutowych

Koncepcja monetarystyczna stała się podstawą wielu modeli kursów walutowych, które zakładają parytet siły nabywczej. Do najważniejszych z nich należą: monetarystyczny model elastycznych cen, monetarystyczny model lepkich cen Dornbuscha oraz model różnic w stopie procentowej Frankela. Każdy z modeli stara się wytłumaczyć zmienność kursu walutowego, analizując wahania podaży i popytu na pieniądź oraz zmiany oczekiwań, które są bardzo ważne a jednocześnie są kształtowane przez czynniki monetarne. Ponadto, wprowadzają pojęcie niepokrytego (niezabezpieczonego) parytetu stóp procentowych.

Polega on na założeniu, że stopa zmiany kursu walutowego wynika bezpośrednio z różnicy w stopach procentowych między rozpatrywanymi gospodarkami. Mając do wyboru obligacje dwóch krajów, które nie różnią się ani stopą ryzyka, ani okresem zapadalności, inwestor będzie się kierować dwoma kryteriami: relacją oprocentowania tychże papierów wartościowych oraz oczekiwaniami co do zmian kursów walut, w których są denominowane. Niepokryty parytet stóp procentowych opisać można za pomocą równania:

$$E\hat{s} = i - i^* \quad (3.10)$$

gdzie  $E\hat{s}$  oznacza oczekiwaną procentową zmianę kursu nominalnego, zaś  $i$  oraz  $i^*$  to odpowiednio krajowa oraz zagraniczna nominalna stopa procentowa.

Zgodnie z niepokrytym parytetem stóp procentowych, w warunkach idealnej mobilności kapitału, kurs nominalny zmienia się w taki sposób, że oczekiwany zysk z zakupu obligacji krajowej oraz oczekiwany zysk z zakupu obligacji zagranicznej, wyrażony w walucie krajowej według kursu w momencie zapadalności, są sobie równe<sup>95</sup>.

#### 3.2.1. Model giętkich cen

Model zaproponowany przez Jacoba Frenkela<sup>96</sup> i Johna Bilsona<sup>97</sup> zakłada istnienie dwóch gospodarek z egzogenicznie ustalonymi podażami pieniądza, kontrolowanymi w pełni przez odpowiednie władze monetarne:  $m_s$ ,  $m_s^*$  (logarytmy naturalne krajowej i zagranicznej podaży pieniądza). Realny popyt na pieniądź jest wprost proporcjonalny do produktu narodowego (zapotrzebowanie na pieniądź transakcyjny) i odwrotnie proporcjonalny do stopy procentowej w danym kraju (im wyższa stopa procentowa tym mniejszy popyt na gotówkę i tym większe zapotrzebowanie na obligacje), co zapisać można w postaci logarytmicznej:

$$m_d - p = b_1 y - b_2 i \quad (3.11)$$

$$m_d^* - p^* = b_1 y^* - b_2 i^* \quad (3.12)$$

gdzie  $m_d$  oznacza krajowy popyt na pieniądź,  $p$  to poziom cen w kraju,  $y$  to produkt narodowy,  $i$  stopa procentowa (nie zapisana w postaci logarytmicznej), zaś  $b_1$  i  $b_2$  to

<sup>95</sup> Pilbeam (1998), str. 161–164.

<sup>96</sup> Frenkel (1976), str. 200–224.

<sup>97</sup> Bilson (1978), str. 48–75.

odpowiednio elastyczność i elastyczność częściowa (*semi-elasticity*) krajowego popytu na pieniądź względem dochodu i stopy procentowej (z założenia identyczna w obydwu gospodarkach). Odpowiednie symbole oznaczone gwiazdką odnoszą się do gospodarki zagranicznej.

W sytuacji równowagi popyt i podaż na pieniądź są sobie równe w obydwu gospodarkach, zatem:  $m_s = m_d = m$  i  $m_s^* = m_d^* = m^*$ . Ponieważ model zakłada pełną elastyczność cen, zachodzi parytet siły nabywczej. Rozwiązujemy zatem równania (3.11) i (3.12) względem poziomów cen i podstawiamy do wzoru (3.13). Po przekształceniach otrzymujemy równanie nominalnego kursu walutowego (3.14):

$$s = p - p^*, \quad (3.13)$$

$$s = (m - m^*) - b_1(y - y^*) + b_2(i - i^*). \quad (3.14)$$

Równanie (3.14) opisuje związki przyczynowo skutkowe między poszczególnymi zmiennymi w modelu elastycznych cen. Wzrost podaży pieniądza krajowego prowadzi do deprecjacji waluty krajowej, zaś spadek bazy monetarnej wywołuje jej aprecjację. Obydwa efekty zachodzą poprzez mechanizm parytetu siły nabywczej – zmiany w podaży pieniądza powodują wzrost lub spadek cen w gospodarce, co wpływa odpowiednio na kurs walutowy. Z kolei wzrost produktu narodowego wywołuje aprecjację waluty krajowej, oznacza bowiem wzrost popytu na pieniądź transakcyjny. Przy stałej bazie monetarnej i stałych stopach procentowych realna podaż pieniądza może się zwiększyć jedynie w wyniku spadku poziomu cen, który poprzez mechanizm parytetu siły nabywczej powoduje wzrost wartości waluty krajowej. Obniżenie się produktu narodowego ma oczywiście odwrotny wpływ na kurs walutowy.

Z powyższego równania wynika dodatkowo, że wzrost krajowej stopy procentowej powoduje deprecjację waluty krajowej. Można to wytłumaczyć malejącym popytem na pieniądź przy rosnących stopach procentowych, który wywołuje spadek wartości waluty. Inne podejście zakłada, że nominalna stopa procentowa jest sumą realnej stopy procentowej  $r$  oraz oczekiwanej stopy inflacji  $E\pi$ . Zakładając dodatkowo, że realne stopy procentowe w kraju i za granicą są sobie równe ( $r=r^*$ ), wzrost krajowej nominalnej stopy procentowej wynika wyłącznie z rosnących oczekiwań inflacyjnych. W takiej sytuacji następuje spadek popytu na pieniądź i wzrost popytu na dobra, który powoduje wzrost cen krajowych, a w konsekwencji deprecjację waluty krajowej.

### 3.2.2. Model lepkich cen Dornbuscha

Model giętkich cen krytykowano głównie z powodu założenia o spełnieniu parytetu siły nabywczej w krótkim okresie. Badania empiryczne wskazywały, że ceny dóbr nie zmieniają się równie szybko co kursy walutowe, cechując się swojego rodzaju usztywnieniem w krótkim, a nawet średnim okresie. W związku z tym nieuzasadnione stało się wykorzystanie modelu elastycznych cen do badania odchyleń kursów nominalnych od parytetu siły nabywczej.

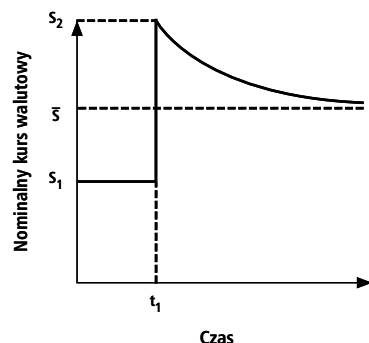
Choć podstawą modelu zaproponowanego w 1976 r. przez Rudigera Dornbuscha był model elastycznych cen, badacz odrzucał jednak założenie spełnienia parytetu siły nabywczej w krótkim okresie<sup>98</sup>. Według jego koncepcji parytet siły nabywczej zachodzi wyłącznie w długim okresie, ponieważ ceny na rynku dóbr oraz płace na rynku pracy kształtują się w warunkach lepkich cen. Oznacza to, że proces dostosowywania się cen i płac do zachodzących szoków (np. szoków monetarnych) przebiega bardzo wolno. Według Dornbuscha ceny i płace są szczególnie odporne na próby ich obniżenia. Wynika to m.in. z długoterminowych umów zawieranych między producentami i odbiorcami, układów zbiorowych w przedsiębiorstwach oraz kosztów zmiany cennika. Z kolei zmiany kursów walutowych zachodzą niezwykle szybko, w warunkach pełnej elastyczności, co powoduje niedostosowanie reakcji w poziomie cen i odejście od parytetu siły nabywczej.

<sup>98</sup> Dornbusch (1976), str. 1161–1176.

W warunkach lepkich cen nieantycypowane zwiększenie podaży pieniądza powoduje wzrost realnej bazy monetarnej. Równowaga może zostać przywrócona poprzez odpowiednią reakcję dostosowawczą popytu na pieniądź. Ponieważ jednak produkt narodowy jest stały w krótkim okresie, wzrost popytu na pieniądź może zostać wywołany jedynie poprzez spadek oprocentowania obligacji krajowych. Aby to nastąpiło, zgodnie z niepokrytym parytetem stóp procentowych i równaniem (3.10), do momentu zapadalności obligacji musi się dokonać aprecjacja waluty krajowej<sup>99</sup>, a dokładniej muszą wystąpić oczekiwania co do wzrostu kursu walutowego.

### Wykres 3.3.

#### „Przestrzelenie” kursu walutowego w modelu lepkich cen Dornbuscha



Źródło: Pilbeam (1998), str. 169.

Model Dornbuscha odpowiada w tej sytuacji na pytanie: jak może dojść do aprecjacji waluty, skoro zwiększenie podaży pieniądza prowadzi do długoterminowej deprecjacji jego kursu? Otóż odpowiedzią jest tzw. przestrzelenie kursu walutowego, zobrazowane na wykresie 3.3. Kurs nominalny reaguje na opisany szok monetarny w momencie \$t\$ spadkiem większym, niż wynika to ze skali jego długoterminowej deprecjacji (\$s\_1 \rightarrow s\_2\$). Ta swoista „nadreakcja” kursu walutowego stwarza możliwość aprecjacji waluty do poziomu równowagi przy nowej podaży pieniądza w gospodarce. Zatem zostaje spełniony warunek niezbędny do obniżenia się stóp procentowych, który wywołuje wzrost popytu na pieniądź i przywraca równowagę z jego nową podażą. W długim okresie ceny oraz kurs nominalny wzrosną proporcjonalnie do wielkości szoku monetarnego (\$s\_2 \rightarrow \bar{s}\$), przywracając tym samym parytet siły nabywczej.

Model lepkich cen tłumaczy zmienność kursów walutowych, która występuje nawet przy braku spekulacji. Równanie (3.13), ponieważ zakłada spełnienie parytetu siły nabywczej tylko w długim okresie, przyjmuje następującą postać:

$$\bar{s} = \bar{p} - \bar{p}^*, \quad (3.15)$$

gdzie pozioma kreska nad zmienną oznacza jej długoterminową wartość. Stosując zależność (3.15) do wyznaczenia równania kursu nominalnego według schematu modelu elastycznych cen, otrzymujemy:

$$\bar{s} = (\bar{m} - \bar{m}^*) - b_1(\bar{y} - \bar{y}^*) + b_2(\bar{i} - \bar{i}^*), \quad (3.16)$$

gdzie ponownie poziomą kreską są oznaczone wartości poszczególnych zmiennych w długim okresie. Zgodnie z założeniami modelu, krótkookresowe wartości kursu nominalnego mogą odchyłać się od długoterminowego poziomu równowagi \$\bar{s}\$. Jednak uczestnicy rynku oczekują, że z upływem czasu kasowy kurs nominalny będzie się coraz bardziej zbliżał do kursu równowagi. Czas, w jakim to nastąpi zależy od współczynnika \$\sigma\$ w równaniu:

$$E\hat{s} = \sigma(\bar{s} - s), \quad 0 < \sigma < 1. \quad (3.17)$$

<sup>99</sup> Rozpatrujemy małą gospodarkę otwartą, a zatem zagraniczna stopa procentowa z równania (3.10) jest dana egzogenicznie.

Współczynnik  $\sigma$  określa prędkość dostosowania się kursu kasowego do jego poziomu długookresowego<sup>100</sup>. Aby rozwiązać powyższe zależności dla kursu kasowego, równanie (3.17) łączymy z równaniem niepokrytego parytetu stóp procentowych (3.10), co daje po przekształceniach:

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\sigma}(i - i^*) \quad (3.18)$$

Następnie otrzymaną zależność podstawiamy do wzoru (3.16), otrzymując tym samym model kursu walutowego przy założeniu lepkości cen:

$$s = (\bar{m} - \bar{m}^*) - b_1(\bar{y} - \bar{y}^*) + (b_2 - \frac{1}{\sigma})(i - i^*) \quad (3.19)$$

W celu uproszczenia modelu podstawiamy  $b_3 = b_2 - \frac{1}{\sigma}$  i dodajemy założenie, że bieżące wartości zmiennych objaśniających są na poziomie długookresowej równowagi. W ten sposób model przybiera postać:

$$s = (m - m^*) - b_1(y - y^*) - b_3(i - i^*) \quad (3.20)$$

Otrzymane równanie jest bardzo zbliżone do równania modelu elastycznych cen. Jedyną różnicą jest ujemny współczynnik  $b_3$  w przeciwieństwie do dodatniego  $b_2$  z równania (3.14), co wynika z założeń dotyczących wielkości współczynnika  $\sigma$  ( $b_2 < \frac{1}{\sigma}$ ). Tym samym wzrost krajowej stopy procentowej wywoła *ceteris paribus* aprecjację waluty krajowej. Przyczyną wzrostu kursu będzie zwiększony popyt na wyżej oprocentowane obligacje krajowe ze strony zagranicznych instytucji i osób prywatnych. Tym samym dojdzie do napływu kapitału i umocnienia się waluty krajowej.

### 3.2.3. Model różnic realnych stóp procentowych

Zaproponowany w 1979 r. przez Jeffreya Frankela model różnic stóp procentowych<sup>102</sup> czerpie zarówno z modelu giętkich cen, jak i modelu sztywnych cen Dornbuscha. Inflacja, jakiej doświadczyły gospodarki w latach 70. XX w. po upłynięciu kursów walutowych, skłoniła Frankela do połączenia koncepcji oczekiwań inflacyjnych, charakterystycznej dla modelu giętkich cen, z mechanizmem przestrzelenia kursu walutowego autorstwa Dornbuscha.

Model Frankela przyjmuje założenie lepkości cen, a więc parytet siły nabywczej jest spełniony jedynie w długim okresie. Różni się jednak od modelu Dornbuscha czynnikami wpływającymi na oczekiwania dotyczące kursu walutowego. Ponieważ Dornbusch założył, że oczekiwana zmiana kursu walutowego jest określona przez antycypowaną prędkość, z jaką zamykać się będzie luka pomiędzy kursem kasowym a kursem długookresowej równowagi (patrz równanie (3.17)), tym samym w momencie ostatecznego zniwelowania luki oczekiwana zmiana kursu walutowego wynosić będzie zero. Model Dornbuscha sugeruje zatem, że zrównanie się kursu kasowego z kursem równowagi skutkować będzie oczekiwaniem zerowej inflacji przez uczestników rynku. Frankel wyklucza taką sytuację, wprowadzając dodatkowy czynnik determinujący oczekiwaną zmianę kursu walutowego, a mianowicie długookresową różnicę oczekiwanej inflacji w kraju ( $E\pi$ ) i za granicą ( $E\pi^*$ ):

$$E\dot{s} = \sigma(\bar{s} - s) + (E\pi - E\pi^*), \quad 0 < \sigma < 1 \quad (3.21)$$

Zgodnie z powyższą zależnością, w długim okresie, a więc gdy  $\bar{s} = s$ , oczekiwana zmiana kursu walutowego równa się różnicy w stopach inflacji w kraju i za granicą, czyli wynika z relatywnego parytetu siły nabywczej. Ponieważ model Frankela zakłada spełnie-

<sup>100</sup> Współczynnik  $\sigma$  opisuje, o jaką część zmniejszy się rozbieżność pomiędzy kursem kasowym a długookresowym kursem równowagi w danym przedziale czasowym. Jeśli wiemy, że kurs kasowy powraca do długookresowego poziomu równowagi w ciągu 2 lat, to ponieważ  $\sigma = 1/2 = 0,5$ , oczekiwać należy, iż w ciągu roku kurs nominalny zniweluje 50% „odległości” od kursu równowagi.

<sup>101</sup> Rosenberg (1998), str. 150–151.

<sup>102</sup> Frankel (1979), str. 610–622.

nie niepokrytego parytetu stóp procentowych (równanie (3.10)), podstawiając (3.21) do (3.16) otrzymujemy uogólniony model łączący cechy modeli cen elastycznych i lepkich:

$$s = (m - m^*) - b_1(y - y^*) + (b_2 - \frac{1}{\sigma})(i - i^*) - \frac{1}{\sigma}(E\bar{\pi} - E\bar{\pi}^*). \quad (3.22)$$

Przekształcając dalej podaną zależność zbliżamy się do postaci uwzględniającej różnicę realnych stóp procentowych w kraju i za granicą:

$$s = (m - m^*) - b_1(y - y^*) + b_2(i - i^*) - \frac{1}{\sigma}[(i - E\bar{\pi}) - (i^* - E\bar{\pi}^*)]. \quad (3.23)$$

Ponieważ, jak już to wcześniej zauważyliśmy analizując model giętkich cen, stopa nominalna jest sumą realnej stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych:

$$i = r + E\bar{i}_{inf}, \quad (3.24)$$

równanie (3.23) przyjmuje ostatecznie postać opisującą model Frankela:

$$s = (m - m^*) - b_1(y - y^*) + b_2(i - i^*) - b_3(r - r^*)^{103}. \quad (3.25)$$

Model różnic realnych stóp procentowych jest modelem ogólnym, gdyż opisuje bezpośredni wpływ, jaki na kurs nominalny mają zmiany podaży pieniądza, co charakteryzuje modele monetarystyczne. Pośredni wpływ na kurs nominalny wywierają oczekiwania inflacyjne, znane z modelu elastycznych cen, oraz zmiany realnych stóp procentowych, determinujące ruchy kursów walutowych zgodnie z logiką modelu Dornbuscha (zwiększanie oraz zmniejszanie popytu na obligacje krajowe pod wpływem wzrostów i spadków ich oprocentowania). Zatem zgodnie z modelem Frankela, nagłe i nieantycypowane zwiększenie bazy monetarnej wywoła w sposób bezpośredni jej deprecjację, ale może się również stać odpowiedzialne za pogłębienie tego efektu poprzez pośrednie oddziaływanie oczekiwań inflacyjnych i zmian realnej stopy procentowej. W pierwszym przypadku uczestnicy rynku mogą odebrać wzrost podaży pieniądza jako sygnał, szybszego tempa wzrostu bazy monetarnej w przyszłości, a zatem spodziewać się będą wyższej inflacji, co wywoła spadek popytu na pieniądź. W drugiej sytuacji wzrost podaży pieniądza wywoła krótkoterminowy spadek realnych stóp procentowych, czego efektem będzie odpływ kapitału z rynku krajowego do lepiej oprocentowanych obligacji zagranicznych.

### 3.3. Model Balassy-Samuelsona

W podrozdziale dotyczącym podstawowych problemów związanych z pomiarem parytetu siły nabywczej zasygnalizowano koncepcję wpływu różnic produktywności między sektorami gospodarki na kurs walutowy. Idea ta pojawiła się w teorii ekonomii stosunkowo wcześniej – już David Ricardo wprowadza produktywność jako możliwą determinantę kursu walutowego między dwoma krajami (teoria kosztów komparatywnych). Towarzyszy jej obserwacja o wyższości cen dóbr niewymiennych w tych krajach, które mają bardziej rozwiniętą produkcję przemysłową. Potwierdzały to zwłaszcza badania wskazujące na wyższy średni poziom cen w krajach „bogaty” niż w krajach „biedny”. W 1964 r., niezależnie od siebie, Bela Balassa<sup>104</sup> oraz Paul Samuelson<sup>105</sup> zaproponowali model oparty na międzysektorowym oraz międzynarodowym zróżnicowaniu produktywności, który wyjaśniał rozbieżności cen między gospodarkami. Tym samym tłumaczył odchylenia kursu nominalnego od poziomu wyznaczonego za pomocą parytetu siły nabywczej.

<sup>103</sup> Rosenberg (1998), s. 154.

<sup>104</sup> Balassa (1964).

<sup>105</sup> Samuelson (1964), str. 145–154.



### 3.3.1. Konstrukcja modelu<sup>106</sup>

Model Balassy-Samuelsona<sup>107</sup> dotyczy małej, otwartej gospodarki, podzielonej na dwa sektory, które produkują dobra wymienne i niewymienne w warunkach doskonałej konkurencji. Do ich produkcji są wykorzystywane dwa zasoby: praca ( $L$ ) oraz kapitał ( $K$ ). Zakłada się, że kapitał jest doskonale mobilny pomiędzy gospodarkami oraz ich sektorami, a jego cena (realny koszt pozyskania kapitału,  $I$ ) jest egzogeniczna, ustalana na rynku światowym. Z kolei praca jest doskonale mobilna wyłącznie między sektorami tej samej gospodarki i niemobilna pomiędzy gospodarkami. Poziom cen krajowych dóbr wymiennych ( $P^T$ ) kształtowany jest przez rynek światowy i równy cenom zagranicznych dóbr wymiennych ( $P^{T^*}$ ), co oznacza, iż dla tych sektorów zachodzi prawo jednej ceny ( $P^T = SP^{T^*}$ ). Przyjmuje się ponadto, że poziom płac nominalnych w gospodarce jest ustalany w sektorze dóbr wymiennych i poprzez dostosowawcze ruchy zasobów pracy pomiędzy sektorami osiąga ten sam poziom w sektorze dóbr niewymiennych.

Stronę podażową gospodarki przedstawia się w modelu za pomocą dwóch funkcji produkcji Cobba-Douglasa, przy założeniu stałych korzyści skali, o różnych parametrach dla każdego z segmentów:

$$Y_T = A_T L_T^\theta K_T^{(1-\theta)}, \quad (3.26)$$

$$Y_{NT} = A_{NT} L_{NT}^\delta K_{NT}^{(1-\delta)}, \quad (3.27)$$

gdzie:

$Y_T$  – wielkość produkcji w sektorze dóbr wymiennych (w jednostkach fizycznych),

$A_T$  – współczynnik produktywności czynników produkcji w sektorze dóbr wymiennych,

$L_T$  – nakład pracy w sektorze dóbr wymiennych,

$K_T$  – nakład kapitału w sektorze dóbr wymiennych.

Subskrypt  $NT$  oznacza zmienne odnoszące się do sektora dóbr niewymiennych.  $\theta$  i  $\delta$  to stałe parametry informujące o względnym zapotrzebowaniu na pracę i kapitał, odpowiednio w sektorze dóbr wymiennych i niewymiennych, przyjmujące wartości z przedziału  $\langle 0;1 \rangle$ .

Zgodnie z kryterium maksymalizacji zysku, płaca ( $W$ ) oraz realny koszt pozyskania kapitału ( $I$ ) są wyznaczane przez ich krańcowe produktywności w obydwu sektorach, a więc jako pochodne funkcji (3.26) oraz (3.27) względem nakładu pracy ( $L$ ) i kapitału ( $K$ ). Poniżej odpowiednie zależności przedstawione są w postaci zlogarytmizowanej:

$$i^T = \ln(1-\theta) + a^T - \theta(k^T - l^T), \quad (3.28)$$

$$i^{NT} = (p^{NT} - p^T) \ln(1-\delta) + a^{NT} - \delta(k^{NT} - l^{NT}), \quad (3.29)$$

$$w^T = \ln \theta + a^T + (1-\theta)(k^T - l^T), \quad (3.30)$$

$$w^{NT} = (p^{NT} - p^T) + \ln \delta + a^{NT} + (1-\delta)(k^{NT} - l^{NT}). \quad (3.31)$$

Aby wyznaczyć zależność między relatywnym poziomem cen dóbr niewymiennych w stosunku do dóbr wymiennych a tempem wzrostu produktywności w dwóch sektorach gospodarki, obliczamy różniczki całkowite równań (3.28)–(3.31) i po przekształceniach otrzymujemy:

<sup>106</sup> Opis modelu na podstawie: Egert (2002), str. 7–9.

<sup>107</sup> Model znany jest również pod nazwą Modelu Harroda-Balassy-Samuelsona od nazwiska brytyjskiego ekonomisty Roya Harroda, który w latach 30. XX w. zauważył, że różnice w międzynarodowych poziomach produktywności mogą powodować odchylenia kursów od parytetu siły nabywczej poprzez wpływ na płace i ceny w sektorze dóbr niewymiennych.

$$(\hat{p}^{NT} - \hat{p}^T) = (\delta/\theta)\hat{a}^T - \hat{a}^{NT}, \quad (3.32)$$

gdzie  $(\cdot)$  oznacza stopę wzrostu poszczególnych zmiennych. Równanie (3.32) stanowi formalny zapis koncepcji Balassy-Samuelsona: zmiany relatywnego poziomu cen dóbr wymiennych i niewymiennych zależą wyłącznie od zmian po podażowej stronie gospodarki. Jeśli współczynniki zapotrzebowania na pracę i kapitał są identyczne w obydwu sektorach gospodarki, czyli  $\theta = \delta$ , procentowe zmiany poziomu cen równają się różnicy produktywności między dwoma sektorami. Ponieważ jednak przyjmuje się, że sektor dóbr niewymiennych (utożsamiany najczęściej z sektorem usług) ma wyższą pracochłonność niż sektor dóbr wymiennych ( $\theta < \delta$ ), to nawet w sytuacji zrównoważonego wzrostu produktywności w obydwu sektorach relatywna cena dóbr niewymiennych będzie rosła. W konsekwencji dojdzie do wzrostu ogólnego poziomu cen w gospodarce.

Dodając do modelu gospodarkę zagraniczną, którą opisują mechanizmy analogiczne do równań (3.26)–(3.31), otrzymujemy zależność tłumaczącą różnice w relatywnych poziomach cen w kraju i za granicą:

$$(\hat{p}^{NT} - \hat{p}^T) - (\hat{p}^{NT*} - \hat{p}^{T*}) = [(\delta/\theta)\hat{a}^T - \hat{a}^{NT}] - [(\delta^*/\theta^*)\hat{a}^{T*} - \hat{a}^{NT*}]. \quad (3.33)$$

Jak widać z równania (3.33), w skali międzynarodowej, różnice tempa zmian produktywności dwóch gospodarek, wynikające z wewnętrznego zróżnicowania międzysektowego każdej z nich, powodują powstawanie relatywnych różnic w poziomach cen między rozpatrywanymi gospodarkami.

Aby wyznaczyć zależność między zmianami realnego kursu walutowego a wzrostem relatywnego poziomu cen dóbr niewymiennych, rozpisujemy inflację jako sumę wzrostu cen w sektorze dóbr wymiennych i niewymiennych:

$$\hat{p} = \alpha \hat{p}^T + (1 - \alpha) \hat{p}^{NT}, \quad (3.34)$$

gdzie  $\alpha$  oznacza udział sektora dóbr wymiennych w gospodarce i przyjmuje wartości z przedziału  $\langle 0; 1 \rangle$ . Postępując analogicznie w przypadku gospodarki zagranicznej, podstawiamy równanie (3.34) do wzoru na realny kurs walutowy (1.9):

$$\hat{q} = \hat{s} + \hat{p}^{T*} - \hat{p}^T - (1 - \alpha)(\hat{p}^{NT} - \hat{p}^T) + (1 - \alpha^*)(\hat{p}^{NT*} - \hat{p}^{T*}), \quad (3.35)$$

gdzie gwiazdka są oznaczone zmienne dotyczące gospodarki zagranicznej. Zakładając dodatkowo, że  $\alpha = \alpha^*$  oraz że dla dóbr wymiennych zachodzi relatywny parytet siły nabywczej, równanie (3.35) możemy uprościć:

$$\hat{q} = -(1 - \alpha)[(\hat{p}^{NT} - \hat{p}^T) - (\hat{p}^{NT*} - \hat{p}^{T*})], \quad (3.36)$$

a następnie, wykorzystując zależność (3.32), przekształcić do postaci:

$$\hat{q} = -(1 - \alpha) \{ [(\delta/\theta)\hat{a}^T - \hat{a}^{NT}] - [(\delta^*/\theta^*)\hat{a}^{T*} - \hat{a}^{NT*}] \}. \quad (3.37)$$

Otrzymana zależność opisuje realny kurs walutowy za pomocą różnic w produktywności między gospodarkami. W sytuacji, gdy mamy do czynienia z wyższą produktywnością gospodarki krajowej, następuje aprecjacja waluty krajowej. Decydującą rolę odgrywa tu produktywność sektora dóbr wymiennych. Często uznaje się, że produktywność w sektorze usług jest zbliżona między różnymi gospodarkami, ale to właśnie między sektorami dóbr wymiennych (głównie branża przemysłowa) zachodzą największe różnice w produktywności. Wynikają one najczęściej z różnic w technicznym uzbrojeniu pracy i pozwalają wyznaczyć poziom rozwoju gospodarczego danego kraju.

### 3.3.2. Model Balassy-Samuelsona a parytet siły nabywczej

Często przywoływanym przykładem powiązania produktywności z kursem walutowym jest aprecjacja jena względem dolara amerykańskiego w okresie dynamicznego rozwoju gospodarki japońskiej po II wojnie światowej. Ponieważ produktywność w japońskim sektorze

dóbr wymiennych utrzymywała się na wyższym poziomie niż produktywność w Stanach Zjednoczonych, cena japońskich produktów eksportowych malała relatywnie do poziomu cen amerykańskich dóbr wymiennych. Dla dóbr z tego sektora zachodził parytet siły nabywczej, a więc jen umacniał się, niwelując efekt malejących cen japońskich produktów. W efekcie, np. w latach 1971–1983 kurs jena wzrósł realnie o około 9%<sup>108</sup>. Jeśli jednak rozpatrujemy parytet siły nabywczej uwzględniając zagregowane indeksy cenowe (obliczane na podstawie cen dóbr z obydwu sektorów gospodarki), to zmiany kursu walutowego wynikające z różnic w produktywności dla sektorów dóbr wymiennych prowadzą do odejścia kursu nominalnego od poziomu wyznaczonego przez parytet. Tak więc model wyjaśnia odchylenia od kursu opartego na parytecie siły nabywczej, wyliczonego dla średniej cen z obydwu sektorów gospodarki, jednak ze względu na swoje założenia nie może tłumaczyć obserwowanych empirycznie odchyleń od kursu parytetu wyliczonego dla dóbr wymiennych.

Ważną implikacją wynikającą z modelu Balassy-Samuelsona jest wyższy poziom cen dóbr niewymiennych w krajach rozwiniętych w porównaniu z tzw. krajami biednymi. Oznacza to, że przy obliczaniu parytetu siły nabywczej danej waluty jedynie na podstawie indeksów cenowych z sektora dóbr wymiennych, zaniżymy siłę nabywczą pieniądza krajów słabiej rozwiniętych oraz standard życia w tychże krajach. O ile parytet może być spełniony dla sektora dóbr wymiennych, o tyle mieszkańcy krajów biedniejszych są w stanie za tę samą kwotę, wyrażoną we wspólnej walucie, zakupić więcej dóbr niewymiennych niż mieszkańcy krajów bogatych. Analogicznie, proste przeliczenie dochodu narodowego według kursu walutowego wynikającego z parytetu siły nabywczej dla sektorów wymiennych doprowadzi do fałszywych wniosków, które nie będą uwzględniały różnic w poziomach cen dóbr niepodlegających wymianie międzynarodowej.

Początkowo badania empiryczne nie dostarczały jednoznacznych dowodów efektu Balassy-Samuelsona, co można przypisywać w dużej części zbyt krótkim zestawom danych dostępnych do analizy. Możliwość wykorzystania długich prób, a także rozwój technik ekonometrycznych, sprawiły jednak, że wyniki uzyskiwane od lat 90. XX w. coraz częściej potwierdzały to zjawisko. Co więcej, zauważono, że siła efektu Balassy-Samuelsona rosła w przypadku badanych gospodarek po II wojnie światowej. Tłumaczono to m.in. zwiększeniem udziału dóbr wymiennych w rozwijających się gospodarkach oraz dynamicznym postępowaniem technologicznym w sektorze *tradables*. Oznacza to, że wraz ze wzrostem produktów narodowych rosły poziomy cen, a co za tym idzie zmiana ulegały kursy równowagi między gospodarkami. Zatem poszukując dowodów na spełnienie parytetu siły nabywczej, musimy uwzględnić występowanie trendu w kursie walutowym implikowanym przez parytet – założenie o stałym w czasie kursie równowagi może prowadzić do błędnych wyników. Jest to niezwykle ważny wniosek, którego który będzie podstawą rozważań w dalszej części pracy<sup>109</sup>.

<sup>108</sup> Pilbeam (1998), str. 157.

<sup>109</sup> Taylor i Taylor (2004), str. 20–21.

## 4

## Ewolucja modeli parytetu siły nabywczej

## 4.1. Wczesne badania empiryczne

Rozwój modeli służących empirycznej weryfikacji parytetu siły nabywczej jest związany ściśle zarówno z rozwojem teorii ekonomii, jak i doskonaleniem narzędzi analizy statystycznej i ekonometrycznej. Aż do późnych lat 70. XX w. próby formalnego opisu zależności między poziomem cen a kursem walutowym nie uwzględniały rozróżnienia między efektami krótko- i długookresowymi, mimo że parytet siły nabywczej uznawano powszechnie za zjawisko zachodzące w długim okresie. Przejściowe zaburzenia parytetu siły nabywczej określano jako ważne, jednak utożsamiano je wyłącznie ze składnikiem losowym modelu, co uniemożliwiało wprowadzenie dynamiki dostosowań kursu do parytetu siły nabywczej. Analiza zjawiska opierała się na estymacji klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK) równania:

$$s_t = \alpha + \beta p_t + \beta^* p_t^* + \xi_t, \quad (4.1)$$

gdzie  $\xi_t$  oznacza składnik losowy. Przedstawione równanie jest przykładem klasycznego modelu regresji liniowej, w którym zmienną objaśnianą jest logarytm nominalnego kursu walutowego ( $s_t$ ), zaś zmiennymi objaśniającymi są logarytmy krajowego ( $p_t$ ) oraz zagranicznego ( $p_t^*$ ) poziomu cen.

Równanie (4.1) jest wyprowadzone z uproszczonego zapisu absolutnej wersji parytetu siły nabywczej, przedstawionej wcześniej jako równanie (1.7). Zatem aby absolutna wersja parytetu mogła zostać uznana za spełnioną, parametry równania (4.1) muszą spełnić warunki:  $\alpha=0$  oraz  $\beta=1$ ,  $\beta^*=-1$ . Względna wersja parytetu zezwala z kolei, aby wyraz wolny był niezerowy ( $\alpha \neq 0$ ), zaś parametry  $\beta$  i  $\beta^*$  równały się co do wartości bezwzględnej i różniły znakami<sup>110</sup>.

Większość badań opartych na estymacji równania (4.1) sugerowała odrzucenie tezy o związku parytetu siły nabywczej z kursem walutowym. Jednak w 1978 r. Jacob Frenkel przedstawił odmienne wyniki dotyczące gospodarek w warunkach hiperinflacji<sup>111</sup>, estymując zmodyfikowaną postać równania (4.1):

$$s_t = \alpha + \beta(p_t - p_t^*) + \xi_t, \quad (4.2)$$

Frenkel otrzymał wartości parametru  $\beta$  bardzo zbliżone do jedności, co dawało podstawę do twierdzenia o spełnieniu parytetu siły nabywczej w przypadku długookresowego kursu walutowego. Tak obiecujące wyniki, otrzymane dla krajów borykających się z wysoką inflacją, uprawdopodobniałyby tezę o silniejszym związku parytetu siły nabywczej z kursem walutowym w sytuacji szybko rosnących poziomów cen, czyli gdy występuje dominacja szoków nominalnych nad realnymi.

Niestety, Frenkel pominął w swojej pracy kwestię stacjonarności składnika losowego modelu, a więc warunku niezbędnego do oceny poprawności otrzymanej regresji. Jeśli niektóre z szoków realnych wpływających na kurs walutowy okazałyby się stałe w czasie, oznaczałoby to niestacjonarność reszt modelu, a w konsekwencji odrzucenie parytetu siły nabywczej. Po drugie, Frenkelowi nie udało się otrzymać podobnych estymacji parametru  $\beta$  dla krajów o niskiej inflacji na podstawie danych z lat 70.<sup>112</sup> XX w. Niepowodzenie to tłu-

<sup>110</sup> Syczewska (2002), str. 45.

<sup>111</sup> Frenkel (1978), str. 169–191.

<sup>112</sup> Frenkel (1981), str. 148–151.

maczył występowaniem kombinacji przejściowych szoków realnych i zjawiska lepkich cen, a więc wpływem czynników krótkookresowych. Frenkel sugerował zatem prawdziwość parytetu siły nabywczej w długim okresie, mimo niejednoznacznych wyników badań.

Najpoważniejszą konsekwencją pominięcia testów stacjonarności zmiennych modelu może być otrzymanie tzw. regresji pozoranej. „Istotą tego zjawiska jest to, że zmienne niestacjonarne, nie związane ze sobą w sensie przyczynowo-skutkowym, mogą stwarzać pozory statystycznie istotnej zależności, jeśli na ich podstawie zostanie skonstruowany model”<sup>113</sup>. Zatem w przypadku niestacjonarności zmiennych modelu (4.1), wnioskowanie statystyczne przy pomocy KMNK może okazać się błędne.

Kolejnym etapem weryfikacji hipotezy o prawdziwości parytetu siły nabywczej stały się więc próby rozwiązania problemu niestacjonarności zmiennych. Po pierwsze przeprowadzono badania nad stacjonarnością realnego kursu walutowego, której potwierdzenie oznaczałoby zachodzenie parytetu siły nabywczej. W przeciwnym razie kurs walutowy okazałby się błędzeniem losowym (ang. *random walk*).

Dodatkowym problemem związanym z równaniem (4.1) okazało się ustalenie zmiennych objaśniających i zmiennej objaśnianej modelu. Okazuje się, że nie jest wcale oczywiste, która ze zmiennych powinna pojawić się po lewej stronie równania. Przykładowo, w pracy z 1978 r. Paul Krugman stwierdza, że główną przeszkodą w otrzymaniu parametru  $\beta$  bliskiego jedności jest niepełna egzogeniczność zarówno poziomu cen, jak i kursu nominalnego. Sugeruje zatem, że należy ograniczać testowanie parytetu siły nabywczej do przypadków, w których zdecydowanie dominują szoki monetarne (jak uczynił to Frenkel) bądź też zastosować estymację metodą zmiennych instrumentalnych<sup>114</sup>. Krugman zaproponował model zakładający elastyczność cen oraz aktywną politykę monetarną władz, które reagują na szoki realne zwiększeniem podaży pieniądza<sup>115</sup>, wywołując tym samym inflację. Estymując równanie (4.2) przy zastosowaniu zmiennych instrumentalnych, Krugman otrzymał wartości parametru  $\beta$  bliższe jedności niż w przypadku KMNK. Otrzymane wyniki nie dały jednak podstaw do przyjęcia teorii parytetu siły nabywczej.

## 4.2. Testowanie stacjonarności

Rozczarowanie wynikami pierwszych badań parytetu siły nabywczej oraz wyraźne błędy w procesie wnioskowania statystycznego dały impuls do zastosowania odmiennej koncepcji. Nowe podejście polegało na weryfikacji hipotezy zerowej, zgodnie z którą realny kurs walutowy jest procesem błędzenia losowego. Odrzucenie hipotezy zerowej oznaczałoby spełnienie parytetu siły nabywczej w długim okresie. W pierwszych publikacjach na temat stacjonarności kursu walutowego, autorstwa Richarda Rolla (1979)<sup>116</sup> oraz Michaela Adlera i Bruce'a Lehmana (1983)<sup>117</sup>, wykorzystywano proste modele autoregresyjne rzędu  $k$ , opisujące przyrosty realnego kursu walutowego:

$$\Delta q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta q_{t-1} + \dots + \alpha_k \Delta q_{t-k} + \xi_t, \quad (4.3)$$

gdzie  $k$  oznacza liczbę opóźnień, a  $\xi_t$  jest stacjonarną zmienną losową. Posługując się wartościami statystyk  $t$ -Studenta i  $F$  Snedecora, autorzy testowali hipotezę  $H_0: \alpha_j = 0$  dla każdego  $j$ . Wyniki testów nie pozwoliły odrzucić hipotezy zerowej, a więc nie znaleziono dowodów na spełnienie parytetu siły nabywczej. Wkrótce jednak rozwój badań nad stacjonarnością szeregów czasowych z przełomu lat 70. i 80. XX w. pozwolił opracować nowe metody testowania tego zjawiska.

<sup>113</sup> Welfe (2003), str. 349.

<sup>114</sup> Krugman (1978), str. 403.

<sup>115</sup> Innymi słowy, władze monetarne starają się minimalizować fluktuacje kursu walutowego, zwiększając podaż pieniądza w przypadku aprecjacji waluty krajowej i zmniejszając bazę monetarną, gdy zachodzi deprecjacja waluty.

<sup>116</sup> Roll (1979), str. 133–176.

<sup>117</sup> Adler i Lehman (1983), str. 1471–87.

Warto w tym momencie podkreślić zmianę, jaka nastąpiła w podejściu do analizy parytetu siły nabywczej. Testy stacjonarności zakładają weryfikację hipotezy zerowej – mówiącej, że realny kurs walutowy jest procesem błędzenia losowego – wobec hipotezy alternatywnej, która jest równoznaczna spełnieniu długookresowego parytetu siły nabywczej. Można śmiało powiedzieć, że nowe podejście odwracało dotychczasowe założenia; tym razem hipoteza  $\beta=1$  z podrozdziału 4.1. jest niejako przyjęta z góry (a nie testowana), zaś weryfikacji poddaje się (a nie zakłada z góry) hipotezę o stacjonarności realnego kursu walutowego, w postaci:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (4.4)$$

Od połowy do późnych lat 80. XX w. podstawowym narzędziem weryfikacji stacjonarności kursu walutowego był test Dickeya-Fullera oraz jego zmodyfikowana wersja, nazwana rozszerzonym testem Dickeya-Fullera (ang. *augmented Dickey-Fuller test*, ADF). Ostatecznie, proces generujący realny kurs walutowy sformułowano w następujący sposób:

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 q_{t-1} + \Phi(L)q_{t-1} + \xi_t, \quad (4.5)$$

gdzie  $L$  jest operatorem opóźnienia,  $\Phi(L)$  wielomianem opóźnień stopnia  $p$ , o współczynnikach  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ , zaś  $\alpha_i t$  to składnik trendu deterministycznego<sup>118</sup>. Przykładem zastosowania testu DF jest praca z 1988 r., w której Richard Meese i Kenneth Rogoff wykorzystują równanie (4.10) w postaci różnicowej:

$$\Delta q_t = \delta_0 + \delta_1 q_{t-1} + \delta_2 \Delta q_{t-1} + \delta_3 \Delta q_{t-2} + \xi_t \quad (4.6)$$

do weryfikacji hipotezy zerowej  $\delta_1=0$ , oznaczającej istnienie pierwiastka jednostkowego. Dla danych miesięcznych od lutego 1974 r. do marca 1986 r. Meese i Rogoff nie byli jednak w stanie odrzucić hipotezy pierwiastka jednostkowego dla kursów wymiany: dolar-marka, dolar-funt i dolar-jen<sup>119</sup>.

#### Test ilorazu wariancji

Alternatywną metodą badania niestacjonarności kursu walutowego jest test ilorazu wariancji, zaproponowany w 1988 r. przez Johna H. Cochrane'a<sup>120</sup>. Zakłada on, że w przypadku gdy realny kurs walutowy jest procesem błędzenia losowego, wariancja zmiany kursu walutowego między  $k$  okresami ( $\sigma_k^2$ ) będzie  $k$ -krotnie razy większa od wariancji zmiany jednookresowej ( $\sigma_1^2$ ). Test przyjmuje zatem prostą, nieparametryczną formę:

$$z(k) = \frac{1}{k} \frac{\sigma_k^2}{\sigma_1^2}, \quad (4.7)$$

gdzie  $k$  jest dodatnią liczbą całkowitą. Z założeń testu wynika, że iloraz (4.7) będzie równy jedności jeśli kurs walutowy jest niestacjonarny, zaś przyjmie wartości z przedziału (0, 1), gdy kurs posiada długookresowy poziom równowagi, do którego powraca.

#### Zastosowanie podejścia integracji ułamkowej

Trzecie narzędzie testowania stacjonarności wykorzystuje techniki stosowane w badaniach nad integracją ułamkową. Ich cechą charakterystyczną jest możliwość opisu szerszej grupy procesów stacjonarnych niż w przypadku standardowych testów pierwiastka jednostkowego. W związku z czym integracja ułamkowa uwzględnia nie tylko całkowite wartości parametrów integracji  $d$ , ale również dowolne wartości rzeczywiste z przedziału (0, 1). Realny kurs walutowy przyjmuje na potrzeby testów postać procesu ARFIMA<sup>121</sup>:

$$\Phi(L)(1-L)^d q_t = \Xi(L)\xi_t, \quad (4.8)$$

<sup>118</sup> Froot i Rogoff (1994), str. 9.

<sup>119</sup> Meese i Rogoff (1988), str. 936.

<sup>120</sup> Cochrane (1988), str. 893–920.

<sup>121</sup> Dokładne omówienie modelu ARFIMA, będącego uogólnieniem modelu ułamkowego ARIMA, znaleźć można w pracy: Kwiatkowski (1999), str. 157–171.

gdzie  $\Phi(L)$  oraz  $\Xi(L)$  są wielomianami opóźnień, zaś  $\xi_t$  to gaussowski biały szum o rozkładzie  $N(0, \sigma^2)$ . Funkcja autokowariancji dla procesów zintegrowanych ułamkowo maleje wolniej niż w przypadku procesów ARMA (proces autoregresyjny ze średnią ruchomą), jednak ponieważ są one stacjonarne, włączenie ich do testów hipotezy alternatywnej może zwiększyć szansę odrzucenia hipotezy pierwiastka jednostkowego. Dla  $d=0$  realny kurs walutowy zachowuje się zgodnie z procesem ARMA, opisanym za pomocą  $\Phi(L)$  i  $\Xi(L)$ . Z kolei dla  $d$ ,  $\Phi(L)$  oraz  $\Xi(L)$  równych jedności, mamy do czynienia z błędzeniem losowym.

Mimo stosowania coraz bardziej zaawansowanych modeli, rezultaty badań nad stacjonarnością kursów walutowych nie dostarczyły w większości przypadków dowodów potwierdzających zachodzenie parytetu siły nabywczej w długim okresie. Wykorzystując dane miesięczne z okresu kursów płynnych (po upadku systemu z Bretton Woods) dla walut krajów rozwiniętych, nie udało się odrzucić hipotezy o pierwiastku jednostkowym, co oznaczało stałość odchyłeń od parytetu siły nabywczej. Do takich wniosków doszli wspomniani wcześniej Meese i Rogoff, jak również np. Mark P. Taylor<sup>122</sup> w publikacji z 1988 r. oraz Nelson Mark<sup>123</sup> w 1990 r.

Na tym tle wyróżnia się praca z 1987 r., w której John Huizinga opisuje wyniki odrzucające tezę o błędzeniu losowym, uzyskane przy wykorzystaniu testu wariancji dla kursu dolara względem innych walut dla okresów krótszych niż 2 lata<sup>124</sup>. Istnieje jednak pogląd, że rezultat należy przypisywać długim i znaczącym wahaniom dolara w badanym okresie (od połowy lat 70. do połowy lat 80. XX w.)<sup>125</sup>. Badania nad walutami o usztywnionych bądź stabilizowanych kursach przyniosły znikome sukcesy. Wymienić tu należy wyniki Marka, opublikowane we wspomnianej wcześniej pracy, który dla kursu franka belgijskiego i marki niemieckiej w latach 1973–1988 odrzucił hipotezę błędzenia losowego przy 95% przedziale ufności, oraz publikację z 1993r., w której Abdur Chowdhury i Fabio Sdogati badali kursy trzech walut Europejskiej Unii Monetarnej (marka, frank, lir) i dolara amerykańskiego w latach 1979–1990. Autorom udało się wykazać, że kursy franka i lira względem marki niemieckiej nie zachowywały się zgodnie z procesem błędzenia losowego, w przeciwieństwie do kursów tychże walut wobec dolara amerykańskiego<sup>126</sup>.

### 4.3. Badania kointegracji

Zjawisko kointegracji jest uważane za wyznacznik długookresowej relacji równowagi między zmiennymi. Co więcej, cechą charakterystyczną zmiennych skointegrowanych jest tendencja powrotu na długookresowe ścieżki równowagi po zakłóceniach wywołanych czynnikami zewnętrznymi<sup>127</sup>. Te właściwości czynią kointegrację niezwykle cennym narzędziem w badaniach nad parytetem siły nabywczej, które weszło do użycia w drugiej połowie lat 80. XX w. Formalny opis zjawiska pojawił się po raz pierwszy w pracach Grangera<sup>128</sup> z 1986 r. oraz Engle'a i Grangera<sup>129</sup> z 1987 r.

Kointegracja występuje, jeśli dla dwóch lub więcej zmiennych niestacjonarnych istnieje kombinacja liniowa, która jest stacjonarna. Innymi słowy, niestacjonarność poszczególnych zmiennych „znosi się” nawzajem, ustanawiając długookresową relację równowagi między nimi. Na podstawie wcześniejszych wyników możemy założyć, że logarytmy nominalnego kursu walutowego ( $s_t$ ) oraz relatywnego poziomu cen w dwóch gospodarkach

<sup>122</sup> Taylor (1988), str. 1369–1381.

<sup>123</sup> Mark (1990), str. 115–136.

<sup>124</sup> Huizinga (1987), str. 149–214.

<sup>125</sup> Froot i Rogoff (1994), str. 10–11.

<sup>126</sup> Chowdhury i Sdogati (1993), str. 25–45.

<sup>127</sup> Welfe (2003), str. 350–351.

<sup>128</sup> Granger (1986), str. 213–228.

<sup>129</sup> Engle i Granger (1987), str. 251–276.



$(\pi_t = p_t - p_t^*)$  są niestacjonarne i zintegrowane w stopniu pierwszym<sup>130</sup>. Jeśli istnieje jednak taki parametr kointegracyjny, że ich kombinacja liniowa postaci:

$$s_t + \kappa \pi_t = z_t \quad (4.9)$$

jest stacjonarna, to mówimy wówczas, iż nominalny kurs walutowy oraz relatywny poziom cen są skointegrowane, co zapisujemy:  $CI(1,1)$ <sup>131</sup>. Kointegracja tych zmiennych będzie oznaczać istnienie wspólnego długookresowego poziomu równowagi, a więc spełnienie parytetu siły nabywczej.

Zgodnie z metodą Engle'a-Grangera występowanie kointegracji bada się za pomocą testów pierwiastka jednostkowego dla reszt modelu oszacowanego na podstawie równania (4.9). Zmienne są skointegrowane, jeśli tzw. błąd równowagi, a więc miara odchylenia wartości otrzymywanych w oszacowanym modelu od wartości równowagi (w naszym przypadku jest to warunek  $q_t = 0$ ), jest stacjonarny. W przeciwnym wypadku wartości kombinacji zmiennych nie podlegają żadnym ograniczeniom (mogą akumulować się bez końca), a więc oszacowana regresja jest pozorna.

Charakterystyczną cechą testów parytetu siły nabywczej opartych na kointegracji jest wprowadzenie do równania opisującego realny kurs walutowy parametru  $\kappa$ . Ponieważ może on przyjmować wartości różne od jedności, zależność między realnym kursem walutowym a relatywnym poziomem cen w dwóch gospodarkach staje się mniej sztywna. Przykładowo, wzrost relacji cen o 1% przełoży się na deprecjację waluty o  $\kappa\%$ , a więc skala reakcji będzie zależna od wielkości  $\kappa$ . Mimo że wprowadzenie parametru  $\kappa \neq 1$  może mieć negatywny wpływ na wyniki weryfikacji parytetu siły nabywczej, istnieją racjonalne podstawy uzasadniające jego użycie, wynikające np. z błędów pomiaru.

Pierwszy przypadek wynika z wyboru nieodpowiednich indeksów cenowych do analizy parytetu siły nabywczej. Mimo założenia, że publikowane wskaźniki cenowe są niedoskonałe, zaś teoretycznie „idealne” indeksy nie są dostępne, to jednak obydwie grupy pozostają ze sobą w pewnej relacji, a rozbieżność między nimi implikuje systematyczny błąd pomiaru i w konsekwencji nieproporcjonalny wpływ relacji cen na kurs walutowy ( $\kappa \neq 1$ ). Podobny mechanizm zachodzi w przypadku kosztów transportu – koszty te oddziałują na zyskowność arbitrażu na rynku dóbr, podnosząc ceny dóbr wymiennych. Ma to bezpośredni wpływ na nominalny kurs walutowy, który kształtuje się na poziomie wyższym niż to wynika z „czystej” relacji poziomów cen, obliczonej na podstawie odpowiednich indeksów<sup>132</sup>.

Najwcześniejsze wyniki badań nad kointegracją nie dowiodły istnienia żadnego poziomu równowagi długookresowej opartego na parytecie siły nabywczej dla danych z okresu kursów płynnych po II wojnie światowej (prace Taylora z 1988 r. i Marka z 1990 r.). Okazało się jednak, że za pomocą opisanej metody można stwierdzić zachodzenie parytetu dla międzywojennego okresu kursów płynnych<sup>133</sup>, kursu walutowego dolara amerykańskiego i kanadyjskiego w latach 1950–1961<sup>134</sup> oraz kursów walutowych państw o wysokiej inflacji<sup>135</sup>. Ponadto, badania nad kointegracją kursów walutowych i poziomów cen pozwoliły sformułować trzy podstawowe wnioski dotyczące analizowanych danych. Po pierwsze, hipoteza o braku kointegracji była trudniejsza do odrzucenia dla kursów płynnych niż stałych. Po drugie, w porównaniu z testami opartymi na CPI i delatorze PKB, wykorzystanie indeksu cenowego WPI zwiększało szansę stwierdzenia kointegracji. Fakt ten należy tłumaczyć mniejszym komponentem cen dóbr niewymiennych zawartym we wskaź-

<sup>130</sup> Taylor (1988), str. 1374–1375.

<sup>131</sup> W ogólności, zmienne uważa się za skointegrowane w stopniu  $d$ ,  $b$ , jeśli każda z nich jest zintegrowana w stopniu  $d$  i istnieje taki parametr kointegracyjny, że ich kombinacja liniowa jest zintegrowana w stopniu  $d-b$ , gdzie  $d \geq b > 0$ .

<sup>132</sup> Taylor (1988), str. 1371–1372.

<sup>133</sup> Taylor i McMahon (1988), str. 179–197.

<sup>134</sup> Choudhury, McNown i Wallace (1991), str. 558–563.

<sup>135</sup> McNown i Wallace (1989), str. 533–545.



niku WPI, co czyni z niego dużo bardziej idealny indeks z punktu widzenia parytetu siły nabywczej, niż CPI czy delator PKB.

Trzeci wniosek dotyczy liczby zmiennych wprowadzonych do modelu. Estymując równanie postaci (4.14), zakładamy występowanie w modelu dwóch zmiennych, a mianowicie kursu nominalnego i relatywnego poziomu cen, z czego wynika jeden parametr wektora kointegrującego  $\kappa$ . Okazuje się jednak, że zdecydowanie częściej uzyskiwano odrzucenie hipotezy o braku kointegracji dla równania postaci:

$$s_t - \mu p_t + \mu^* p_t^* = z_t, \quad (4.10)$$

mając w nim do czynienia z dwoma parametrami relacji kointegrującej,  $\mu$  oraz  $\mu^*$ , na które nie są nałożone żadne ograniczenia wynikające z symetrii bądź proporcjonalności<sup>136</sup>, oraz trzema zmiennymi: kursem nominalnym, poziomem cen krajowych i poziomem cen zagranicznych. Co więcej, najrzadziej kointegrację stwierdzano we wczesnych modelach zbudowanych na regresji liniowej (równanie (4.1)), w których współczynnik przy relacji cen między gospodarkami  $p_t - p_t^*$  miał z założenia równać się jedności, a więc w naszym przypadku  $\mu = -\mu^* = 1$ . Tym samym, im więcej zmiennych w modelu i im bardziej rozluźnione założenie symetrii i proporcjonalności, tym większa szansa wykrycia stacjonarności realnego kursu walutowego na podstawie kointegracji.

Mimo że powyższy wniosek skłaniałby do zaakceptowania testów kointegracji jako zdecydowanie przewyższających poprzednie koncepcje weryfikacji parytetu siły nabywczej, oszacowania parametrów  $\mu$  oraz  $\mu^*$  różnią się znacznie w poszczególnych badaniach nad kursami płynnymi po 1973 r., a w dodatku często przyjmują mało wiarygodne wartości. Wyraźna rozbieżność oszacowań parametrów (ich wartości były w większości przypadków wyższe od jedności) jest wręcz niemożliwa do uzasadnienia bądź interpretacji ekonomicznej. Froot i Rogoff, szukając wytłumaczenia tego zjawiska, podają jako przyczynę obciążenie estymatorów wynikające z niedostatecznie dużej próby<sup>137</sup>. Jako argument przytaczają wyniki uzyskane przez H. Kima., który badał realne kursy walutowe dolara amerykańskiego wobec dolara kanadyjskiego, franka, jena, lira i funta szterlinga, wyznaczone na podstawie CPI oraz WPI<sup>138</sup>. Wykorzystując dane dla długiego okresu próby, a mianowicie dla lat 1900–1987, Kim był w stanie nie tylko odrzucić hipotezę o braku kointegracji każdej z par walut, ale otrzymał również wartości współczynników zaskakująco bliskie jedności (oprócz współczynników dla kursu dolara kanadyjskiego).

Literatura badająca kointegrację pod kątem weryfikacji parytetu siły nabywczej nie zdołała dostarczyć wyników, które potwierdzałyby wyższość tej techniki nad testami stacjonarności. Podczas dalszych badań nad parytetem siły nabywczej, w centrum uwagi znalazł się problem niewystarczającej mocy testów.

#### 4.4. Problem niskiej mocy testów

Zakładając prawdziwość hipotezy parytetu siły nabywczej, realny kurs walutowy powinien wykazywać długookresową tendencję powrotu do poziomu równowagi. Innymi słowy, wszelkie krótko- i średniookresowe zakłócenia muszą być korygowane w długim horyzoncie czasowym przez siły arbitrażu na rynku dóbr i przepływy kapitału. Skuteczne uchwycenie tej cechy zależy jednak od czasu, w jakim odchylenia od kursu równowagi są niwelowane. Niestety, opisane wcześniej techniki badawcze nie starały się odpowiedzieć na pytanie, czy dostępne szeregi czasowe są wystarczającą podstawą do wnioskowania statystycznego. Ponieważ nie wiemy, czy próby są odpowiednio długie, aby można było rozpoznać dłu-

<sup>136</sup> Warunek symetrii i proporcjonalności przyjmuje postać  $\mu = \mu^* = 1$ . W przypadku modelu dwóch zmiennych (równanie (4.14)), obowiązuje tylko warunek symetryczności:  $\mu = -\mu^*$ .

<sup>137</sup> Froot i Rogoff (1994), str. 21–22.

<sup>138</sup> Kim (1990), str. 491–503.

gookresowe tendencje powrotu do kursu równowagi, negatywne wyniki dotyczące spełnienia parytetu siły nabywczej mogą okazać się pozbawione interpretacji.

Już w 1986 r. Jeffrey Frankel zauważył, że zbyt niska moc testów stacjonarności kursu walutowego nie pozwala rozstrzygnąć, czy założenie o długookresowym poziomie równowagi<sup>139</sup> jest słuszne. Gdy Frankel publikował swoją pracę zdecydowana większość badań wykorzystywała dane dotyczące jednego kursu wymiany – dla okresu kursów płynnych po 1973 r. Jednak jego zdaniem wnioskowanie na podstawie danych tylko jednej pary walut i co najwyżej 11-letniego przedziału czasowego może być niewystarczające, aby wykryć powolny powrót do kursu równowagi wynikający z parytetu siły nabywczej. Wykorzystując w swojej pracy dane dotyczące kursu dolara amerykańskiego do funta szterlinga dla długiej próby, obejmującej lata 1869–1984, odrzucił hipotezę pierwiastka jednostkowego na podstawie testu DF oraz wykazał, że realny kurs walutowy powraca do poziomu parytetu z prędkością 14% rocznie<sup>140</sup>. Oznacza to, że tzw. półokres wygasania odchyłeń od parytetu siły nabywczej<sup>141</sup> wynosi 4,6 roku.

Aby zilustrować wpływ długości próby na wyniki otrzymane w teście DF, Lucio Sarno i Mark P. Taylor posłużyli się metodą Monte Carlo i funkcją mocy testu<sup>142</sup>. W swojej symulacji wykorzystali model autoregresyjny pierwszego rzędu, oszacowany dla kursu funta szterlinga do dolara amerykańskiego przez Jamesa Lothiana i Marka P. Taylora<sup>143</sup>, postaci:

$$q_t = 0,179 + 0,887q_{t-1} + \hat{\epsilon}_t, \quad (4.11)$$

(0,049) (0,031)

gdzie  $\hat{\epsilon}_t$  jest resztą modelu o błędzie standardowym równym 7,1%, a liczby w nawiasach mówią o oszacowanych błędach standardowych poszczególnych parametrów. Współczynnik autokorelacji pierwszego rzędu ( $\rho$ ), który w przypadku procesu AR(1) jest równy współczynnikowi autoregresji, decyduje o tempie korekty odchyłeń kursu od poziomu równowagi. Realny kurs walutowy powraca do długookresowej średniej z prędkością  $1-\rho$ , co w naszym modelu oznacza około 11% w skali roku (półokres wygasania równy około 6 lat). Przy 95% przedziale ufności, oszacowania współczynnika autoregresji zawierają się między około 0,825 a 0,95, a więc kurs funta szterlinga do dolara amerykańskiego może być przedstawiony jako realizacja stacjonarnego procesu AR(1).

Sarno i Taylor posłużyli się modelem (4.11) do wygenerowania sztucznych szeregów czasowych opisujących zachowanie realnego kursu walutowego. Symulację przeprowadzili dla współczynników autoregresji ( $\rho$ ) równych 0,825, 0,887 i 0,95 oraz różnych długości prób  $T$ , przyjmując za wartość początkową  $q_0=0$ . Dla każdego ze współczynników uzyskali 10.000 sztucznych zestawów danych o długości  $T+100$ . Następnie, odrzucając 100 pierwszych obserwacji, obliczyli dla każdego zestawu danych statystykę DF. Moc testu wynika w naszym przypadku z ilości odrzuceń hipotezy zerowej o istnieniu pierwiastka jednostkowego dla zestawu 10.000 szeregów czasowych. Funkcja mocy testu wyznaczona przez Sarno i Taylora została przedstawiona w tabeli 4.1., a jej poszczególne wartości zapisano jako procentowy udział odrzuceń w próbie.

Wyniki z tabeli 4.1. pokazują wyraźnie, jak duży wpływ na skuteczność testu DF ma w przypadku realnego kursu walutowego długość okresu próby. Okazuje się, że badania z lat 80. XX w., wykorzystujące co najwyżej 15-letnie szeregi czasowe, miały niewielkie szanse (w granicach około 5–7,5%) na uchwycenie tendencji powrotu do średniej przez kurs walutowy. Innymi słowy, prawdopodobieństwo, że na podstawie szeregu o takiej dłu-

<sup>139</sup> Frankel (1986).

<sup>140</sup> Frankel (1986), str. 42.

<sup>141</sup> Oczekiwany czas, w którym odchylenie od parytetu siły nabywczej zostanie zniwelowane o 50%. Jeśli  $a$  i  $b$  to odpowiednio początkowe i końcowe procentowe odchylenie od równowagi, to ilość przedziałów między nimi wynosi:  $n = (\ln b - \ln a) / (\ln \rho)$ , gdzie  $\rho$  to współczynnik autoregresji. Zatem półokres odchylenia obliczamy ze wzoru:  $H = \ln(1/2) / (\ln \rho)$ .

<sup>142</sup> Sarno i Taylor (2003), str. 63–64.

<sup>143</sup> Lothian i Taylor (1996), str. 501.

gości nigdy nie zdołamy odrzucić hipotezy o błędzeniu losowym kursu walutowego, mimo że jest ona fałszywa (błąd II rodzaju), przekracza 93%. Co więcej, zwiększając długość próby nawet do 100 lat, dla współczynnika  $\rho=0,887$  wciąż mamy mniej niż 50% szans na odrzucenie hipotezy zerowej.

Tabela 4.1.

Empiryczna funkcja mocy testu DF

$\rho$	$T$								
	15	20	25	50	75	100	150	200	250
0,950	4,79	5,70	6,02	7,41	9,81	12,54	21,17	32,81	47,31
0,887	6,33	6,99	7,95	15,13	26,03	41,26	75,13	93,80	99,31
0,825	7,44	9,26	11,41	28,07	53,55	78,08	98,21	99,95	100,00

Źródło: Sarno i Taylor (2003), str. 63.

W celu przezwyciężenia problemu mocy testu zastosowano dwa różne podejścia. Pierwsze z nich koncentrowało się na badaniach długich szeregów czasowych, obejmujących zarówno lata przed, jak i po 1973 r. Z kolei zgodnie z drugą koncepcją analizowano jednocześnie kilka kursów walutowych dla tego samego, krótkiego w świetle zaprezentowanych wyników mocy testu, czasu<sup>144</sup>.

#### 4.4.1. Badania z wykorzystaniem długich zestawów danych

Podejście Jeffreya Frankela, którego pracę z 1986 r. można uznać za pionierską w dziedzinie badań nad długimi okresami, zastosowała m.in. Hali J. Edison<sup>145</sup>. Wykorzystując dane z lat 1890–1978 dla kursu dolara amerykańskiego względem funta szterlinga, Edison posłużyła się w swojej analizie modelem korekty błędem ECM (ang. *Error Correction Model*), w którym zmienną objaśnianą był przyrost logarytmu kursu nominalnego ( $\Delta s_t$ ). Funkcję regresorów pełniły przyrost logarytmu relatywnego poziomu cen z tego samego okresu ( $\Delta(p_t - p_t^*)$ ) oraz opóźniony o jeden okres realny kurs walutowy ( $s_{t-1} - p_{t-1} + p_{t-1}^*$ ):

$$\Delta s_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta(p_t - p_t^*) + \delta_2 (s_{t-1} - p_{t-1} + p_{t-1}^*). \quad (4.12)$$

Cechą charakterystyczną modeli ECM jest istnienie tzw. składnika korekty błędem. W równaniu (4.12) funkcję taką pełni opóźniony o jeden okres realny kurs walutowy, który można uznać za błąd równowagi kursu nominalnego, czyli miarę jego odchylenia od parytetu siły nabywczej z poprzedniego okresu. Błąd pełni rolę korygującą wobec zmiennej objaśnianej w przypadku, gdy model odchyła się od stanu równowagi, a więc wartość błędu jest różna od zera. Oszacowany parametr  $\delta_2=0,0866$  potwierdza teorię parytetu siły nabywczej, jednak oznacza również trwałość szoków oddziałujących na realny kurs walutowy – półokres wygasania wynosi w rozpatrywanym modelu aż około 7,3 roku.

We wspomnianej już pracy, Lothian i Taylor wykorzystują dane z lat 1791–1990 dla kursu dolara amerykańskiego do funta szterlinga oraz dla kursu franka francuskiego do funta z lat 1803–1990. O ile dla podokresów 1946–1990 i 1974–1990 nie są w stanie odrzucić hipotezy o błędzeniu losowym, o tyle dla pełnych szeregów czasowych, obejmujących odpowiednio 200 i 188 lat, hipoteza zostaje odrzucona przy standardowym poziomie istotności. Wniosek o zbyt małej sile testu w przypadku lat powojennych i po upłynięciu kursów walutowych (odejście od systemu Bretton Woods) Lothian i Taylor popierają dodatkowo wynikiem testu pierwiastka jednostkowego dla innych podokresów o długości około 45 lat: 1805–1950 i 1870–1913. Autorzy podają, że tylko dla drugiego z przedziałów i kursu frank-funt są w stanie odrzucić hipotezę zerową<sup>146</sup>.

<sup>144</sup> Choć jedna z koncepcji zwiększenia mocy testów zakładała wykorzystanie danych o większej częstotliwości, wyniki uzyskane za pomocą metody Monte Carlo podważyły jej skuteczność. Więcej w: Schiller i Perron (1985).

<sup>145</sup> Edison (1987), str. 376–387.

<sup>146</sup> Lothian i Taylor (2000), str. 495–498.

Zgodnie z wynikami Lothiana i Taylora, kursy funta szterlinga do franka i dolara są realizacją stacjonarnego procesu autoregresyjnego pierwszego stopnia. Oszacowania współczynników autoregresji wskazują, że szoki, którym podlega realny kurs walutowy, są korygowane w tempie 23% rocznie (półokres wygasania równy niecałe 3 lata) dla kursu frank-funt i, zgodnie z równaniem (4.11), 11% rocznie (półokres wygasania równy około 6 lat) dla kursu funt-dolar. Autorzy interpretują różnicę w tempie powrotu do kursu równowagi dla obydwu walut jako odzwierciedlenie tradycyjnie dużej roli, jaką odgrywała Francja w stosunkach handlowych z Wielką Brytanią, co związane jest również z bliskim położeniem geograficznym.

Głównym argumentem przeciwko wykorzystywaniu długich prób jest to, że wnioskowanie odbywa się na podstawie danych pochodzących z różnych systemów walutowych. Mowa tu zarówno o systemach kursów płynnych i stałych, jak i o różnych odmianach waluty kruszcowej (np. *Gold Standard*, bimetalizm), które przeplatały się w historii gospodarek krajów rozwiniętych. Aby zweryfikować zasadność tego zarzutu Lothian i Taylor posłużyli się testem stabilności parametrów strukturalnych modelu (test Chowa), który daje odpowiedź, czy model poprawnie opisuje proces w całym okresie próby. Autorzy stwierdzili na tej podstawie, że połączenie w jednej próbie danych z okresów różnych systemów walutowych nie powoduje zmiany parametrów modelu.

Mimo pomyślnych wyników testu Chowa, Lothian i Taylor zidentyfikowali dodatkowe zagrożenie płynące z zastosowania długich szeregów czasowych. Zauważyli, że mimo odrzucenia hipotezy o pierwiastku jednostkowym dla całej próby, realny kurs walutowy mógł w niektórych podokresach (zbyt krótkich, aby mogły wyraźnie wpłynąć na wyniki analizy całego szeregu czasowego) zachowywać się jak proces błądzenia losowego. Tym samym autorzy chcieli zweryfikować następującą tezę: kurs walutowy po 1973 r. był procesem błądzenia losowego, jednak niestacjonarności nie udało się wykryć, badając szereg czasowy o długości 200 lat.

**Tabel 4.2.**  
**Wartości RMSE prognozy realnego kursu walutowego dla lat 1974–1990**

Długość prognozy (lata)	Stacjonarny Proces Autoregresyjny (1)	Proces błądzenia losowego (2)	(1)/(2)
<b>Dolar/Funt</b>			
1	9,63	10,12	0,95
2	14,97	16,72	0,89
3	18,94	22,27	0,85
4	20,48	25,74	0,79
5	20,25	26,86	0,75
<b>Frank/Funt</b>			
1	5,41	5,53	0,97
2	8,48	8,93	0,95
3	10,29	11,60	0,88
4	11,56	14,98	0,77
5	12,92	18,27	0,71

Źródło: Lothian i Taylor (2000), str. 504.

Przy założeniu, że proces błądzenia losowego najlepiej opisuje zachowanie kursów po 1973 r., prognoza stworzona na podstawie modelu błądzenia losowego powinna być bliższa wartościom empirycznym niż prognoza oparta na oszacowanym modelu autoregresyjnym. Lothian i Taylor użyli zatem obydwu modeli (współczynniki modelu autoregresyjnego oszacowano na podstawie danych do 1973 r.) w celu uzyskania prognoz o długości od jednego roku do pięciu lat, dla każdego roku po upłynięciu kursów walutowych (1974–1990). Jako miarę błędu prognozy wykorzystali pierwiastek błędu średniokwadratowego.

towego (RMSE), którego wartości przedstawia tabela 4.2. Widzimy wyraźnie, że dla obydwu kursów walutowych model autoregresyjny generuje prognozy lepsze niż proces błędzenia losowego. Co więcej, w miarę jak zwiększa się horyzont prognozy, rośnie przewaga modelu AR(1) mierzona wielkością RMSE: od 3–5% dla prognozy jednorocznej, do 25–29% w przypadku 5 lat (trzecia kolumna w tabeli 4.2). Możemy zatem wnioskować, że dla badanego okresu 200 lat rozpatrywane kursy walutowe były stacjonarne zarówno przed, jak i po upadku systemu z Bretton Woods.

Krytyka stosowania coraz dłuższych szeregów czasowych dotyczyła także doboru danych. Ponieważ skonstruowanie próby o długości często powyżej 100 lat jest utrudnione ze względu na brak odpowiednich źródeł, naukowcy byli zmuszeni sięgać po dane dotyczące walut krajów, które od zawsze znajdowały się w czołówce najlepiej rozwiniętych. Z reguły tylko w ich przypadku można było opracować wystarczająco długie szeregi czasowe. Tym samym z badań wykluczono waluty krajów, które po latach stagnacji bądź zapaści gospodarczej przeżywały okres dynamicznego rozwoju (np. Japonia) lub, należąc do gospodarczej czołówki, straciły swój status (np. Argentyna). Łatwo zauważyć, że mowa o krajach, w których prawdopodobieństwo wystąpienia efektu Balassy-Samuelsona, czyli drastycznych zmian w poziomie cen sektora dóbr niewymiennych, była największa. Badania nie obejmowały zatem kursów walut krajów mogących stanowić przykład na niespełnienie długookresowego parytetu siły nabywczej.

Ten niereprezentatywny dobór kursów do badań nad długimi okresami Froot i Rogoff określili mianem „*survivorship bias*”. W naszym przypadku termin oznacza takie obciążenie próby, które wynika z nieświadomego uwzględnienia wyłącznie przykładów potwierdzających parytet siły nabywczej. Aby przybliżyć problem, Froot i Rogoff przeprowadzili test ADF dla kursu australa argentyńskiego do dolara amerykańskiego i funta szterlinga z lat 1913–1988. Wartość australa wykazywała aż do lat 80. XX w. wyraźny trend spadkowy, którego tempo wynosiło niecały 1% rocznie. Mimo zastosowania długiego przedziału czasowego, autorzy nie byli w stanie odrzucić hipotezy błędzenia losowego dla obydwu kursów waluty argentyńskiej. Ich zdaniem parytet siły nabywczej może nie znaleźć zastosowania w odniesieniu do walut krajów, których dochód narodowy podlegał znacznym zmianom w porównaniu do reszty świata<sup>147</sup>. Ze względu na brak analizy innych kursów walutowych, powyższą hipotezę należy traktować raczej jako wyzwanie dla przyszłych badaczy. Nie ulega jednak wątpliwości, że zwrócenie uwagi na efekt Balassy-Samuelsona oraz jakość danych wykorzystywanych w testach pierwiastka jednostkowego sygnalizowało ważny kierunek w badaniach nad parytetem siły nabywczej. Zagadnienia te zostaną opisane w dalszej części pracy.

#### 4.4.2. Metody panelowe

Możliwość wystąpienia trudnych do uchwycenia zmian strukturalnych w modelach opisujących długie próby była główną motywacją stworzenia wiarygodnych testów wyłącznie dla okresu po upadku Bretton Woods. W tym celu zastosowano dane panelowe. Okazało się bowiem, że moc tradycyjnych testów pierwiastka jednostkowego można wydatnie zwiększyć, analizując w wybranym okresie „zestaw” kilku kursów walutowych.

Przyjąć możemy, że jako pierwszy podejście panelowe zastosował Craig S. Hakkio, który przy pomocy uogólnionej metody najmniejszych kwadratów (UMNK) testował stacjonarność systemu czterech kursów walutowych dolara amerykańskiego w odniesieniu do: funta szterlinga, dolara kanadyjskiego, marki niemieckiej i korony szwedzkiej<sup>148</sup>. Hakkio zakładał skorelowanie reszt modeli poszczególnych kursów, co tłumaczył istnieniem szoków o zasięgu światowym, wpływających na wszystkie waluty krajów rozwiniętych (np. ogólnoswiatowa recesja). Ponadto, w sytuacji postępującego zintegrowania gospodarek i rynków finansowych, następuje transmisja szoków między różnymi krajami. Z kolei wyko-

<sup>147</sup> Froot i Rogoff (1994), str. 16–17.

<sup>148</sup> Hakkio (1982).

rzystanie jako waluty bazowej dolara amerykańskiego sprawia, że jakiegokolwiek zmiany stanu gospodarki amerykańskiej znajdują odzwierciedlenie we wszystkich badanych kursach<sup>149</sup>. Jednak na podstawie dobranego zestawu walut Hakkio nie był w stanie odrzucić hipotezy zerowej o błędzeniu losowym testowanych kursów walutowych.

Dużo lepsze wyniki, przy zastosowaniu metody panelowej, otrzymali Niso Abuaf i Philippe Jorion, testujący model złożony z 10 procesów AR(1) dla dolara amerykańskiego jako waluty bazowej<sup>150</sup>. Autorzy przyjęli dodatkowe ograniczenie – współczynniki autoregresji są w przypadku każdego kursu identyczne, co ma wynikać ze skorelowania zakłóceń losowych. Aby w pełni wykorzystać informacje na temat korelacji między poszczególnymi równaniami, zastosowali metodę<sup>151</sup> regresji pozornie niezależnych SUR (ang. *Seemingly Unrelated Regressions*), która pozwala na łączną estymację wszystkich równań modelu jednocześnie, przez co jej estymator jest bardziej efektywny niż MNK obliczany dla poszczególnych równań. Metoda SUR polega w naszym przypadku na oszacowaniu wspólnego parametru dla zestawu 10 równań postaci:

$$q_{i,t} = \alpha_{i,0} + \alpha q_{i,t-1} + \xi_{i,t}, \quad (4.13)$$

gdzie  $i=1, \dots, 10$ , za pomocą UMNK. Zakłada ponadto wykorzystanie oszacowanej macierzy kowariancji reszt modelu, którą otrzymano na podstawie pojedynczych oszacowań KMNK.

Abuaf i Jorion testowali hipotezę ogólną, zakładającą niestacjonarność realnych kursów walutowych we wszystkich 10 przypadkach, dla danych miesięcznych z lat 1973–1987. Otrzymane wyniki pozwoliły odrzucić hipotezę zerową, niemniej oszacowane wartości pierwiastka były bardzo bliskie jedności – wahały się od 0,98 do 0,99, co oznacza półokres wygasania odchyłeń równy około 34–69 miesięcy<sup>152</sup>. Jednak za pomocą symulacji Monte Carlo wykazali istotny wzrost mocy testu DF dla modelu składającego się z dziesięciu procesów AR(1), w porównaniu do testu opartego na jednym kursie walutowym i tym samym przedziale czasowym. Wyniki w tabeli 4.3 przedstawiają funkcję mocy dla statystyki DF:  $\rho_{\mu} = T(\alpha - 1)^{153}$ , gdzie subskrypt  $\mu$  oznacza występowanie wyrazu wolnego, zaś  $T$  jest wielkością próby i w naszym przypadku wynosi 180 miesięcy. Statystyka została obliczona na podstawie symulacji modelu regresji (4.12) dla różnych wartości współczynnika autoregresji  $\alpha$  i 1000 powtórzeń.

**Tabela 4.3.**

**Empiryczne funkcje mocy testu DF dla jednego równania (estymacja KMNK) i zestawu 10 równań o identycznym współczynniku (estymacja UMNK)**

		Poziom istotności: 5%					Poziom istotności: 10%				
		$\alpha =$					$\alpha =$				
		0,90	0,95	0,98	0,99	1,00	0,90	0,95	0,98	0,99	1,00
KMNK	$\rho_{\mu}$	90,70	39,50	16,50	8,50	4,50	98,10	60,60	29,70	16,50	9,50
UMNK	$\rho_{\mu}$	100,00	100,00	95,30	44,20	4,60	100,00	100,00	98,30	61,70	9,20

Źródło: Abuaf i Orion (1990), str. 163.

Otrzymana funkcja mocy testu ukazuje wyższość metody panelowej nad testami pojedynczych równań. Ponieważ test DF jest tym słabszy, im bliższa jedności jest wartość współczynnika autoregresji, szczególnie ważne są wyniki symulacji otrzymane dla wysokich parametrów  $\alpha$ . Metoda panelowa pozwala poprawnie odrzucić hipotezę błędzenia losowego aż w 95,3% przypadków, gdy szereg czasowy został wygenerowany przez proces AR(1) o współczynniku autoregresji równym 0,98. Skuteczność testu DF dla jednego

<sup>149</sup> Hakkio (1982), str. 7.

<sup>150</sup> Abuaf i Jorion (1990), str. 157–174.

<sup>151</sup> Zellner (1962), 57, str. 348–68.

<sup>152</sup> Abuaf i Jorion podają, że dla lat 1900–1972 i danych rocznych półokres wygasania wyniósł około 3,3 roku.

<sup>153</sup> Przedstawiona statystyka pochodzi z pracy: Fuller (1976).

kursu walutowego i tej samej wartości  $\alpha$  wynosi jedynie 16,5%. Co więcej, dla niższych pierwiastków, równych 0,90 i 0,95, testowanie 10 kursów walutowych jednocześnie daje 100% pewność poprawnego zidentyfikowania ich stacjonarności. Z kolei w przypadku jednego równania szacowanego metodą KMNK, prawdopodobieństwo popełnienia błędu II rodzaju wynosi 9,7% dla  $\alpha=0,90$  i aż 60,5% dla  $\alpha=0,95$ .

Autorzy podkreślają, że zwiększona moc testu DF w badaniach panelowych wynika z bardziej skoncentrowanego rozkładu estymatora UMNK w porównaniu do oszacowań współczynnika autoregresji KMNK. Z tego względu wartości krytyczne testu DF w metodzie panelowej są wyższe, zaś błędy standardowe niższe<sup>154</sup>. Innymi słowy, testowanie hipotezy zerowej na podstawie informacji zawartych w modelu wielowymiarowym zmniejsza rozproszenie rozkładu oszacowań współczynnika  $\alpha$ , a więc zwiększa prawdopodobieństwo odrzucenia błędnej hipotezy zerowej.

Wyniki otrzymane przez Abuafa i Joriona stały się bodźcem do rozwoju badań nad parytetem siły nabywczej z wykorzystaniem danych panelowych. Przykładowo Jeffrey Frankel i Andrew Rose zastosowali metodę uogólnienia testu pierwiastka jednostkowego dla modelu wielowymiarowego, opartego na danych dotyczących wskaźników CPI oraz nominalnych kursów walutowych 150 krajów, z dolarem amerykańskim jako walutą bazową. Dla danych rocznych z lat 1948–1992 autorzy odrzucili hipotezę pierwiastka jednostkowego, zaś półokres wygasania odchyłeń od parytetu siły nabywczej oszacowali na poziomie około 4 lat<sup>155</sup>. Z kolei Yangru Wu, wykorzystując dane o różnej częstotliwości dla 18 krajów i okresu po upadku Bretton Woods (lata 1974–1993 dla danych miesięcznych i kwartalnych, oraz 1974–1992 w przypadku danych rocznych), stwierdził, że połowa odchylenia od poziomu parytetu zostaje skorygowana w ciągu około 2,5 roku<sup>156</sup>. Co więcej, na otrzymane wyniki nie mają wpływu częstotliwość danych oraz rodzaj użytego wskaźnika poziomu cen<sup>157</sup>.

Przekonującą krytykę opisanej metodologii badań panelowych przedstawili Sarno i Taylor, którzy udowodnili błędy w interpretacji testów stosowanych m.in. przez Abuafa i Joriona<sup>158</sup>. Autorzy zwrócili uwagę, że testując hipotezę zerową o niestacjonarności wszystkich rozpatrywanych realnych kursów walutowych, jesteśmy w stanie ją odrzucić, jeśli choć jeden z szeregów czasowych jest stacjonarny. Tak więc opisane wcześniej wyniki badań nie muszą wcale dowodzić zachodzenia parytetu siły nabywczej, mogą jedynie potwierdzić, że w grupie analizowanych kursów walutowych co najmniej jeden nie był procesem błędzenia losowego. Na podstawie zastosowanych testów nie potrafimy jednak stwierdzić czy liczba stacjonarnych kursów była równa liczbie kursów walutowych w próbie, a tym bardziej, które z szeregów czasowych były rzeczywiście stacjonarne.

Taylor i Sarno poparli swoją krytykę wynikami symulacji Monte Carlo modelu oszacowanego dla kursu dolara względem franka francuskiego, marki niemieckiej, jena i funta szterlinga, oraz próby o długości odpowiadającej okresowi kursów płynnych po 1973 r. Okazuje się, że obecność w badanej grupie jednego kursu stacjonarnego oraz trzech kursów z pierwiastkiem jednostkowym pozwoliła odrzucić hipotezę o niestacjonarności wszystkich kursów w 65% wygenerowanych przypadków, przy 5% poziomie istotności i dla wysokiego pierwiastka procesu stacjonarnego równego 0,95. W sytuacji gdy pierwiastek przyjmował wartości równe bądź niższe od 0,9, hipotezę zerową odrzucono aż w 95% symulacji<sup>159</sup>.

Aby rozwiązać problem wnioskowania statystycznego na podstawie danych panelowych, Taylor i Sarno wykorzystują dwa testy dla modeli wielowymiarowych o mocy większej niż tradycyjne testy dla jednego kursu walutowego, co wykazują za pomocą symulacji Monte Carlo. Pierwszy z nich oparty jest na uogólnionym teście ADF, jednak w przeciwień-

<sup>154</sup> Abuaf i Jorion (1990), str.164–165.

<sup>155</sup> Frankel i Rose (1995).

<sup>156</sup> Wu (1996), str. 58–62

<sup>157</sup> Wu przeprowadził odrębną analizę dla CPI i WPI (w przypadku WPI dane dostępne były tylko dla 17 krajów).

<sup>158</sup> Sarno i Taylor (1998), str. 131–137; Taylor i Sarno (1998), str. 281–312.

<sup>159</sup> Taylor i Sarno (1998), str. 300–301.



stwie do metody Abuafa i Joriona współczynniki autokorelacji nie muszą być identyczne dla każdego kraju, a do opisu realnego kursu walutowego zastosowano proces autoregresyjny czwartego rzędu AR(4). Mimo że hipoteza zerowa została odrzucona, autorzy wciąż nie są w stanie określić dla ilu kursów i dla których z nich został spełniony parytet siły nabywczej.

Podstawą drugiego testu jest rozwinięcie metody Johansena, wykorzystanej przez Taylora i Sarno jako test pierwiastka jednostkowego dla modelu wielowymiarowego. W przypadku systemu  $N$  zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym,  $I(1)$ , liczba niezależnych wektorów kointegrujących  $R$  wynosi od zera do  $N-1$ . Jeśli jednak  $R=N$ , oznacza to, że wszystkie zmienne w modelu są stacjonarne (zintegrowane w stopniu zerowym)<sup>160</sup>. Wykorzystując ten fakt, Taylor i Sarno testują hipotezę zerową o liczbie niezależnych wektorów kointegrujących równej bądź mniejszej od  $N-1$ . Jest ona tożsama z hipotezą, że przynajmniej jeden z kursów walutowych w modelu jest niestacjonarny. Odrzucenie hipotezy zerowej w tak skonstruowanym teście oznacza, że wszystkie rozpatrywane szeregi czasowe są stacjonarne. Stosując test dla czterech realnych kursów walutowych względem dolara, obliczonych na podstawie wskaźników CPI, autorzy odrzucili hipotezę zerową przy 1% poziomie istotności. Tym samym dowiedli, że w systemie kursów płynnych po 1973 r. kursy walutowe powracają do poziomu określonego przez parytet siły nabywczej.

#### 4.5. Paradoks długich półokresów wygasania

Wymienione w niniejszym podrozdziale metody zmierzające do zwiększenia mocy testów stacjonarności kursu walutowego, zaowocowały obszernymi badaniami empirycznymi przemawiającymi za prawdziwością hipotezy parytetu siły nabywczej. Mimo że przytoczona krytyka podważa otrzymane wyniki, na uwagę zasługuje szczególna zgodność oszacowań półokresów wygasania dla odchyłeń od parytetu siły nabywczej. Możemy śmiało przyjąć, że w większości publikacji czas, w jakim jest korygowana połowa odchylenia przyjmuje wartość około 3–5 lat. W artykule z 1996 r. Kenneth Rogoff uznaje ten fakt za swoisty paradoks – według niego nie da się pogodzić ogromnej, krótkoterminowej zmienności realnego kursu walutowego z niezwykle powolnym tempem wygasania szoków i spowodowanych nimi odchyłeń od parytetu siły nabywczej<sup>161</sup>.

Rogoff stwierdza, że tego zjawiska nie da się wytłumaczyć występowaniem szoków nominalnych bądź realnych. Szok nominalny silnie wpływa na realny kurs walutowy tylko do momentu wystąpienia odpowiedniego dostosowania ze strony lepkich cen i płac nominalnych. Jednak reakcja cen i płac zachodzi w czasie krótszym niż oszacowany półokres wygasania, nawet pomimo braku pełnej elastyczności dopasowań. Zakładając z kolei, że najważniejszą rolę w gospodarce odgrywają szoki realne, otrzymujemy racjonalne wytłumaczenie długotrwałości odchyłeń od parytetu siły nabywczej, mimo że nie jesteśmy w stanie wyjaśnić krótkookresowej zmienności realnego kursu walutowego – takie czynniki jak zmiany preferencji konsumentów czy postęp techniczny nie wykazują przecież w krótkim okresie równie dużych wahań.

Według Rogoffa istnieją trzy teorie, które rzucają światło na zachowanie realnego kursu walutowego w kontekście parytetu siły nabywczej:

- efekt Balassy-Samuelsona;
- długotrwały deficyt na rachunku obrotów bieżących, będący przyczyną deprecjacji realnego kursu walutowego;
- wpływ wydatków budżetowych na realny kurs walutowy – ponieważ wydatki sektora publicznego dotyczą głównie dóbr niewymiennych, ich zwiększenie wywołuje wzrost realnego kursu walutowego<sup>162</sup>.

<sup>160</sup> Więcej na temat wektorów kointegrujących w modelu korekty równowagą (VEqCM), który jest algebraicznym przekształceniem wektorowego modelu autoregresyjnego (VAR), w: Wolfe (2003), str. 354 i nast.

<sup>161</sup> Rogoff (1996), str. 647.

<sup>162</sup> Efekt ten jest uważany za krótkotrwały oraz uzależniony od niedoskonałości w przepływie kapitału i siły roboczej. W długim okresie wpływ na realny kurs walutowy mają już tylko czynniki podażowe.



W przypadku efektu Balassy-Samuelsona różnice produktywności w sektorze dóbr wymiennych i niewymiennych danego kraju oraz między gospodarkami mogą powodować stałe odchylenia od parytetu siły nabywczej w wersji absolutnej. Jest to szczególnie widoczne na przykładzie krajów przeżywających ożywiony rozwój gospodarczy i nastawionych na wymianę międzynarodową, takich jak Japonia po II wojnie światowej. Mimo że wyniki badań empirycznych nie są jednoznaczne, przez co skala efektu Balassy-Samuelsona jest trudna do określenia, wykorzystanie tej teorii w badaniach zwróciło uwagę na wpływ zmian strukturalnych na kurs równowagi.

#### 4.5.1. Występowanie trendostacjonarności i zmian strukturalnych

Dotychczasowe testy stacjonarności realnego kursu walutowego zakładały istnienie stałego poziomu równowagi, wokół którego dochodzi do odchyżeń. Koncepcja Balassy-Samuelsona sugeruje jednak, że wpływ czynników realnych może prowadzić do zmian realnego kursu równowagi w czasie. W konsekwencji kurs walutowy może wykazywać trendostacjonarność, a zatem odchylenia będą się koncentrować wokół stałego, deterministycznego trendu. Model realnego kursu walutowego uwzględniający taki trend zaproponował Maurice Obstfeld<sup>163</sup>. Innym przykładem jest praca Jamesa Lothiana i Marka Taylora, w której autorzy, szacując model AR(1) na podstawie kursu dolara amerykańskiego do funta szterlinga dla 200 lat, najniższy półokres wygasania (2,5 roku) otrzymali dzięki uwzględnieniu trendu nieliniowego<sup>164</sup>.

Uwzględnienie deterministycznego trendu wymaga zastosowania zmodyfikowanego testu DF, zwanego w skrócie UMNK-DF<sup>165</sup>. Jest to test o wysokiej mocy, który opiera się na równaniu regresji testu ADF:

$$(1-L)\tilde{y}_t = \alpha_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i (1-L)\tilde{y}_{t-i} + \xi_t, \quad (4.14)$$

w którym za testowany szereg czasowy  $\tilde{y}_t$  podstawia się:

$$\tilde{y}_t = y_t - \hat{\beta} d_t, \quad (4.15)$$

gdzie  $d_t$  oznacza deterministyczny trend, zaś  $\hat{\beta}$  jest parametrem oszacowanym za pomocą UMNK<sup>166</sup>. Wykorzystując tę metodę dla kursów 20 walut z lat 1892–1996, Alan Taylor odrzucił hipotezę o pierwiastku jednostkowym w niemal wszystkich przypadkach. Co więcej, średni półokres wygasania dla badanych kursów wyniósł około 2,6 roku<sup>167</sup>. Tym samym Taylor wykazał trendostacjonarność badanych kursów walutowych oraz stwierdził empirycznie, że zmienność kursów walutowych wynika z szoków stochastycznych, których natężenie zmieniło się na przestrzeni badanego okresu zgodnie ze zmianami systemów walutowych<sup>168</sup>.

Wprowadzenie trendu do teorii parytetu siły nabywczej nie jest jedyną modyfikacją wynikającą z modelu Balassy-Samuelsona. Szoki realne, takie jak nagły wzrost produktywności związany z postępem technicznym, są odpowiedzialne za zmiany strukturalne, które w sposób trwały wpływają na poziom kursu równowagi. Pojawia się zatem pytanie, czy w przypadku definitywnej zmiany średniej lub trendu, wokół których oscyluje realny kurs walutowy, możemy wciąż mówić o długookresowym parytecie siły nabywczej. Natalie Hegwood oraz David Papell, argumentując za nowym podejściem do teorii parytetu, prezentują wyniki badań, które wskazują, że realne kursy walutowe są stacjonarne bez trendu, jednak średni długookresowy kurs walutowy może podlegać wielokrotnym zmianom pod

<sup>163</sup> Obstfeld (1993).

<sup>164</sup> Lothian i Taylor (2000), str. 763.

<sup>165</sup> Elliott, Rothenberg i Stock (1996), str. 813–836.

<sup>166</sup> Cheung i Lai (1998), str. 606.

<sup>167</sup> Taylor (2000), str. 9–15.

<sup>168</sup> Taylor wykazał, że półokresy wygasania były zaskakująco stałe w całym badanym okresie. Zatem długotrwałość odchyżeń od parytetu siły nabywczej musiała być wynikiem czynników stochastycznych, których siłę obrazowały wysokie wartości sum kwadratów reszt dla systemów kursów płynnych.

wpływem szoków. Ponadto, półokresy wygasania okazały się dużo krótsze dla modeli ze zmiennym kursem równowagi niż przy założeniu stałego kursu równowagi<sup>169</sup>.

Analizę problemu zmian strukturalnych oraz trendostacjonarności kursów walutowych przedstawili David Papell i Ruxandra Prodan w pracy analizującej realne kursy walutowe 16 państw z dolarem amerykańskim jako waluta bazową, na podstawie szeregów czasowych o długości od 107 do 129 lat<sup>170</sup>. Oprócz klasycznych testów stacjonarności metodą ADF (dla wariantu z trendem i bez), Papell i Prodan wykorzystują testy pierwiastka jednostkowego dopuszczające istnienie jednej bądź dwóch zmian strukturalnych oraz dwóch zmian strukturalnych z ograniczeniami nałożonymi w taki sposób, aby zweryfikować hipotezę o powrocie kursu walutowego do stałej średniej.

Oszacowanie modelu realnego kursu walutowego z jedną zmianą strukturalną odbywa się w dwóch etapach. Dla wartości określającej czas zmiany strukturalnej  $t_0$ , gdzie  $0,1T < t_0 < 0,9T$  ( $T$  oznacza wielkość próby), deterministyczna część szeregu czasowego zostaje usunięta za pomocą regresji:

$$q_t = \mu + \gamma D + \tilde{y}_t, \quad (4.16)$$

gdzie  $D$  jest zmienną pomocniczą taką, że  $D=1$ , jeśli  $t > t_0$ , i  $D=0$  w przeciwnym przypadku. Usunięcie z dziedziny  $t_0$  10% początkowych i końcowych elementów szeregu czasowego ma zapobiec wykryciu pozornej zmiany strukturalnej na krańcach próby. Test pierwiastka jednostkowego polega na obliczeniu statystyki  $t$  przy hipotezie zerowej  $\delta_0=0$  dla regresji postaci:

$$\Delta \tilde{y}_t = \sum_{i=0}^p \omega_i D(t_0)_{t-i} + \delta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \xi_t, \quad (4.17)$$

gdzie  $D(t_0)_t = 1$ , jeśli  $t > t_0$ , i  $D(t_0)_t = 0$  w przeciwnym przypadku. Statystyka  $t$  jest obliczana dla wszystkich dopuszczalnych  $t_0$  w celu określenia takiego czasu zmiany strukturalnej, dla którego przyjmuje ona najniższą wartość (największa podstawa do odrzucenia hipotezy zerowej o pierwiastku jednostkowym).

Aby przeprowadzić test pierwiastka jednostkowego z dodatkowym uwzględnieniem istnienia trendu, powtarzamy opisaną procedurę, dodając założenie o dopuszczeniu zmian wyrazu wolnego w nieznanym momencie. Regresja (4.17) przyjmuje wówczas postać:

$$q_t = \mu + \beta t + \gamma D + \tilde{y}_t, \quad (4.18)$$

przy tej samej dziedzinie  $t_0$ . Statystyka  $t$  jest obliczana również dla regresji (4.17) z zachowaniem tej samej procedury.

Analogicznie do modelu (4.17)–(4.18) jest skonstruowany test pierwiastka jednostkowego w przypadku dwóch zmian strukturalnych. Tym razem momenty zmian określone są jako  $t_1$  oraz  $t_2$ , przy założeniu  $0,1T < t_0 < 0,9T$  ( $T$  oznacza wielkość próby, zaś  $i=1,2$ ), natomiast regresja (4.16) przyjmuje postać:

$$q_t = \mu + \gamma_1 D1_t + \gamma_2 D2_t + \tilde{y}_t, \quad (4.19)$$

gdzie  $D(t_i)_t = 1$ , jeśli  $t > t_i$ , i  $D(t_i)_t = 0$  w przeciwnym przypadku, oraz  $D2_t = 1$ , jeśli  $t > t_2$ , i  $D2_t = 0$  w przeciwnym przypadku. Test pierwiastka jednostkowego opiera się na statystyce  $t$  obliczonej dla  $\delta_0 = 0$  z regresji:

$$\Delta \tilde{y}_t = \sum_{i=0}^p \omega_i D(t_1)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_i D(t_2)_{t-i} + \delta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \xi_t, \quad (4.20)$$

gdzie  $D(t_i)_t = 1$ , jeśli  $t > t_i$ , i  $D(t_i)_t = 0$  w przeciwnym przypadku ( $i=1,2$ ). Statystyki są obliczane dla wszystkich możliwych kombinacji  $t_1$  i  $t_2$ , z uwzględnieniem ich dziedzin i przy założeniu

<sup>169</sup> Hegwood i Papell (1998), str. 279–289.

<sup>170</sup> Papell Prodan (2003), [http://elsa.berkeley.edu/~obstfeld/281\\_sp04/papell.pdf](http://elsa.berkeley.edu/~obstfeld/281_sp04/papell.pdf)

zeniu, że zmiany nie mogą mieć miejsca w następujących po sobie latach. Dodając trend do modelu otrzymujemy:

$$q_t = \mu + \beta t + \gamma_1 D1_t + \gamma_2 D2_t + \tilde{y}_t, \quad (4.21)$$

a następnie powtarzamy test pierwiastka jednostkowego dla regresji postaci (4.20).

Przedstawione testy pierwiastka jednostkowego mają na celu weryfikację tzw. kwalifikowanego parytetu siły nabywczej w przypadku wystąpienia jednej bądź dwóch zmian strukturalnych. Aby dodatkowo stwierdzić, czy realny kurs walutowy ma tendencję do powrotu do średniej bądź trendu mimo wystąpienia zmian strukturalnych, należy nałożyć na zmienne pomocnicze z regresji (4.19) odpowiedni warunek ograniczający. Przyjmuje on postać:

$$\gamma_1 + \gamma_2 = 0, \quad (4.22)$$

i wynika z tego, że aby realny kurs walutowy wykazywał stałą długookresową średnią bądź trend, odchylenia wywołane zmianami strukturalnymi muszą się wzajemnie znosić, a więc mieć taką samą wielkość i przeciwny znak. Dalej test przebiega zgodnie z opisaną wcześniej procedurą w przypadku regresji postaci (4.20).

Papell i Prodan wyznaczyli wartości krytyczne testów metodą Monte Carlo. Wyniki testów pierwiastka jednostkowego dla kwalifikowanego parytetu siły nabywczej oraz przy zastosowaniu warunku ograniczającego zostały zebrane w tablicy 4.4. W porównaniu z prostym testem ADF, zastosowanie modyfikacji dopuszczającej dwukrotną zmianę w wyrazie wolnym lub funkcji trendu pozwoliło wykazać parytet siły nabywczej dla większej liczby walut. Na podstawie testu ADF hipotezę zerową odrzucono w 8 przypadkach, zaś dla modelu z dwoma zmianami strukturalnymi, warunkiem ograniczającym i trendem, parytet siły nabywczej obowiązywał dla 12–13 walut w zależności od poziomu istotności. Kwalifikowany parytet siły nabywczej został udowodniony dla 11–12 walut przy 5% poziomie istotności w przypadku modelu z jedną zmianą strukturalną bez trendu oraz, w przypadku dwóch zmian strukturalnych, zarówno przy założeniu trendu, jak i jego braku.

**Tabela 4.4.**

**Liczba kursów walutowych, dla których odrzucono hipotezę pierwiastka jednostkowego**

Ilość zmian strukturalnych	Dane bez trendu		Dane z trendem	
	Poziom istotności		Poziom istotności	
	5%	10%	5%	10%
1	11	12	7	12
2	12	13	11	12
2*	7	9	12	13

\* Oznacza zastosowanie warunku ograniczającego, który nałożono na zmiany strukturalne, co jest równoznaczne z testem parytetu siły nabywczej. Testem objęto 16 walut.

Źródło: opracowanie własne na podstawie Papell i Prodan (2003), str. 10–13.

Ponadto, Papell i Prodan wykazali za pomocą symulacji, że tradycyjny test ADF ma bardzo niską moc w sytuacji, gdy w badanym przedziale czasowym doszło do zmian strukturalnych wpływających na średnią lub trend, wokół których oscyluje realny kurs walutowy. Wniosek ten dotyczy zarówno modeli z kwalifikowanym parytetem siły nabywczej (zmiany strukturalne nie znoszą się wzajemnie, trwale zmieniając poziom lub trend równowagi), jak i modeli z ograniczeniem nałożonym na zmiany strukturalne, dla których zachodzi długookresowy parytet siły nabywczej w czystej postaci. Co więcej, testy zmiany strukturalnej z warunkiem ograniczającym (4.22) mają dużą moc w przypadku procesów ze zmianą strukturalną, spełniających parytet siły nabywczej (z trendem lub bez). Zatem pozwalają dodatkowo stwierdzić, czy procesy ze zmianami ograniczonymi warunkiem (4.22) zawierają trend<sup>171</sup>.

<sup>171</sup> Testy zmian strukturalnych z ograniczeniem, zakładające brak trendu, mają bardzo niską moc dla procesów z ograniczonymi zmianami strukturalnymi, wykazujących trend.

#### 4.5.2. Inne potencjalne źródła obciążenia oszacowań

Opisane wyniki trudno uznać za dowód koncepcji Balassy-Samuelsona, a tym bardziej za wytłumaczenie długości półokresów wygasania otrzymywanych w badaniach empirycznych. Tymczasem wagę problemu powolnego wygasania odchylił od parytetu siły nabywczej, zasygnalizowanego przez Rogoffa, uwydatniają dodatkowo wyniki badań, zgodnie z którymi oszacowania półokresów wygasania mogą być zaniżone w stosunku do ich rzeczywistych wartości. Wniosek taki przedstawili Christian Murray i David Papell<sup>172</sup>. W swojej pracy wykorzystali spostrzeżenia Donalda Andrewsa, który zwrócił uwagę na to, że standardowe estymatory procesów autoregresyjnych (np. estymator MNK), zawierających wyraz wolny bądź trend, są w znacznym stopniu obciążone<sup>173</sup>. Co szczególnie ważne, im współczynnik autoregresji bliższy jest jedności, tym bardziej są zaniżone jego oszacowania. Wynika z tego, że prędkość powrotu do średniej wyznaczona na podstawie modelu AR jest zawyżona, zaś półokresy wygasania zaniżone.

Tradycyjne oszacowania modelu AR za pomocą MNK wykazują obciążenie mediany, definiowane jako różnica między medianą estymatora a prawdziwą wartością szacowanego parametru. Aby uniknąć tego rodzaju obciążenia, Murray i Papell skorzystali z metody zaproponowanej przez Andrewsa: jeśli  $\alpha$  jest prawdziwą wartością parametru modelu, to jej estymator  $\hat{\alpha}$  wyznaczamy w taki sposób, aby mediana estymatora  $\hat{\alpha}$  równała się  $\alpha$ . Dodatkową zaletą takiego estymatora jest to, że pozwala obliczyć nieobciążone wartości półokresów wygasania oraz dokładne przedziały ufności<sup>174</sup>. Murray i Papell przeprowadzili analizę dla danych wykorzystanych przez Lothiana i Taylora w cytowanej pracy z 1996 r., które obejmowały kursy dolara amerykańskiego oraz franka francuskiego do funta szterlinga, odpowiednio z lat 1791–1990 i 1803–1990.

Usunięcie obciążenia z estymatorów MNK sprawiło, że punktowe oszacowanie półokresu wygasania dla kursu dolar/funt wyniosło 6,58 roku, co stanowi wzrost w porównaniu z wynikiem Lothiana i Taylora równym 5,78 roku. Jednak bardziej niepokojące jest oszacowanie 95% przedziału ufności dla półokresu wygasania, który wyniósł  $\langle 3,72,34,31 \rangle$ . Innymi słowy, z prawdopodobieństwem równym 95% możemy stwierdzić, że odchylenia od parytetu siły nabywczej wygasają w tempie od 2% do 18% rocznie. W przypadku kursu frank/funt zastosowanie estymatora Andrewsa sprawiło, że oszacowanie półokresu wygasania wzrosło z 2,73 roku (wynik Lothiana i Taylora) do 2,94 roku, przy 95% przedziale ufności równym  $\langle 1,94,5,95 \rangle$ . Tak niewielka korekta wyników w przypadku kursu frank/funt jest zgodna z wnioskiem Andrewsa, który mówi o rosnącym obciążeniu dla współczynników autoregresji bliskich jedności.

Murray i Papell otrzymali powyższe wyniki, stosując nowy estymator dla podstawowej wersji testu DF. Po wprowadzeniu do równania regresji dodatkowych opóźnień zmiennej (test ADF) oszacowania półokresów wygasania wzrosły nawet dwukrotnie<sup>175</sup>. Tę samą metodologię zastosowali Claude Lopez, Christian Murray i David Papell dla testu DF-UMNK, który przeprowadzili dla 16 walut krajów rozwiniętych (na podstawie szeregów czasowych opublikowanych przez Alana Taylora<sup>176</sup> w cytowanej wcześniej publikacji z 2000 r.). Również otrzymane oszacowania punktowe półokresów wygasania są zdecydowanie dłuższe od opisywanego przez Rogoffa okresu 3–5 lat – mediana dla 16 walut przyjmuje wartość aż 11,34 roku. Ponadto w wielu przypadkach górna granica 95% przedziału ufności jest nieskończona. Z kolei mediana dolnej granicy dla 16 oszacowań wyniosła 3,02 roku<sup>177</sup>.

<sup>172</sup> Murray i Papell (2005), str. 783–790.

<sup>173</sup> Andrews (1993), str. 139–165.

<sup>174</sup> Andrews (1993), str. 140.

<sup>175</sup> W przypadku, gdy mamy do czynienia z procesem  $AR(p)$ , gdzie  $p > 1$ , estymator z nieobciążoną medianą staje się estymatorem przybliżonym. Dla  $p = 1$  estymator jest dokładny.

<sup>176</sup> Taylor testował kursy 19 walut w stosunku do dolara, jednak Lopez, Murray i Papell odrzucili dane dotyczące krajów rozwijających się. Ponadto, pierwotny szereg czasowy (1892–1996) wydłużyli do 1998 r.

<sup>177</sup> Lopez, Murray i Papell (2006), str. 10.

Tak skrajnie wysokie wartości oszacowań półokresów wygasania dla odchyleń od parytetu siły nabywczej nie przybliżają nas do rozwiązania paradoksu zasygnalizowanego przez Rogoffa. Niestety, przedstawiona koncepcja badawcza, polegająca na wykorzystaniu nowych, nieobciążonych estymatorów, doprowadziła do uzyskania wyników pozbawionych racjonalnej interpretacji ekonomicznej. Odmienne podejście do tego problemu polega na analizie potencjalnych czynników, które mogą zawyżać oszacowania tempa wygasania odchyleń od parytetu siły nabywczej. Wydaje się, że dwa najważniejsze błędy popełniane w badaniach empirycznych to: korzystanie z zagregowanych danych oraz pomijanie możliwości wystąpienia nieliniowych dostosowań realnego kursu walutowego. Posługując się metodą Monte Carlo, Alan M. Taylor wykazał, że wymienione błędy wyraźnie obciążają oszacowania półokresów wygasania, których rzeczywiste wartości mogą być nawet kilkakrotnie niższe<sup>178</sup>.

Modelując zachowanie realnego kursu walutowego, którego niezbywalną cechą jest wysoka zmienność, badacze natrafiają na problem dostępu do danych historycznych. Mimo że idealnym rozwiązaniem, gwarantującym odpowiednią moc testów, byłoby stosowanie danych o wysokiej częstotliwości, a przy tym obejmujących długie przedziały czasowe, jest to niemożliwe ze względu na brak źródeł. Z tego względu najczęściej wykorzystuje się dane zagregowane, a więc zbierane w regularnych odstępach czasu (np. co tydzień, miesiąc, kwartał, rok) bądź zastępowane średnimi ruchomymi. Gdy do opisu realnego kursu walutowego jest stosowany model AR(1), pierwszy rodzaj agregacji danych nie pociąga za sobą groźnych konsekwencji. Przykładowo, gdyby założyć, że zmiana ceny następuje raz dziennie, ale jest obserwowana tylko raz w tygodniu, głównym problemem byłaby utrata informacji, a co za tym idzie mniej dokładne oszacowanie parametrów modelu<sup>179</sup>. Jednak w przypadku danych uśrednionych w grę wchodzi silne obciążenie estymatora współczynnika autoregresji, co z kolei powoduje błędne oszacowanie półokresów wygasania.

Niestety, w praktyce większość dostępnych szeregów czasowych składa się z danych uśrednionych. Zastępując dane o wysokiej częstotliwości dotyczące realnego kursu walutowego ich wartościami średnimi, obliczonymi dla jednego tygodnia, otrzymujemy szereg czasowy, który nie odwzorowuje dynamiki danych o wyższej częstotliwości. W konsekwencji, im większa agregacja danych (im dłuższe ciągi obserwacji podlegają uśrednieniu), tym otrzymujemy bardziej zawyżone oszacowania półokresów wygasania. Alan Taylor wykazał to zarówno analitycznie, jak i za pomocą metody Monte Carlo, sztucznie generując procesy o półokresach wygasania  $H$  od jednego do 730 dni. Na podstawie otrzymanych szeregów czasowych dokonywał oszacowań półokresów wygasania ( $H^*$ ) dla różnych wskaźników agregacji danych  $P$ <sup>180</sup>. Okazuje się, że w przypadku niedużej agregacji w stosunku do rzeczywistego półokresu wygasania (zbliżone wartości  $P$  i  $H$ ), wartości  $H^*$  są zawyżone o około 33–59%. Jednak wyniki dla  $P > H$ , czyli gdy częstotliwość półokresów wygasania jest wyższa od częstotliwości zagregowanych danych, ukazują dużo większą skalę obciążenia, które rośnie w nieograniczony sposób dla coraz wyższego  $P$  i stałego  $H$ <sup>181</sup>.

Problem danych zagregowanych jest niezwykle dotkliwy w przypadku badań nad długimi okresami. W celu zwiększenia mocy testów, naukowcy są zmuszeni sięgać po silnie zagregowane dane o niskiej częstotliwości (np. uśredniony realny kurs walutowy dla jednego roku), przez co otrzymane wartości półokresów wygasania trudno uważać za wiarygodne w świetle wniosków Taylora<sup>182</sup>. Dodatkowym czynnikiem wpływającym negatywnie na oszacowania tempa powrotu do kursu równowagi jest nieuwzględnianie nieliniowości

<sup>178</sup> Taylor (2001), str. 473–498.

<sup>179</sup> Dynamika otrzymanego szeregu czasowego odpowiada dynamice danych o wyższej częstotliwości.

<sup>180</sup> Wartość  $P$  określa na podstawie ilu danych o wysokiej częstotliwości (w naszym przypadku danych dziennych) została wyliczona średnia ruchoma. Np.  $P = 7$  oznacza, że zagregowano 7 kolejnych obserwacji dziennych.

<sup>181</sup> Dla  $P = \text{const}$  wzrost  $H$  powoduje spadek obciążenia  $H^*$ .

<sup>182</sup> Autor podkreśla również niską wiarygodność danych publikowanych przez IMF, zwłaszcza indeksów cenowych. Jego zdaniem dyskwalifikuje je brak przejrzystej i uniwersalnej dla wszystkich krajów metodologii badań statystycznych. Mimo to raporty IMF są najczęściej wykorzystywanym źródłem danych w badaniach nad parytetem siły nabywczej.

w dynamice odchylenia od parytetu siły nabywczej. Źródłem nieliniowości są ograniczenia w handlu międzynarodowym, które opisaliśmy w rozdziale drugim, czyli np. koszty transportu, podatki i cła. Ponieważ stanowią one dodatkowy koszt arbitrażu na rynku dóbr, aby arbitraż był opłacalny, różnice cenowe między gospodarkami muszą być odpowiednio duże. Mamy zatem do czynienia ze swoistym pasmem bez arbitrażu, które obejmuje zakres różnic cenowych niestwarzających możliwości arbitrażu. Przyjmuje się, że w obrębie pasma różnice cenowe zachowują się jak proces błędzenia losowego, zaś poza nim siły arbitrażu wpływają na ceny w taki sposób, że różnice cenowe powracają w kierunku pasma.

Taylor proponuje prosty zapis formalny pasma bez arbitrażu z wykorzystaniem progowego modelu autoregresyjnego TAR (ang. *Threshold Autoregressive*) o dwóch stanach. Zapisując różnicę cen jako  $z_t$ , mamy do czynienia z procesem postaci:

$$z_t = \begin{cases} +c + \rho(z_{t-1} - c) + \xi_t & \text{dla } z_{t-1} > c, \\ z_{t-1} + \xi_t & \text{dla } -c \leq z_{t-1} \leq c, \\ -c + \rho(z_{t-1} + c) + \xi_t & \text{dla } z_{t-1} < -c, \end{cases} \quad (4.23)$$

gdzie  $\xi$  jest składnikiem losowym o rozkładzie normalnym. Parametr  $c$  określa symetryczny zakres pasma bez arbitrażu, wewnątrz którego proces ma pierwiastek jednostkowy. Powyżej i poniżej granicy pasma bez arbitrażu proces przyjmuje postać AR(1) ze współczynnikiem autoregresji równym  $\rho$ . Możemy przyjąć, że model znajduje się w stanie równowagi, gdy  $z_t$  zawiera się w przedziale  $\langle -c, +c \rangle$ ; w przeciwnym przypadku powraca do stanu równowagi wyznaczonego przez granicę pasma z prędkością  $1 - \rho$ <sup>183</sup>.

Stosując do opisu procesu (4.23) model AR(1), otrzymujemy obciążone oszacowanie współczynnika autoregresji, a więc niewłaściwe wartości pól okresów wygasania<sup>184</sup>. Obciążenie jest tym większe, im dłużej proces pozostaje w paśmie bez arbitrażu – zgodnie z intuicją oszacowanie współczynnika  $\rho$  jest tym dokładniejsze, im dłużej  $z_t$  jest procesem AR(1), czyli znajduje się poza przedziałem  $\langle -c, +c \rangle$ . Taylor wykazał analitycznie, że nieuwzględniając nieliniowych dostosowań do poziomu równowagi, mamy do czynienia z wartościami oszacowań pól okresów wygasania. Wyniki otrzymane metodą Monte Carlo potwierdziły powyższe wnioski: wprowadzenie pasma bez arbitrażu sprawiło, że  $H^* > H$ , a skala obciążenia oszacowania,  $H^*/H$ , rośnie wprost proporcjonalnie do wartości parametru  $c$ . Dla krótkich pól okresów wygasania (poniżej 30 dni) oraz dużych wartości  $c$  (powyżej 0,5) minimalne obciążenie  $H^*$  wynosi około 50%, z górną granicą przekraczającą 100%. Zakładając, że  $c$  jest stałe, w miarę wydłużania się prawdziwych pól okresów wygasania ich oszacowania wykazują coraz mniejsze obciążenie. Z kolei dla stałego  $H$ , zwiększanie wartości  $c$ , a więc wydłużanie czasu, podczas którego proces jest w paśmie bez arbitrażu, powoduje wzrost relacji  $H^*/H$ .

Problemy zagregowanych danych i specyfikacji modelu rzucają nowe światło na wiarygodność wcześniejszych oszacowań pól okresów wygasania. Wątpliwości stają się jeszcze bardziej uzasadnione, gdy popełniamy oba błędy jednocześnie, tzn. szacując wartości  $H$  korzystamy z danych zagregowanych i modelu AR(1), mimo że prawdziwy proces najtrafniej opisuje model TAR. Na podstawie odpowiedniej symulacji Taylor stwierdził prostą zależność między indywidualnymi obciążeniami wynikającymi z poszczególnych błędów. W przypadku popełnienia zarówno błędu doboru danych, jak i błędu specyfikacji modelu, obciążenie oszacowania pól okresu wygasania mierzone relacją  $H^*/H$  jest równe w przybliżeniu iloczynowi obciążeń indywidualnych. Ten multiplikatywny charakter obciążeń pozwala przypuszczać, że otrzymywane wcześniej oszacowania  $H$  mogły być nawet kilkakrotnie zawyżone.

<sup>183</sup> Taylor (2001), str. 482–483.

<sup>184</sup> Błędy wynikają z estymacji modelu AR(1) na podstawie danych generowanych przez dwa różne procesy.

## 5

Nieliniowa dynamika realnych kursów walutowych  
a parytet siły nabywczej

## 5.1. Źródła nieliniowości realnych kursów walutowych

Koncepcja nieliniowej dynamiki kursów walutowych jest obiecującym kierunkiem badań nad parytetem siły nabywczej. Czerpiąc z dotychczasowego dorobku teoretycznego i empirycznego, przy modelowaniu kursów walutowych wykorzystuje najnowsze techniki ekonometryczne. Jej najważniejszą zaletą jest uwzględnienie praktycznych barier w handlu międzynarodowym, takich jak koszty transakcyjne, które hamują mechanizmy parytetu siły nabywczej. Okazuje się bowiem, że ów negatywny wpływ na efektywność rynków dóbr nie musi wcale oznaczać niespełnienia parytetu siły nabywczej. Wymaga jednak odpowiednich modyfikacji testów weryfikujących średnio- i długookresowe właściwości kursów walutowych. Obecnie modele pozwalające opisywać nieliniową dynamikę zmiennych ekonomicznych można uznać za jeden z najlepszych sposobów prezentowania interesujących nas procesów.

Nieliniowe podejście do modelowania kursów walutowych zaczyna się wraz z rozpoznaniem czynników ograniczających możliwości arbitrażu na rynku dóbr. Czynniki te budziły zainteresowanie naukowców już we wczesnym etapie badań, zarówno w kontekście prawa jednej ceny, jak i parytetu siły nabywczej (por. rozdziały 1 i 2). Pionierską rolę w tej dziedzinie przypisuje się Eli F. Heckscherowi, który w 1916 r. stwierdził, że to właśnie koszty transportu tłumaczą różnice cenowe niewywołujące arbitrażu. Mimo że literatura rozważa przede wszystkim konsekwencje istnienia niezerowych kosztów transakcyjnych na rynku dóbr, warto zwrócić uwagę na dwa inne zjawiska, które mogą wpływać na dynamikę kursów walutowych.

Pierwsze z nich dotyczy mikrostruktury rynku walutowego i wynika z różnic w zachowaniu oraz wiedzy jego niezależnych uczestników. Przyjmijmy, że traderzy walutowi nie są zgodni co do bieżącego nominalnego kursu równowagi. Ich oceny tworzą pewien przedział ograniczony przez najwyższy ( $S_{MAX}$ ) i najniższy ( $S_{MIN}$ ) deklarowany kurs równowagi. Gdy nominalny kurs walutowy znajduje się poza przedziałem, a więc powyżej  $S_{MIN}$  lub poniżej  $S_{MAX}$ , większość traderów znajduje się po tej samej stronie rynku: skupują walutę uważaną za niedowartościowaną lub sprzedają ją ze względu na przewartościowanie. Oznacza to, że każde przekroczenie dolnej lub górnej granicy przedziału spowoduje dostosowawczą reakcję rynku i korektę kursu nominalnego. Tymczasem wewnątrz przedziału ( $S_{MIN}, S_{MAX}$ ) zachowanie kursu nominalnego będzie zależęć od rozkładu opinii dotyczących kursu równowagi i gotowości uczestników rynku do tworzenia swoich strategii na ich podstawie<sup>185</sup>.

Drugi z czynników odpowiedzialnych za nieliniowe dostosowania realnego kursu walutowego wiąże się z interwencją władz monetarnych na rynku walutowym. Klasycznym przykładem takiej zależności może być stosowanie polityki pasma kursowego (*target zone*), które wymusza interwencję władz monetarnych, gdy odchylenie od kursu centralnego zbliża się do ustalonej wartości maksymalnej. Swoistą odmianą takiej polityki kursowej jest wyznaczenie tzw. pasma monitorującego (ang. *monitoring band*). W takim systemie władze monetarne reagują wyłącznie wtedy, kiedy kurs nominalny znajdzie się poza jego obszarem, zaś w jego obrębie (podobnie jak w przypadku pasma kursowego) nie docho-

<sup>185</sup> Taylor (2003), str. 445.



dzi do interwencji<sup>186</sup>. W obydwu przypadkach naturalną konsekwencją interwencji władz monetarnych będzie nieliniowe dostosowywanie się kursu nominalnego do wyznaczonego z góry przedziału równowagi. W obliczu krótkookresowej lepkości cen, taką samą dynamikę będzie wykazywać realny kurs walutowy (przy założeniu równości stóp inflacji w kraju i za granicą).

Przedstawione źródła nieliniowości oraz skala ich oddziaływania na kursy walutowe nie doczekały się jeszcze dokładnych badań. Do tej pory głównym celem wysiłków naukowych pozostaje włączenie kosztów transakcyjnych do modelu realnego kursu walutowego. Z reguły zakłada się, że koszty transakcyjne są proporcjonalne, a więc jeśli dobro jest transportowane z punktu *A* do punktu *B*, to podczas transportu do miejsca przeznaczenia ubywa pewien ułamek dobra wielkości *c*. Oznacza to, iż w punkcie *B* wartość dobra zmniejsza się o współczynnik  $(1-c)$ <sup>187</sup>. Załóżmy dodatkowo, że cena rozpatrywanego dobra w punkcie *A* wynosi 1, zaś w punkcie *B* jest równa *P*. W tej sytuacji, zysk z przewiezienia danego dobra z punktu *B* do punktu *A* (zysk z arbitrażu) wynosi  $(1-c)-P$  i jest możliwy do osiągnięcia tylko dla  $P < 1-c$ . Arbitraż w odwrotnym kierunku, z punktu *A* do *B*, przyniesie zysk w wysokości  $(1-c)P-1$  pod warunkiem, że  $P > 1/(1-c)$ . Tym samym pasmo bez arbitrażu, a więc przedział cenowy, w którym arbitraż nie jest opłacalny, możemy wyznaczyć następująco:  $(1-c) < P < 1/(1-c)$ <sup>188</sup>.

Wpływając na opłacalność arbitrażu, koszty transakcyjne decydują o dynamice odchylen realnego kursu walutowego od poziomu równowagi. Jak już zasygnalizowano w podrozdziale 2.3., istnieją koncepcje modyfikujące opisany powyżej prosty model kosztów. Jedna z nich zakłada rozróżnienie między kosztami stałymi a proporcjonalnymi. W konsekwencji mamy do czynienia z pasmem odchylen kursu walutowego o dwóch progach: wewnętrznym i zewnętrznym. Kurs walutowy ustalają siły arbitrażu w obszarze między progami, zaś pasmo bez arbitrażu znajduje się poniżej progów wewnętrznych. Inna koncepcja kosztów handlu międzynarodowego nakazuje odrzucić założenie o natychmiastowej reakcji rynków na pojawiające się możliwości zyskownego arbitrażu. Ponieważ transport dóbr wymaga czasu, siły arbitrażu nie działają błyskawicznie, a więc kurs walutowy może przebywać pewien czas poza pasmem kosztów transakcyjnych. Jednak w miarę upływu czasu i rosnącego odchylenia od pasma, kurs jest korygowany coraz silniej do poziomu równowagi poprzez mechanizmy arbitrażu.

Tak zarysowany związek przyczynowo-skutkowy między ograniczeniami handlu i realnym kursem walutowym pozwala na specyfikację modelu opisującego dynamikę odchylen od parytetu siły nabywczej. Jest to proces nieliniowy, który ma tendencję powrotu do średniej z prędkością proporcjonalną do wielkości odchylenia od parytetu siły nabywczej. Z kolei w obrębie pasma bez arbitrażu realny kurs walutowy podąża zgodnie z procesem błędzenia losowego, czyli większość czasu spędza poza poziomem równowagi. Oznacza to, że odchylenia od parytetu siły nabywczej mogą trwać bardzo długo, lecz mimo to nie są procesem błędzenia losowego<sup>189</sup>.

## 5.2. Progowy model autoregresyjny (TAR)

Modele oparte na paśmie bez arbitrażu zakładają skokowe przejście realnego kursu walutowego między procesem błędzenia losowego a procesem powracającym do średniej. Przykładem takiego podejścia jest prosty model TAR zaproponowany przez Alana Taylora i omówiony w poprzednim rozdziale. Istnieją jednak argumenty za łagodną zmianą procesów rządzących kursem walutowym. Po pierwsze, przemawia za tym nieunikniona agregacja danych, która będzie wygładzać potencjalne „przeskoki”. Po drugie, realny kurs walu-

<sup>186</sup> Corrado, Miller i Zhang (2002), str. 2–3.

<sup>187</sup> Ponieważ dobro „topnieje” podczas transportu, taki model kosztów transakcyjnych jest nazywany modelem „góry lodowej” (ang. *iceberg transport costs*).

<sup>188</sup> O’Connell i Wei (1997), str. 5.

<sup>189</sup> Dumas (1992), str. 154.



towy jest mierzony przy użyciu indeksów cenowych dla dóbr o różnych kosztach arbitrażu międzynarodowego. Rozbieżności między indywidualnymi pasmami kosztów transakcyjnych w naturalny sposób implikują płynne dostosowania kursu walutowego<sup>190</sup>.

Mimo przytoczonych argumentów, zastosowanie modelu TAR<sup>191</sup> w postaci (3.27), zakłada dyskretne zmiany w poziomie realnego kursu walutowego, ma niezaprzeczalne atuty. Przede wszystkim model ten uwzględnia możliwość wystąpienia pasma bez arbitrażu, co jest spójne z przedstawionymi rozważaniami na temat kosztów transakcyjnych. Pozwala to oszacować wartość progów ograniczających pasmo bez arbitrażu – kwestię szczególnie ważną w badaniach nad czynnikami odpowiedzialnymi za ograniczenia handlu i arbitrażu międzynarodowego. Dysponując takimi oszacowaniami, możemy określić wpływ poszczególnych barier handlowych na wielkość pasma bez arbitrażu<sup>192</sup>.

### 5.2.1. Test nieliniowości modelu TAR

Zgodnie z ustaleniami Taylora, wykorzystanie modelu AR(1) w sytuacji, gdy rzeczywisty proces przyjmuje postać (3.27), prowadzi do zawyżonych oszacowań półokresów wygasania. Jednak ponieważ nie możemy przyjąć hipotezy o nieliniowej dynamice rozpatrywanego procesu *a priori*, niezbędne jest zastosowanie testu określającego właściwą specyfikację modelu. Literatura podaje liczne przykłady, z których najbardziej rozpowszechnione są testy zaproponowane przez Ruey'a Tsay'a<sup>193</sup> oraz Bruce'a Hansena<sup>194</sup>.

Szczególnym problemem testu nieliniowości jest brak informacji na temat wartości progów modelu. Z tego względu Tsay proponuje wykorzystanie metody regresji uporządkowanej, którą możemy przedstawić na podstawie ogólnej postaci modelu TAR z opóźnieniem  $p=1$ :

$$x_t = \alpha_0^i + \alpha_1^i x_{t-1} + \zeta_t^i, \quad \text{dla } r(i) > x_{t-1} \geq r(i-1), \quad (5.1)$$

gdzie  $r(i)$  dla  $i=1, \dots, k-1$ , oznaczają wartości progów modelu, przy czym  $k \geq 2$ ,  $r(0) = -\infty$ , zaś  $r(k) = +\infty$ . Model (5.1) zakłada więc dowolną liczbę progów i różne wartości parametrów w zależności od przedziału, w którym znajduje się zmienna progowa  $x_{t-1}$ <sup>195</sup>.

Dla  $t=1, \dots, T$  możemy wyodrębnić zestawy danych postaci  $(x_t, x_{t-1})$ , które następnie porządkujemy rosnąco według wartości zmiennej progowej  $x_{t-1}$ . Na podstawie takiego zbioru danych konstruujemy regresję uporządkowaną, wykorzystującą w modelu kolejne zestawy danych, które zawierają coraz wyższe wartości  $x_{t-1}$ . Podkreślić należy, że takie uporządkowanie zmiennych nie wpływa na dynamikę modelu, ponieważ zmienne  $x_t$  oraz  $x_{t-1}$  pozostają w tej samej zależności, zmienia się jedynie kolejność wykorzystania danych. Zastosowanie regresji uporządkowanej pozwala przekształcić model progowy w model z punktem lub punktami przełączenia, dzięki czemu możemy wykryć wszelkie zmiany specyfikacji modelu (5.1)<sup>196</sup>.

W tym celu wybieramy  $m$  pierwszych zestawów danych i szacujemy na ich podstawie parametry równania (5.1) rekurencyjną MNK. Jeśli  $x_t$  jest liniowe, czyli proces przyjmuje postać AR(1), reszty oszacowanego modelu będą niezależne od zmiennej objaśnianej (warunek ortogonalności wektora reszt). W przeciwnym przypadku, a więc dla TAR, estymator MNK będzie obciążony, zaś reszty skorelowane ze zmiennymi  $x_{t-1}$ . Aby zweryfikować tę korelację, szacujemy metodą MNK regresję reszt modelu  $e_{t_s}$  postaci:

$$e_{t_s} = \omega_0 + \omega_1 x_{t_s-1} + u_{t_s}, \quad (5.2)$$

<sup>190</sup> Sarno i Taylor (2003), str. 68–69.

<sup>191</sup> Bardziej formalny zapis przybiera postać  $TAR(p;k;d)$ , gdzie  $p$  – opóźnienie zmiennej objaśniającej,  $k$  – ilość progów w modelu,  $d$  – opóźnienie zmiennej progowej.

<sup>192</sup> Zussman (2002), str. 6.

<sup>193</sup> Tsay (1989), str. 231–240.

<sup>194</sup> Hansen (1997), str. 1–14.

<sup>195</sup> W naszym przypadku zmienna progowa jest opóźnioną zmienną objaśnianą.

<sup>196</sup> Tsay (1989), str. 232.

gdzie  $s=1, \dots, T$  i oznacza kolejność uporządkowania zestawów zmiennych postaci  $(x_t, x_{t-1})$ . Następnie, wykorzystując statystkę  $F$ , testujemy hipotezę o istotności regresji (5.2). Odrzucenie hipotezy zerowej o braku zależności między zmiennymi  $e_t$  i  $x_{t-1}$  pozwala wnioskować o nieliniowości  $x_t$  w przedziale  $m$  pierwszych zestawów danych<sup>197</sup>.

### 5.2.2. Wyniki empiryczne

W jednej z pierwszych prac na temat nieliniowości odchylenia od parytetu siły nabywczej, Maurice Obstfeld i Alan M. Taylor<sup>198</sup> wykorzystali test zaproponowany przez Tsaya. Autorzy przedstawili wyniki zastosowania modelu TAR w opisie dynamiki zachowań różnic cenowych postaci,  $z_t = p_t^2 - p_t^1$  gdzie  $p_t^1$  i  $p_t^2$  są logarytmami cen danego dobra (prawo jednej ceny) bądź koszyka dóbr (parytet siły nabywczej) w dwóch miejscach, w momencie  $t$ . W celu specyfikacji i estymacji modelu, posłużyli się miesięcznymi indeksami CPI z lat 1980–1995 dla 32 lokalizacji (4 miasta w USA i Kanadzie oraz 24 kraje z różnych kontynentów). Dzięki dużej częstotliwości danych modelowane zjawiska były krótkookresowe. Aby uwzględnić możliwość wystąpienia trendu długookresowego, w konstrukcji modelu wykorzystano zmienną  $x_t$ , która została wyznaczona MNK jako pozbawiony trendu komponent zmiennej  $z_t$  na podstawie regresji:  $z_t = \phi_0 + \phi_1 t + x_t$ . Opisując zmienną  $x_t$  przy pomocy procesu AR(1) w postaci różnicowej, Obstfeld i Taylor skonstruowali następujący model TAR:

$$\Delta x_t = \begin{cases} \rho^{out}(x_{t-1} - c) + \xi_t^{out} & \text{dla } x_{t-1} > c, \\ \rho^{in} x_{t-1} + \xi_t^{in} & \text{dla } c \geq x_{t-1} \geq -c, \\ \rho^{out}(x_{t-1} + c) + \xi_t^{out} & \text{dla } x_{t-1} < -c, \end{cases} \quad (5.3)$$

gdzie indeksy górne *in* oraz *out* wyróżniają współczynniki autoregresji oraz składniki losowe procesów wewnątrz i na zewnątrz pasma bez arbitrażu  $\langle -c, c \rangle$ . Ponieważ między progami  $-c$  oraz  $c$  mamy do czynienia z procesem błędzenia losowego, zastosowano ograniczenie postaci:  $\rho^n = 0$ <sup>199</sup>.

Ustalając jako walutę bazową dolara amerykańskiego, Obstfeld i Taylor wykazali przy pomocy testu Tsaya istnienie nieliniowości w dynamice zmiennej  $x_t$ . Niestety, test Tsaya jest testem nieparametrycznym, a więc nie dostarcza informacji na temat wartości progu. Aby ustalić  $c$ , autorzy zastosowali metodę ilorazu wiarygodności, która zakłada oszacowanie zlogarytmizowanych funkcji wiarygodności prostego modelu AR(1),  $L_1(\rho, \sigma)$ , oraz modelu TAR dla danego  $c$ ,  $L_2(\rho, \sigma^{out}, \sigma^{in}; c)$ . Następnie poszukuje się takiej wartości  $c$ , która maksymalizuje iloraz funkcji wiarygodności postaci:  $2(L_1 - L_2)$ . Przy ustalonej wielkości progu, oszacowanie modelu TAR sprowadza się do estymacji MNK procesów autoregresyjnych dla poszczególnych przedziałów danych, czyli zestawów obserwacji, w których  $x_{t-1}$  znajdowało się w paśmie lub poza nim.

Wyniki estymacji uzyskane przez Obstfelda i Taylora, przedstawione w tabeli 5.1<sup>200</sup>, zaskakują niskimi oszacowaniami półokresów wygasania. W celach porównawczych autorzy przeprowadzili dodatkowo oszacowanie modelu AR(1) na tym samym zestawie danych, czego rezultatem były półokresy wygasania znacznie krótsze niż powszechnie przyjęte 3–5 lat (wyjątek stanowi Kanada oraz średnia dla Azji). Autorzy tłumaczyli szybkie powroty do średniej w przypadku AR(1) wysoką częstotliwością danych użytych w badaniu. Jednak model TAR estymowany na podstawie identycznych obserwacji świadczy o jeszcze szybszej korekcie odchylenia od pasma bez arbitrażu. Uzyskując półokresy wygasania równe około 12 miesięcy dla różnic cenowych, np. między Europą a USA, Obstfeld i Taylor udowadniają empirycznie efektywność arbitrażu i spełnienie parytetu siły nabywczej. Co więcej, półokresy wygasania dla cen indywidualnych osiągają wartości znacznie poniżej 1 roku. Zatem

<sup>197</sup> Tsay (1989), str. 233.

<sup>198</sup> Obstfeld i Taylor (1997).

<sup>199</sup> Obstfeld i Taylor (1997), str. 7–9.

<sup>200</sup> Jest to wybrany zestaw wyników dla zagregowanego CPI. Obstfeld i Taylor prezentują w swojej pracy dodatkowe oszacowania dotyczące CPI dla określonych kategorii dóbr oraz indywidualnych różnic cenowych. We wszystkich przypadkach autorzy dochodzą do tych samych wniosków.

możemy wnioskować, że dotychczasowe wyniki badań, które Rogoff uznał za paradoksalne, były rzeczywiście zawyżone, prawdopodobnie z powodu złej specyfikacji modelu i niewystarczającego wykorzystania zagregowanych danych.

**Tabela 5.1.**

**Wyniki estymacji modelu TAR(1;2;1) i AR(1)**

CPI dla	Model TAR (1;2;1)			Model AR(1)	
	$c$	$\rho$	Półokres wygasania	$\rho$	Półokres wygasania
4 miasta USA	0,005	-0,242	2,5	-0,132	4,9
Kanada	0,045	-0,053	12,80	-0,003	252,3
Meksyk	0,040	-0,036	19,10	-0,032	21,4
Europa	0,089	-0,054	12,60	-0,032	21,4
Azja	0,072	-0,061	11,10	-0,017	41,1
Wszystkie kraje	0,071	-0,083	8,0	-0,038	17,8

Wskaźnik CPI zagregowany, miesięczny. Wskaźnikiem bazowym jest CPI amerykański. Wartości dla regionów są średnimi, oprócz półokresów wygasania obliczonych na podstawie średniego współczynnika autoregresji dla regionów.

Źródło: Obstfeld i Taylor (1997), str. 33.

Oszacowania progów  $c$  z tabeli 5.1 należy interpretować jako szerokość pasma bez arbitrażu, która wynika bezpośrednio ze skali kosztów transakcyjnych. Ich wielkości średnie dla wszystkich krajów (ostatni rząd tabeli) są wiarygodne, zwłaszcza w porównaniu z danymi dotyczącymi kosztów transportu publikowanymi przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy (relacja cen CIF i FOB). Co więcej, oszacowane wartości  $c$  znajdują uzasadnienie w odległości geograficznej porównywanych lokalizacji – koszty transakcyjne w przypadku czterech wybranych miast amerykańskich wynoszą 0,5% i rosną w miarę oddalania się od kraju bazowego, przyjmując maksymalną wartość 8,9% dla relacji cenowej USA-Europa. Autorzy potwierdzają te wnioski, analizując zależność między wielkościami progów a odległością i zmiennością kursów walutowych – w obydwu przypadkach odnajdują pozytywną korelację. Z kolei wielkość współczynnika  $\rho$ , czyli tempo powrotu do pasa bez arbitrażu, jest ujemnie skorelowane zarówno z odległością, jak i zmiennością kursów<sup>201</sup>.

### 5.2.3. Problem stacjonarności procesu TAR

To, że przytoczone wyniki badań zbliżają nas do rozwiązania paradoksu Rogoffa, nie oznacza niestety ich pełnej wiarygodności. Ważną kwestią, której nie uwzględnili autorzy przytoczonych badań, jest stacjonarność, zarówno zmiennej objaśnianej, jak i zmiennej progowej. Prezentowane testy, wykazujące nieliniową dynamikę procesów, nie dostarczają jednoznacznej informacji na temat stacjonarności badanej zmiennej. Z drugiej strony, tradycyjny test ADF pierwiastka jednostkowego ma w przypadku modelu TAR bardzo niską moc. Zatem konieczne stało się opracowanie testów pozwalających na jednoczesną weryfikację nieliniowości oraz stacjonarności. Taki test dla procesu TAR z dwoma stanami zaproponowali Mehmet Caner i Bruce Hansen<sup>202</sup>, którzy zwrócili również uwagę na duże znaczenie stacjonarności zmiennej progowej dla spełnienia założeń modelu. Ponieważ przyjmuje się, że proces TAR przebywa w każdym ze stanów nieskończenie często, zmienna progowa musi trafić do każdego z przedziałów (pasm) z niezerowym prawdopodobieństwem. W przypadku, gdy zmienna progowa wykazuje niestacjonarność, założenie to nie zawsze jest spełnione i badany proces może zostać pochłonięty w jednym ze stanów.

Frederique Bec, Melika Ben Salem i Ronald MacDonald<sup>203</sup> zastosowali wnioski Canera i Hansena w badaniach nad realnym kursem walutowym. W swojej pracy za zmienne progowe przyjęli różnice realnych stóp procentowych z lat 1980–1997 dla państw grupy G7, zweryfikowane pod kątem stacjonarności za pomocą testu ADF. Argumentując wybór

<sup>201</sup> Obstfeld i Taylor (1997), str. 20–22.

<sup>202</sup> Caner i Hansen (2001), str. 1555–1596.

<sup>203</sup> Bec, Salem i MacDonald (1999).

zmiennej progowej, autorzy powołują się między innymi na wnioski Bernarda Dumasa, który stwierdził, że duże różnice realnych stóp procentowych oznaczają oczekiwaną korektę odchylenia od prawa jednej ceny (siły arbitrażu uruchamiają się w sytuacji, gdy różnica stóp osiąga maksymalną wartość)<sup>204</sup>. Zależność opisana przez Dumasa wynika zaś z tego, że zarówno relacja cen, a co za tym idzie realny kurs walutowy, jak i relacja wysokości stóp procentowych, są determinowane przez nierównowagę kapitałową między rozpatrywanymi krajami.

Bec, Salem i MacDonald zastosowali następujący model TAR z dwoma reżimami:

$$\Delta z_t = \phi(L)\Delta z_t + \begin{cases} \mu_1 + \rho_1 z_{t-1} + \xi_{1t}, & \text{dla } |Z_{t-d}| > c \\ \mu_2 + \rho_2 z_{t-1} + \xi_{2t}, & \text{dla } |Z_{t-d}| \leq c \end{cases}, \quad (5.4)$$

gdzie  $z_t$  oznacza realny kurs walutowy,  $\phi(L)$  to wielomian opóźnienia rzędu  $p$ , zaś  $Z_{t-d}$  jest różnicą realnych stóp procentowych dla  $d \in \langle 1, 12 \rangle$  i  $t = 1, \dots, T$ . Autorzy przyjęli, że dla opisywanej zależności między kursem walutowym a różnicą stóp znaczenie ma wyłącznie wielkość  $Z_{t-d}$ , nie zaś jej znak. Z tego powodu stany opisano za pomocą wartości bezwzględnej zmiennej progowej i symetrycznego pasma kosztów transakcyjnych:  $c = c_1 = -c_2$ . Dodatkowo założono, że wartość progowa  $c$  leży w przedziale  $C = \langle c, \bar{c} \rangle$ , którego krańce spełniają następujące zależności:  $P(|Z_{t-d}| \leq c) = 10\%$  i  $P(|Z_{t-d}| \leq \bar{c}) = 90\%$ . Warunki te gwarantują, że w każdym stanie znajdzie się minimum 10% obserwacji.

Model jest szacowany metodą zaproponowaną przez Hansena<sup>205</sup>. Dla poszczególnych opóźnień  $d$  i wszystkich możliwych wartości  $c$  stosuje się estymację MNK parametrów równań (5.4). Załóżmy najpierw, że  $\hat{e}_t(d, c) = \hat{\xi}_1(d, c)1_{\{|Z_{t-d}| > c\}} + \hat{\xi}_2(d, c)1_{\{|Z_{t-d}| \leq c\}}$ , gdzie  $1_{\{\cdot\}}$  jest funkcją wskaźnikową, która przyjmuje wartość 1, gdy warunek w nawiasie jest spełniony, i zero w przeciwnym przypadku. Wówczas dla określonych  $d$  i  $c$  możemy oszacować wariancję składnika losowego:

$$\hat{\sigma}^2(d, c) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t(d, c)^2. \quad (5.5)$$

Dla ustalonego  $d$ , estymator MNK dla wartości progę  $c$  jest wyznaczany ze wzoru:

$$\hat{c}(d) = \arg \min_{c \in C} \hat{\sigma}^2(d, c). \quad (5.6)$$

Na podstawie (5.5) i (5.6), opóźnienie zmiennej progowej obliczamy, minimalizując wariancję składnika losowego:

$$\hat{d} = \arg \min_d \hat{\sigma}^2(\hat{c}(d)). \quad (5.7)$$

Resztę parametrów modelu uzyskujemy metodą MNK dla  $c = \hat{c}$  oraz  $d = \hat{d}$ .

Zgodnie z metodą Canera i Hansena, testy nieliniowości i stacjonarności badanych procesów opierają się na statystyce Walda. Weryfikacji liniowości, a więc braku progów w modelu, służy hipoteza zerowa postaci:

$$H_0 = \begin{cases} \mu_1 = \mu_2 \\ \rho_1 = \rho_2 \end{cases}. \quad (5.8)$$

Do jej weryfikacji autorzy wykorzystują następującą statystykę Walda:

$$W_T = W_T(\hat{c}) = \sup_{c \in C} T \left( \frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2(c)} - 1 \right), \quad (5.9)$$

gdzie  $\hat{\sigma}_0^2$  jest wariancją składnika losowego oszacowaną metodą MNK na podstawie modelu liniowego, odpowiadającego hipotezie zerowej (5.8). Z kolei  $\hat{\sigma}^2(c)$  oznacza wariancję

<sup>204</sup> Dumas (1992), str. 176.

<sup>205</sup> Hansen (1997), str. 2–3.

składnika losowego modelu (5.4)<sup>206</sup>. Caner i Hansen zalecają dwukrotne wykorzystanie metody *bootstrap* w celu uzyskania przybliżonego rozkładu asymptotycznego statystyki (5.9): dla modelu bez ograniczeń oraz przy założeniu niestacjonarności procesu implikowanego przez hipotezę zerową<sup>207</sup>.

Test stacjonarności procesu (5.4) wymaga weryfikacji hipotezy zerowej postaci:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0. \quad (5.10)$$

Jednak w tym przypadku mamy do czynienia z dwiema przeciwstawnymi hipotezami. Po pierwsze, możemy założyć stacjonarność procesu w obydwu stanach, a więc:  $H_1: \rho_1 < 0 \wedge \rho_2 < 0$ . Po drugie, wystąpienie pierwiastka jednostkowego w jednym ze stanów nie wyklucza stacjonarności całego procesu, co uwzględnia hipoteza:  $H_2: (\rho_1 < 0 \wedge \rho_2 = 0) \vee (\rho_1 = 0 \wedge \rho_2 < 0)$ . Przypomnijmy, że zastosowanie hipotezy  $H_2$  jest możliwe dzięki założeniu stacjonarności zmiennej progowej. Ponieważ proces przebywa w każdym ze stanów nieskończenie często, warunkiem stacjonarności procesu (5.4) jest brak pierwiastka jednostkowego w przynajmniej jednym ze stanów.

Do weryfikacji hipotez  $H_1$  oraz  $H_2$  Caner i Hansen proponują dwie statystyki Walda:

$$R_{2T} = t_1^2 + t_2^2, \quad (5.11)$$

oraz:

$$R_{1T} = t_1^2 1_{\{\hat{\rho}_1 < 0\}} + t_2^2 1_{\{\hat{\rho}_2 < 0\}}, \quad (5.12)$$

gdzie  $t_1$  i  $t_2$  to ilorazy  $t$ -Studenta, odpowiednio dla  $\hat{\rho}_1$  oraz  $\hat{\rho}_2$ , oszacowanych za pomocą MNK na podstawie modelu (5.4). Statystyka (5.11) weryfikuje alternatywę  $\rho_1 \neq 0$  lub  $\rho_2 \neq 0$ , a więc jest statystyką dwustronną (subskrypt 2). Ponieważ hipotezy  $H_1$  i  $H_2$  są jednostronne, moc statystyki dwustronnej może być mniejsza niż w przypadku statystyki jednostronnej postaci (5.12), która testuje  $H_0$  wobec alternatywy:  $\rho_1 < 0$  lub  $\rho_2 < 0$ . Zarówno  $R_{1T}$ , jak i  $R_{2T}$  mogą służyć do weryfikacji hipotezy  $H_0$ , jednak nie rozstrzygają czy proces jest całkowicie stacjonarny (hipoteza  $H_1$ ), czy też częściowo niestacjonarny (hipoteza  $H_2$ ). Zatem autorzy sugerują rozpatrzenie indywidualnych statystyk  $t$ , a dokładniej ich wartości przeciwnych  $-t_1$  oraz  $-t_2$ . Jeśli tylko jedna z nich jest statystycznie istotna, to mamy do czynienia z częściową niestacjonarnością, co pozwala określić prawidłową postać przeciwstawnej hipotezy.

Przedstawiony test odrzuca hipotezę zerową dla wysokich wartości statystyk  $R_T$ . Mimo że ich rozkład posiada asymptotyczne przybliżenie, autorzy sugerują posłużenie się przy skończonych próbach rozkładem otrzymanym za pomocą metody *bootstrap*. Ponieważ rozkłady asymptotyczne statystyk  $R_T$  różnią się w zależności od przyjętego założenia o zidentyfikowanym bądź niezidentyfikowanym efekcie progowym, Caner i Hansen ponownie zwracają uwagę na konieczność rozpatrzenia dwóch rozkładów bootstrapowych<sup>208</sup>. Aby wykazać, że nieliniowość procesu odpowiada za niestacjonarne zachowanie realnego kursu walutowego, muszą zostać odrzucone obydwie hipotezy zerowe: (5.8) oraz (5.10).

Wyniki, które przedstawiają Bec, Salem i MacDonald, są zaskakująco zgodne z założeniami teorii parytetu siły nabywczej. Test z użyciem statystyki  $W_T$  pozwolił autorom odrzucić hipotezę o liniowości i przyjąć model progowy dla wszystkich badanych realnych kursów walutowych. Ponadto, zarówno na podstawie testu  $R_{1T}$  jak i  $R_{2T}$ , we wszystkich przypadkach z wyjątkiem dolara kanadyjskiego została odrzucona hipoteza pierwiastka jednostkowego. Oszacowania modeli TAR dla krajów, których waluty wykazały i stacjonarność, i nieliniową dynamikę dostosowań, przedstawiono w tabeli 5.2.

<sup>206</sup> Caner i Hansen (2001), str. 1561.

<sup>207</sup> Caner i Hansen (2001), str. 1563–1565. Rozróżnienie to jest konieczne ponieważ jak wykazali Caner i Hansen, niestacjonarność danych ma wpływ na rozkład asymptotyczny testu liniowości.

<sup>208</sup> Caner i Hansen (2001), str. 1569–1573.

Widać wyraźnie, że oszacowania punktowe  $\rho_1$  przyjmują wartości ujemne, równe, bądź mniejsze od  $-0,05$  (wyjątek stanowi jen). Z kolei  $\rho_2$  są nieznacznie większe od zera, co oznacza niestacjonarność procesu. Zachodzi więc podział na pasmo, w którym realny kurs walutowy jest procesem błędzenia losowego, oraz pasma procesu stacjonarnego, powracającego do przedziału równowagi. Okazuje się, że zdecydowana większość obserwacji znalazła się w paśmie niestacjonarności. Jednak mimo bardzo niskich wartości progów, jedynie w przypadku franka francuskiego liczba obserwacji w paśmie stacjonarnym równa jest minimalnej wymaganej liczbie równiej 10%. W pozostałych przypadkach wskaźnik  $n$  jest znacznie wyższy, osiągając wartości bliskie i większe od 50% dla funta szterlinga, marki niemieckiej i włoskiego lira.

Tabela 5.2.

## Wyniki oszacowań procesu TAR dla realnych kursów walutowych

	$\phi(L)$	$\mu_1$	$\rho_1$	$\mu_2$	$\rho_2$	$c$	$h$	$n$
US	0,31 (4,74)	0,26 (3,49)	-0,05 (-3,51)	-0,08 (-1,35)	0,01 (1,37)	$2,3 \times 10^{-3}$	<0,63;8,46>	36%
UK*	0,36 (5,59)	0,43 (4,12)	-0,09 (-4,15)	-0,02 (-0,25)	0,01 (0,27)	$2,4 \times 10^{-3}$	<0,81;3,98>	45%
FR	0,19 (2,92)	0,75 (2,37)	-0,16 (-2,39)	0,15 (2,04)	-0,03 (-2,03)	$3,9 \times 10^{-3}$	<0,49;2,79>	10%
DE	0,32 (4,85)	0,23 (3,50)	-0,05 (-3,50)	-0,14 (-1,50)	0,03 (1,49)	$1,1 \times 10^{-3}$	<0,65;8,46>	66%
IT	0,38 (6,03)	0,20 (4,04)	-0,05 (-4,02)	-0,29 (-3,46)	0,07 (3,42)	$0,8 \times 10^{-3}$	<0,77;8,47>	75%
JP	0,34 (5,29)	0,14 (2,36)	-0,03 (-2,46)	0,08 (1,60)	0,01 (-1,51)	$3,2 \times 10^{-3}$	<0,68;13,18>	30%

Waluta bazowa: USD. W nawiasach podano błędy standardowe.  $h$  – przedział półokresu wygasania wyznaczony dla pasma zewnętrznego;  $n$  – procent obserwacji, jakie znalazły się w paśmie zewnętrznym.

\* W przypadku funta brytyjskiego jako zmienną progową wykorzystano różnicę długoterminowych realnych stóp procentowych. Dla pozostałych walut posłużono się różnicami stóp krótkoterminowych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Bec, Salem i MacDonald (1999), str. 13–15.

Liczba obserwacji, które przyporządkowano do zewnętrznego pasma, świadczy o zasadności podejścia nieliniowego. Okazuje się bowiem, że modele TAR zostały zidentyfikowane i oszacowane na podstawie właściwości badanych procesów, a nie na podstawie danych typu *outlier*. Z drugiej strony, wysoki procent obserwacji zaliczonych do pasma niestacjonarnego tłumaczy niezadowolające wyniki badań opartych na założeniu liniowości oraz stacjonarności procesu w całej próbie. Zgodnie z sugestiami Alana Taylora (por. punkt 4.5.2), zła specyfikacja modelu musiała prowadzić do błędnych oszacowań poszczególnych parametrów. Jak pokazuje tabela 5.2, zastosowanie podejścia TAR oraz danych o dużej częstotliwości pozwoliło otrzymać zdecydowanie niższe oszacowania półokresów wygasania zarówno od 3–5 lat Rogoffa, jak i od wyników Obstfelda i Taylora. Spośród sześciu analizowanych walut najdłuższy półokres wygasania dotyczył jena i wyniósł około 13 miesięcy. Przyjąć można, że górną granicą przedziału  $h$  była najczęściej wartość około 8,5 miesiąca, zaś rekordowo niskie półokresy wygasania oszacowano w przypadku funta szterlinga (około 4 miesiące) i franka francuskiego (niecałe 3 miesiące). Podane wartości  $h$  dotyczą oczywiście pasma zewnętrznego i oznaczają tempo powrotu kursu do pasma niestacjonarnego.

### 5.3. Autoregresyjne modele płynnego przejścia (STAR)

Zgodnie z odmiennym podejściem do nieliniowej specyfikacji modelu realnych kursów walutowych, proces TAR powinien być stosowany jedynie w przypadku niezagregowanych indeksów cenowych. Gdy analizujemy wypadkową dynamikę cen dóbr o różnych kosztach arbitrażu, zaś uczestnicy rynku nie podejmują decyzji jednocześnie, należy oczekiwać płynnych, a nie dyskretnych zmian między reżimami<sup>209</sup>. Podejście takie umożliwi rodziną autoregresyjnych modeli płynnego przejścia STAR (ang. *Smooth Transition Autoregressive*).

<sup>209</sup> Teräsvirta (1994), str. 217.

### 5.3.1. Konstrukcja modelu STAR

Cechą charakterystyczną modeli STAR jest brak wyodrębnionego pasma bez arbitrażu, co sprawia, że wszelkie odchylenia od poziomu równowagi są niwelowane od momentu ich wystąpienia. Jednak siła (prędkość) dostosowań zależy bezpośrednio od wielkości odchylenia. Model STAR możemy zapisać następująco:

$$[q_t - \mu] = \sum_{j=1}^p \beta_j [q_{t-j} - \mu] + \left[ \sum_{j=1}^p \beta_j^* [q_{t-j} - \mu] \right] \Phi[\theta; q_{t-d} - \mu] + \xi_t, \quad (5.13)$$

gdzie  $\{q_t\}$  jest stacjonarnym procesem ergodycznym,  $\xi_t$  mają identyczne rozkłady niezależne  $(0, \sigma^2)$ , a  $(\theta, \mu)$  należy do podzbioru liczb rzeczywistych  $\{\mathfrak{R}^+ \times \mathfrak{R}\}$ . Funkcja  $\Phi[\theta; q_{t-d} - \mu]$  jest funkcją przejścia, która określa dynamikę powrotu do poziomu równowagi. Jej głównymi parametrami są  $\theta$ , które decyduje o prędkości dostosowań, oraz  $\mu$ , które wyznacza poziom równowagi procesu  $\{q_t\}$ <sup>210</sup>.

Modele STAR różnią się rodzajem funkcji przejścia. W przypadku realnego kursu walutowego przyjmuje się najczęściej wykładniczą postać funkcji  $\Phi$ , co wynika z jej szczególnych własności<sup>211</sup>. Funkcja przejścia przyjmuje wówczas postać:

$$\Phi[\theta; q_{t-d} - \mu] = 1 - \exp[-\theta^2 [q_{t-d} - \mu]^2], \quad (5.14)$$

zaś model jest nazywany wykładniczym modelem STAR bądź skróto ESTAR (ang. *Exponential Smooth Transition Autoregressive*). Funkcja wykładnicza (5.14) przyjmuje wartości z przedziału między zerem a jednością  $\Phi: \mathfrak{R} \rightarrow \langle 0, 1 \rangle$ . Ponadto  $\Phi[0] = 0$ , i  $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} \Phi[x] = 1$ , zaś jej wykres ma kształt odwróconego dzwonu i jest symetryczny względem osi rzędnych. Oznacza to, że wszelkie odchylenia od kursu równowagi będą korygowane w sposób ciągły i płynny, przy czym dynamika dostosowania będzie symetryczna zarówno dla odchyłeń poniżej, jak i powyżej parytetu. Wielkość parametru  $\theta$  ma bezpośredni wpływ na prędkość powrotu do poziomu równowagi, wyznaczonego nie za pomocą pasma, lecz równości  $q_{t-d} = \mu$ . Implikuje ona zerową wartość wykładniczej funkcji przejścia, co sprawia, że proces (5.13) przyjmuje liniową postać AR(p):

$$[q_t - \mu] = \sum_{j=1}^p \beta_j [q_{t-j} - \mu] + \xi_t. \quad (5.15)$$

Model (5.15) opisuje zachowanie kursu walutowego w stanie równowagi. Z kolei „pasma zewnętrzne” odpowiada w naszym przypadku sytuacji:  $\lim_{[q_{t-d} - \mu] \rightarrow \pm\infty} \Phi[\theta; q_{t-d} - \mu] = 1$ , dla danego  $\theta$ . Mamy wówczas do czynienia z inną postacią liniową AR(p) procesu (5.4):

$$[q_t - \mu] = \sum_{j=1}^p (\beta_j + \beta_j^*) [q_{t-j} - \mu] + \xi_t. \quad (5.16)$$

Prędkość powrotu do parytetu jest tym razem inna niż w przypadku (5.15), przy założeniu, że  $\beta_j^* \neq 0$  dla przynajmniej jednego  $j$ <sup>212</sup>.

Model (5.13) możemy również zapisać w następującej postaci:

$$\Delta q_t = \alpha + \rho q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta q_{t-j} + \left\{ \alpha^* + \rho^* q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Delta q_{t-j} \right\} \Phi[\theta; q_{t-d}] + \xi_t, \quad (5.17)$$

gdzie  $\Delta q_{t-j} \equiv q_{t-j} - q_{t-j-1}$ . W powyższym zapisie najważniejsze są parametry  $\rho$  i  $\rho^*$ . Zgodnie z założeniami dynamiki odchyłeń od parytetu, dopuszcza się  $\rho \geq 0$ , jednak pod warunkiem spełnienia następujących ograniczeń:  $\rho^* < 0$  oraz  $(\rho + \rho^*) < 0$ . Oznacza to, że dla niewielkich odchyłeń od parytetu siły nabywczej, może się zachowywać jak proces błędzenia losowe-

<sup>210</sup> Taylor, Peel i Sarno (2001), str. 1020.

<sup>211</sup> Ze względów porównawczych stosuje się często funkcję logistyczną, której własności nie odpowiadają w pełni założeniom teoretycznym związanym z realnym kursem walutowym. Więcej na temat innych funkcji przejścia w: Park i Shintani (2005).

<sup>212</sup> Taylor, Peel i Sarno (2001), str. 1020–1021.



go, zaś w przypadku odchylenia o dużej skali, realny kurs walutowy powraca do równowagi. Spostrzeżenie to jest szczególnie ważne przy ocenie skuteczności tradycyjnego testu pierwiastka jednostkowego ADF, gdy realny kurs walutowy realizuje proces (5.17). Ponieważ test ADF zakłada istnienie procesu AR( $p$ ) postaci:

$$\Delta q_t = \alpha' + \rho' q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi^j \Delta q_{t-j} + \xi_t, \quad (5.18)$$

oszacowania parametru  $\rho'$  będą zawierać się między  $\rho$  a  $(\rho + \rho^*)$ , w zależności od rozkładu obserwowanych odchylenia od poziomu równowagi  $\mu$ . Tak więc hipoteza zerowa o pierwiastku jednostkowym nie musi zostać odrzucona na korzyść hipotezy alternatywnej, stwierdzającej stacjonarność procesu, mimo że jest on globalnie stabilny, o czym świadczy warunek  $(\rho + \rho^*) < 0$ <sup>213</sup>.

### 5.3.2. Wyniki empiryczne

Opisany model zastosowali Panos Michael, A. Robert Nobay i David A. Peel, którzy analizowali dane miesięczne z okresu międzywojennego dla czterech państw (USA, Wielkiej Brytanii, Francji, Niemiec) oraz zestaw danych o niskiej częstotliwości dla kursów funt-dolar i funt-frank, opracowany przez Lothiana i Taylora (patrz punkt 4.4.1.)<sup>214</sup>. Aby zweryfikować nieliniowość autorzy wykorzystali test zaproponowany przez Timo Teräsvirtę<sup>215</sup>, wywodzący się z testu mnożników Lagrange'a o rozkładzie  $\chi^2$ . Hipotezą zerową testu jest liniowość badanego procesu, zaś jej odrzucenie potwierdza występowanie procesu ESTAR. Dla ustalonego parametru opóźnienia  $d$ <sup>216</sup>, test polega na oszacowaniu za pomocą MNK sztucznego równania regresji postaci:

$$q_t = \delta_{00} + \sum_{j=1}^p (\delta_{0j} q_{t-j} + \delta_{1j} q_{t-j} q_{t-d} + \delta_{2j} q_{t-j} q_{t-d}^2) + \xi_t. \quad (5.19)$$

Następnie weryfikuje się hipotezę liniowości  $H_0: \delta_{1j} = \delta_{2j} = 0$ , dla  $j=1, \dots, p$ . Hipoteza alternatywna zakłada odrzucenie warunku z hipotezy zerowej, a więc przyjęcie modelu ESTAR. W praktyce jako przybliżenie testu mnożników Lagrange'a stosuje się statystykę  $F$ , co zwiększa moc testu, zwłaszcza w przypadku dużej wartości  $p$  i małej liczby obserwacji<sup>217</sup>.

Wyniki testów wykazały, że hipotezę liniowości badanych kursów walutowych można odrzucić przy 5% poziomie istotności. Ponadto, hipoteza zerowa została odrzucona najsilniej dla  $d=1$  w przypadku danych rocznych<sup>218</sup>, zaś dla danych miesięcznych odpowiedni parametr przyjął wartość 2 dla kursów funt-frank i dolar-frank oraz wartość 1 dla kursu funt-dolar. Stosując procedurę opracowaną przez Teräsvirtę<sup>219</sup>, autorzy wykazali również, że badane procesy STAR mają postać wykładniczą, oprócz przypadku kursu funt-dolar, którego funkcja przejścia jest funkcją logistyczną. W celu estymacji modeli ESTAR Teräsvirta zaleca podzielenie wykładnika funkcji przejścia przez wariancję próby zmiennej  $q_t$ . Ułatwia to wybranie wartości początkowej dla wystandaryzowanego parametru  $\theta$ , którą ustala się zazwyczaj równą 1. Następnie parametry funkcji są szacowane nieliniową MNK. W przypadku niezadowolających rezultatów, należy dokonać zmiany przyjętej wartości parametru  $\theta$  i powtórzyć oszacowanie<sup>220</sup>.

Michael, Nobay i Peel otrzymali oszacowania zgodne z teoretycznymi założeniami modeli płynnego przejścia. Wykazali, że w przypadku niewielkich odchylenia od parytetu

<sup>213</sup> Sarno i Taylor (2003), str. 71.

<sup>214</sup> Michael, Nobay i Peel (1997), str. 862–879.

<sup>215</sup> Teräsvirta (1994), str. 210.

<sup>216</sup> Aby ustalić wielkość opóźnienia  $d$ , stosuje się metodę Tsaya: test liniowości jest powtarzany dla różnych, racjonalnie dobranych wartości  $d$ , zaś do modelu wybiera się tę, która minimalizuje prawdopodobieństwo testowe.

<sup>217</sup> Michael, Nobay i Peel (1997), str. 867.

<sup>218</sup> Wynik testu potwierdza, że  $d=1$  jest dla danych rocznych jedynym racjonalnym parametrem opóźnienia.

<sup>219</sup> Teräsvirta (1994), str. 211–12.

<sup>220</sup> Teräsvirta (1994), str. 213.



siły nabywczej badane realne kursy walutowe zachowywały się zgodnie z procesem błędzenia losowego. Gdy odchylenia zwiększały się, dochodziło do szybkiej korekty w stronę kursu równowagi. Na podstawie wyników symulacji stwierdzili dodatkowo, że oszacowane modele zbiegają w długim okresie do zera, co świadczy o ich globalnej stabilności oraz potwierdza raz jeszcze teorię parytetu siły nabywczej. Należy jednak zauważyć, że autorzy analizowali dane z okresów, w których parytet siły nabywczej już wcześniej uznawano za spełniony. Aby zweryfikować teorię parytetu oraz założenie o nieliniowej dynamice kursów walutowych, opisaną metodę należało zastosować do danych dotyczących kursów płynnych po 1973 r.

W tym celu Mark Taylor, David Peel i Lucio Sarno<sup>221</sup> posłużyli się miesięcznymi wskaźnikami CPI oraz nominalnymi kursami walut (wartości na koniec każdego miesiąca) Stanów Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemiec, Francji i Japonii. Za walutę bazową posłużył dolar amerykański, a zestaw obserwacji objął okres pomiędzy styczniem 1973 r. a grudniem 1996 r. Analizując funkcje częściowej autokorelacji dla różnych wartości opóźnień zmiennej  $q_t$ , autorzy ustalili, że przy 5% poziomie istotności tylko w przypadku  $p=1$  współczynniki częściowej autokorelacji były różne od zera. Następnie wyznaczyli wartość  $d=1$  za pomocą procedury Teräsvirtty. Tym samym model (5.13) przyjął postać:

$$q_t - \mu = \beta_1 [q_{t-1} - \mu] + \beta_1^* [q_{t-1} - \mu] [1 - \exp\{-\theta^2 [q_{t-1} - \mu]^2\}] + \xi_t, \quad (5.20)$$

Przy 5% poziomie istotności autorzy nie byli w stanie odrzucić ograniczenia  $\beta_1 = -\beta_1^* = 1$  dla żadnego z kursów, zaś w przypadku dolar-marka, dodatkowo  $\mu=0$ . Wyniki estymacji modelu (5.10) dla poszczególnych kursów przedstawia tabela 5.3.

**Tabela 5.3.**

**Wyniki nieliniowej estymacji realnych kursów walutowych (ESTAR)**

Kurs	Oszacowania modeli ESTAR	$R^2$	$s$
US/UK	$\hat{q}_t = q_{t-1} - [1 - \exp\{-0,452\{q_{t-1} + 0,149\}^2\}][q_{t-1} + 0,149]$ (-2,771) (4,274) (4,274)	0,94	0,033
US/DE	$\hat{q}_t = q_{t-1} - [1 - \exp\{-0,257q_{t-1}^2\}]q_{t-1}$ (-3,082)	0,96	0,034
US/FR	$\hat{q}_t = q_{t-1} - [1 - \exp\{-0,294\{q_{t-1} + 0,049\}^2\}][q_{t-1} + 0,049]$ (-2,809) (2,135) (2,135)	0,96	0,033
US/JJP	$\hat{q}_t = q_{t-1} - [1 - \exp\{-0,170\{q_{t-1} + 0,516\}^2\}][q_{t-1} + 0,516]$ (-2,652) (11,208) (11,208)	0,98	0,034

W nawiasach podano iloraz oszacowanego parametru i błędu standardowego oszacowania.  $R^2$  – współczynnik determinacji;  $s$  – błąd standardowy regresji.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Taylor, Peel i Sarno (2001), str. 1029.

Uzyskane oszacowania pozwoliły wykazać nieliniową dynamikę wszystkich czterech kursów walutowych w badanym okresie. Ponadto, autorzy obliczyli za pomocą metody Monte Carlo empiryczne poziomy istotności statystyk  $t$  i Walda, co pozwoliło udowodnić, że wartości parametrów przejścia są statystycznie różne od zera przy 1% poziomie istotności. Wartości  $R^2$  i  $s$  z tabeli 5.3 świadczą również o bardzo dobrym dopasowaniu modelu do danych empirycznych. Mimo że przedstawione oszacowania modeli ESTAR dają pewien obraz dynamiki dostosowań realnego kursu walutowego do parytetu siły nabywczej, Taylor, Peel i Sarno przeanalizowali funkcję reakcji na impuls w celu estymacji półokresów wygasania.

Metoda zastosowana przez autorów opiera się na prognozowaniu przyszłych realizacji ( $q_{t+h}$ ) badanego procesu  $\{q_t\}$  dla dwóch różnych przypadków. W pierwszym z nich zakładamy brak jakichkolwiek szoków zewnętrznych, zaś w drugim, że w momencie  $t$  zachodzi szok wielkości  $s_t$ . Symulacji dokonuje się za pomocą metody Monte Carlo przy użyciu tych samych zestawów liczb losowych dla dwóch sytuacji – z szokiem i bez niego. Szereg cza-

<sup>221</sup> Taylor, Peel i Sarno (2001), str. 1023.

sowy różnic między realizacjami tych dwóch symulacji stanowi dla nas funkcję odpowiedzi na impuls – opisuje dynamikę reakcji modelu na szok o zadanej wielkości. Autorzy wykorzystali dwa różne podejścia przy ustalaniu wartości początkowej, czyli wartości zmiennej opóźnionej  $q_{t-1}$ , która wchodzi do modelu jako zmienna objaśniająca. Pierwszą symulację przeprowadzono przy założeniu, że opóźniona wartość  $q_{t-1}$  równa się oszacowanemu poziomowi równowagi  $\hat{\mu}$ . Na podstawie każdego z czterech modeli z tabeli 5.3 stworzono 5.000 prognoz o długości 200 okresów. Zatem funkcja reakcji na impuls powstała jako średnia 5.000 sekwencji różnic między realizacjami modelu z szokiem i bez niego.

Tabela 5.4.

## Półokresy wygasania (w miesiącach) oszacowane na podstawie modeli ESTAR

Wartość początkowa równa kolejnym wartościom historycznym (A)							Wartość początkowa równa oszacowanemu kursowi równowagi $\hat{\mu}$ (B)						
$k(\%)$	40	30	20	10	5	1	$k(\%)$	40	30	20	10	5	1
UK	10	20	22	26	29	32	UK	22	30	34	40	42	43
DE	11	14	18	25	29	33	DE	33	30	48	54	55	56
FR	13	18	24	33	38	40	FR	30	37	45	51	53	54
JP	14	18	24	32	38	42	JP	44	52	60	66	68	69

Źródło: Taylor, Peel i Sarno (2001), str. 1039.

Dругie podejście zakładało oszacowanie funkcji odpowiedzi z uwzględnieniem historycznych wartości kursów walutowych. Na początku wprowadzono do modelu zmienną  $q_{t-1}$  równą  $\{|q(1973.M01) - \hat{\mu}| + \hat{\mu}\}^{222}$ , gdzie  $q(1973.M01)$  oznacza pierwszą wartość kursu walutowego z badanego zbioru danych. Następnie dokonano symulacji w celu uzyskania 200 realizacji procesów z szokiem i bez niego, oraz sekwencji różnic między nimi. W kolejnym kroku wartością początkową modelu staje się następna obserwacja ze zbioru, a więc  $t-1=1973.M02$ . Procedura została powtórzona dla kolejnych obserwacji, a funkcję reakcji uzyskuje się jako średnią z prognozowanych sekwencji różnic między procesami z szokiem i bez niego, przy określonej wartości  $s$ ,<sup>223</sup>.

Shok o wielkości  $k$  procent jest równoznaczny z dodaniem do logarytmu realnego kursu walutowego składnika postaci  $\log(1+k/100)$ . Zatem półokres wygasania jest w naszym przypadku liczbą miesięcy, dla których funkcja reakcji spadnie poniżej wartości  $0,5\log(1+k/100)$ . Autorzy poddali analizie sześć różnych wielkości szoków wpływających na poziom realnego kursu walutowego, a mianowicie  $k \in \{1, 5, 10, 20, 30, 40\}$ . Otrzymane wyniki (tabela 5.4) potwierdzają nieliniową dynamikę realnego kursu walutowego: im większe zastosowano odchylenie od parytetu siły nabywczej, tym szybszy był powrót do poziomu równowagi. Co więcej, szoki w modelu opartym na wartościach historycznych są korygowane znacznie szybciej niż w przypadku modeli z kursem równowagi jako wartością początkową. Dla  $k=40$  odchylenia kursów funt-dolar i marka-dolar w modelu wartości historycznych wykazują półokresy wygasania poniżej jednego roku. Nawet w przypadku bardzo małych szoków, rzędu 1%, połowa odchylenia niwelowana jest przed upływem 3 lat. Półokresy wygasania dla kursów frank-dolar i jen-dolar są nieco dłuższe w przypadku dużych  $k$ , zaś dla szoków równych 5% przekraczają już granicę 3 lat.

<sup>222</sup> Zapis taki pozwala analizować jedynie dodatnie wartości szoków. Jest to możliwe dzięki symetryczności procesu ESTAR.

<sup>223</sup> Taylor, Peel i Sarno (2001), str.1038.

---

## Wnioski

---

Ożywiona dyskusja na temat parytetu siły nabywczej trwa od początku lat 70. XX w. Dotychczas koncentrowała się wokół rozbieżności między założeniami teoretycznymi a wynikami badań empirycznych. Nowe koncepcje i metody badawcze na przemian dawały i odbierały nadzieję na wykrycie długookresowego realnego kursu równowagi, zgodnego z relacją sił nabywczych walut. Najbardziej optymistyczne rezultaty wskazywały na półokres wygasania odchyłeń kursu nominalnego od poziomu równowagi na poziomie 3-5 lat. W konsekwencji utrwał się pogląd, że wraz z upłynięciem kursów walut parytet siły nabywczej przestał obowiązywać.

W świetle wyników zaprezentowanych w pracy za prawdziwy przełom można uznać wprowadzenie założenia o nieliniowości kursu walutowego. Analizując rzeczywiste ograniczenia arbitrażu na rynku dóbr, stworzono nową koncepcję badań nad parytetem siły nabywczej. Dopasowania, jakie otrzymano w przypadku modeli nieliniowych, dają podstawy do odrzucenia dotychczasowych założeń dotyczących liniowej dynamiki odchyłeń od parytetu siły nabywczej.

Nowe podejście wprowadza do opisu realnego kursu walutowego następujące elementy:

- możliwość wystąpienia pasma bez arbitrażu, w obrębie którego krańcowy koszt arbitrażu przewyższa jego krańcowy zysk;
- proces błędzenia losowego występuje jedynie w obrębie pasma bez arbitrażu (TAR), bądź w niewielkiej odległości od poziomu równowagi (STAR);
- poza pasmem bez arbitrażu i poziomem równowagi proces jest autoregresyjny – powraca do poziomu równowagi;
- prędkość powrotu do poziomu lub pasma równowagi jest wprost proporcjonalna do wielkości odchylenia.

W przypadku modeli TAR niezwykle ważną rolę pełni też założenie o stacjonarności zmiennej progowej, które zapobiega uwięzieniu procesu w jednym z pasm.

Zastosowanie modeli TAR i STAR pozwoliło rozwiązać paradoks Rogoffa, który został sformułowany na podstawie zaskakująco długich półokresów wygasania wyznaczanych tradycyjnymi metodami estymacji. W przypadku modeli nieliniowych czas, w jakim jest korygowana połowa odchylenia od równowagi, rzadko przekraczał jeden rok, przyjmując z reguły niższe wartości. Należy przy tym podkreślić znaczenie jakości i częstotliwości danych historycznych. Aby uchwycić odchylenia o półokresie wygasania krótszym od roku, niezbędne staje się wykorzystanie danych jak najmniej zagregowanych.

Rozwój technik nieliniowych wymaga dalszej identyfikacji szoków krótko- i długoterminowych, wpływających na realny kurs walutowy. Źródeł szoków pierwszego rodzaju upatruje się obecnie w ograniczeniach handlu międzynarodowego lub polityce monetarnej w warunkach lepkich cen. Do grupy czynników długoterminowych należy zaliczyć efekt Balassy-Samuelsona. Jak wykazano, próby implementacji tej koncepcji w modelu parytetu siły nabywczej dają obiecujące rezultaty.

Istnieje koncepcja, aby do pomiaru siły efektu Balassy-Samuelsona zastosować nieliniowe wektorowe modele korekty błędem. Co więcej, technika ta pozwoliłaby szacować bardziej rozbudowane modele, opisujące dokładne zależności między realnym kursem walutowym a poziomami cen, kursem nominalnym, stopami procentowymi i innymi zmiennymi makroekonomicznymi.

Zastrzeżenia autora budzi dobór kursów walutowych. Do tej pory koncentrowano się na walutach państw gospodarczo rozwiniętych z pominięciem krajów uboższych. W większości przypadków walutą bazową był dolar amerykański. Włączenie do badań

państw rozwijających się powinno być kolejnym etapem weryfikacji technik nieliniowych, tym razem w warunkach dużo wyższych barier handlowych i możliwego efektu Balassy-Samuelsona. Drugi nurt badań powinien się koncentrować na kursach wymiany państw o bliskim położeniu geograficznym względem siebie. Pozwoliłoby to minimalizować efekty kosztów transakcyjnych, co mogłoby skutkować dalszym obniżaniem oszacowań półokresów wygasania.

Reasumując, wprowadzenie założenia o nieliniowości realnego kursu walutowego stanowi nieoceniony wkład w zrozumienie rzeczywistej dynamiki realnego kursu walutowego. Przytoczone dowody świadczą o spełnieniu parytetu siły nabywczej w długim okresie pomimo wysokiej zmienności krótkookresowej, charakterystycznej dla systemu kursów płynnych. Podejście nieliniowe, rozstrzygając kwestię postawioną we wstępie pracy, stawia jednocześnie przed badaczami nowe wyzwania. Wynikają one głównie z możliwości powiązania realnego kursu walutowego z innymi zmiennymi makroekonomicznymi, stosowania nowych technik ekonometrycznych oraz zestawów danych o wysokiej jakości.

---

## Bibliografia

---

- Abuaf N., Jorion P. (1990): *Purchasing Power Parity in the Long Run*. „The Journal of Finance”, Vol. 45.
- Adler M., Lehman B. (1983): *Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run*. „Journal of Finance”, 38.
- Anderson J.E., van Wincoop E. (2004): *Trade Costs*. „Journal of Economic Literature”. Vol. 42.
- Andrews D.W.K. (1993): *Exactly Median-Unbiased Estimation of First Order Autoregressive/Unit Root Models*. „Econometrica”, Vol. 61, No. 1.
- Ardeni P.G. (1989): *Does the law of one price really hold for commodity prices?* „American Journal of Agricultural Economics”, Vol. 71, No. 3.
- Balassa B. (1964): *The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal*. „Journal of Political Economy”, Vol. 72.
- Bec F., Salem M.B., MacDonald R. (1999): *Real Exchange Rates and Real Interest Rates: a nonlinear Perspective*. Paris X – Nanterre, U.F.R. de Sc. Ec. Gest. Maths Infor., Paper No. 99–17.
- Bilson J.F. (1978): *The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence*. International Monetary Fund Staff Papers, Vol. 25.
- Bratkowski S. (1996): *Jak rodził się bank banków*. „Wiedza i Życie”, Nr 6.
- Caner M., Hansen B.E. (2001): *Threshold Autoregression with a Unit Root*. „Econometrica”, Vol. 69, No. 6.
- Carlton D.W., Perloff J.M. (2000): *Modern industrial organization*. Addison-Wesley Longman, Reading, MA.
- Cassel G. (1928a): *Foreign investments*. Lectures of the Harris Foundation, University of Chicago Press, Chicago.
- Cassel G. (1928b): *Post-war monetary stabilization*. Columbia University Press, New York.
- Ceglowski J. (1994): *The Law of One Price Revisited: New Evidence on the Behavior of International Prices*. „Economic Inquiry”, Vol. 32, No. 3.
- Cheung Y.-W., Lai K.S. (1998): *Parity Reversion in Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period*. „Journal of International Money and Finance”, Vol. 17, No. 4.
- Chinn M.D. (2005): *A Primer on Real Effective Exchange Rate: Determinants, Overvaluation, Trade Flows And Competitive Devaluation*. NBER Working Paper No. 11521.
- Choudhury T.R., McNown R., Wallace M. (1991): *Purchasing Power Parity and the Canadian Float in the 1950s*. „Review of Economics and Statistics”, Vol. 73.
- Chowdhury A.R., Sdogati F. (1993): *Purchasing power Parity in the Major EMS Countries: The Role of Price and Exchange Rate Adjustment*. „Journal of Macroeconomics”, Vol. 15.
- Cochrane J.H. (1988): *How Big is the Random Walk in GNP?* „Journal of Political Economy” 96.
- Corrado L., Miller M., Zhang L. (2002): *Exchange Rate Monitoring Bands: Theory and Policy*. CEPR Discussion Paper No. 3337.

- Cournot A. (1927): *Researches into the Mathematical Principles of the Theory of Wealth*. Macmillan, New York.
- Dornbusch R. (1976): *Expectations and Exchange Rates Dynamics*. „Journal of Political Economy”, Vol. 84.
- Dumas B. (1992): *Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate In Spatially Separated World*. „Review of Financial Studies” 5.
- Edgeworth F.Y. (1987): *Indifference, Law of. W: The New Palgrave Dictionary of Economics* (pod red. J. Eatwell, M. Milgate, P. Newman). Macmillan Press, London, Vol. 2.
- Edison H.J. (1987): *Purchasing Power Parity In The Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890–1978)*. „Journal of Money, Credit and Banking”, Vol. 19, No. 3.
- Egert B. (2002): *Investigating the Balassa-Samuelson hypothesis in transition: Do we understand what we see?* BOFIT Discussion Paper, No. 6.
- Elliott G., Rothenberg T.J., Stock J.H. (1996): *Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root*. „Econometrica” 64.
- Engel Ch., West K.D. (2004): *Exchange Rates and Fundamentals*. NBER Working Paper No. 10723.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987): *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. „Econometrica”, Vol. 55.
- Feenstra R.C., Kendall J.D. (1994): *Pass-Through of Exchange Rates and Purchasing Power Parity*. NBER Working Paper No. 4842.
- Frankel J.A. (1986): *International Capital Mobility and Crowding out In the US Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets?* NBER Working Paper, No. 1773.
- Frankel J.A., Rose A.K. (1995): *A panel project on purchasing power parity: mean reversion within and between countries*. NBER Working Paper, No. 5006.
- Frankel J.A. (1979): *On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest rate Differentials*. „American Economic Review”, Vol. 69.
- Frenkel J.A. (1981): *The collapse of purchasing power parities during the 1970s*. „European Economic Review”, Vol. 16, No. 1.
- Frenkel J.A. (1978): *Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s*. „Journal of International Economics”, Vol. 8, No. 2.
- Frenkel J.A. (1976): *A Monetary Approach to Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence*. „Scandinavian Journal of Economics”, Vol. 78.
- Froot K.A., Rogoff K. (1994): *Perspectives on PPP and long-run real exchange rates*. NBER Working Paper, No. 4952.
- Froot K.A., Thaler R.H. (1990): *Anomalies: Foreign Exchange*. „The Journal of Economic Perspectives”, Vol. 4, Issue 3.
- Froot K.A., Klemperer P.D. (1989): *Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters*. „The American Economic Review”, Vol. 79.
- Fuller W.A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley & Sons, New York.
- Ghosh R., Wolf H.C. (1994): *Pricing In International Markets: Lessons From 'The Economist'*. NBER Working Paper No. 4806.
- Granger C.W.J. (1986): *Developments in the Study of Cointegrated Variables*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 48.

- Grice-Hutchinson M. (1952): *The School of Salamanca. Readings in Spanish Monetary Theory 1544–1605*. Oxford University Press, Oxford.
- Hakkio C.S. (1982): *A Reexamination of Purchasing Power Parity: A Multi-Country And Multi-Period Study*. NBER Working Paper, No. 865.
- Hansen B.E. (1997): *Inference in TAR Models*. „Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics”, Vol. 2.
- Hansen L., Hodrick R. (1980): *Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Appraisal*. „Journal of Political Economy”, Vol. 88.
- Hegwood N.D., Papell D.H. (1998): *Quasi Purchasing Power Parity*. „International Journal of Finance and Economics” 3.
- Huizinga J. (1987): *An empirical investigation of the long-run behavior of real exchange rates*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 27.
- Keynes J.M. (1923): *A tract on monetary reform*. Macmillan, London.
- Kim H. (1990): *Purchasing Power Parity in the long run: A cointegration approach*. „Journal of Money, Credit and Banking”, Vol. 22.
- Krugman P.R., Obstfeld M. (2002): *International Economics. Theory and Policy*. Addison-Wesley, Reading, MA.
- Krugman P.R. (1987): *Pricing to Market When the Exchange Rate Changes. W: Real-Financial Linkages Among Open Economies* (pod red. S.W. Arndt, J.D. Richardson). MIT Press, Cambridge.
- Krugman P.R. (1978): *Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence*. „Journal of International Economics”, Vol. 8.
- Kwiatkowski J. (1999): *Procesy z długą pamięcią i modele ARFIMA*. Zeszyty Naukowe AUNC 329, Toruń.
- Lopez C., Murray C.J., Papell D.H. (2006): *More Powerful Unit Root Tests and the PPP Puzzle*. University of Cincinnati, Economics Working Paper No. 2003-07.
- Lothian J.R., Taylor M.P. (2000): *Purchasing Power Parity Over Two Centuries: Strengthening the Case for Real Exchange Rate Stability*. „Journal of International Money and Finance” 19.
- MacDonald R. (1993): *Long-run Purchasing Power Parity: Is it for real?* „The Review of Economics and Statistics”, Vol. 75, Issue 4.
- Mark N. (1990): *Real Exchange Rates in the Long-Run: An Empirical Investigation*. „Journal of International Economics” 28.
- Marshall A. (1962): *Principles of Economics. An Introductory Volume*. Macmillan, London.
- McChesney F.S., Shughart II W.F., Haddock D.D. (2004): *On the Internal Contradictions of the Law of One Price*. „Economic Inquiry”, Vol. 42.
- McCurrencies*, „The Economist”, 2006, Vol. 379, No. 8479, str. 74.
- McNown R., Wallace M. (1989): *National Price Levels, Purchasing Power Parity and Cointegration: A Test of Four High Inflation Economies*. „Journal of International Money and Finance”, Vol. 8.
- Meese R., Rogoff K. (1988): *Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation Over the Modern Floating-Rate Period*. „The Journal of Finance”, Vol. 43, No. 4.
- Michael P., Nobay A.R., Peel D.A. (1997): *Transaction Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation*. „The Journal of Political Economy”, Vol. 105, No. 4.

- Mishkin F.S. (2004): *The Economics of Money, Banking, And Financial Markets*. Addison-Wesley, Reading, MA.
- Morawski W. (1996): *Pieniądz*. W: *Nowa Encyklopedia Powszechna PWN*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, tom 4, str. 862–863.
- Murray C.J., Papell D.H. (2005): *The purchasing power parity is worse than you think*. „Empirical Economics”, Vol. 3.
- Nurkse R. (1944): *International Currency Experience: Lessons of the Inter-War Period*. League of Nations Publication Department, Princeton.
- Obstfeld M., Taylor A.M. (1997): *Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited*. NBER Working Paper No. 6053.
- Obstfeld M. (1993): *Model Trending Real Exchange Rates*. Center for International Development and Economic Research, Working Paper No. C93-011.
- O'Connell P.G. J., Wei S.-J. (1997): *The Bigger They Are, The Harder They Fall: How Price Differences Across U.S. Cities Are Arbitrated*. NBER Working Paper No. 6089.
- OECD (1997): *Construction Price Indices*. Statistics Directorate.
- Papell D.H., Prodan R. (2003): *Long Run Purchasing Power Parity: Cassel or Balassa-Samuelson?*, [http://elsa.berkeley.edu/~obstfeld/281\\_sp04/papell.pdf](http://elsa.berkeley.edu/~obstfeld/281_sp04/papell.pdf)
- Park J.Y., Shintani M. (2005): *Testing for a Unit Root against Transitional Autoregressive Models*. Department of Economics, Vanderbilt University, Working Paper No. 05010.
- Phillips L., Pippenger J. (2005): *Some Pitfalls in Testing the Law of One Price in Commodity Markets*. UCSB, Department of Economics Working Paper No. 4-05.
- Pilbeam K. (1998): *International Finance*. Palgrave, New York.
- Rogoff K. (1996): *The Purchasing Power Parity Puzzle*. „Journal of Economic Literature”, Vol. 34.
- Roll R. (1979): *Violations of Purchasing Power Parity and their Implications for Efficient International Commodity Markets*. W: *International Finance and Trade* (M. Sarnat, G.P. Szego). Cambridge Mass.: Ballinger, Vol. 1.
- Rosenberg M.R. (1996): *Currency Forecasting. A Guide to Fundamental and Technical Models of Exchange Rate Determination*. Irwin, Chicago.
- Rubaszek M. (2004): *Modelowanie optymalnego poziomu realnego efektywnego kursu złotego. Zastosowanie koncepcji fundamentalnego kursu równowagi*. „Materiały i Studia”, Zeszyt nr 175.
- Samuelson P.A. (1964): *Theoretical Notes on Trade Problems*. „Review of Economics and Statistics”, Vol. 46.
- Sarno L., Taylor M.P., Chowdhury I. (2004): *Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study*. „Journal of International Money and Finance”, Vol. 23, No. 1.
- Sarno L., Taylor M.P. (2003): *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Sarno L., Taylor M.P. (2002): *Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate*. IMF Staff Papers, Vol. 49, No. 1.
- Sarno L., Taylor M.P. (1998): *Real Exchange Rates Under the Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion*. „Economics Letters” 60.



- Schiller R.J., Perron P. (1985): *Testing the Random Walk Hypothesis: Power Versus Frequency of Observation*. NBER Working Paper, No. 45.
- Sercu P., Upal R., Van Hulle C. (1995): *The Exchange Rate In the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parities*. „The Journal of Finance”, Vol. 50, No. 4.
- Sotomska-Krzysztofik P. (2003): *Utworzenie i upadek izby walutowej w Argentynie*. „Bank i Kredyt”, Nr 2.
- Stigler G.J. (1987): *The Theory of Price*. Macmillan, New York.
- Stiglitz J.E. (1993): *Information. The Fortune Encyclopedia of Economics*. Warner Books, New York.
- Summers R., Heston A. (1991): *The penn world table, Mark (5): An expanded set of international comparisons, 1950-88*. „Quarterly Journal of Economics”, Vol. 106.
- Syczewska E.M. (2002): *Niestacjonarność nominalnego i realnego kursu wymiany dla danych sezonowych*. „Bank i Kredyt”, nr 2.
- Taylor A.M., Taylor M.P. (2004): *The Purchasing Power Parity Debate*. NBER Working Paper No. 10607.
- Taylor A.M. (2000): *A Century of Purchasing-Power Parity*. NBER Working Paper No. 8012.
- Taylor A.M. (2001): *Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of the Law of One Price*. „Econometrica”, Vol. 69, No. 2.
- Taylor M.P. (2005): *Real Exchange Rates and Nonlinearities. W: Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?* (pod red. P. De Grauwe), MIT Press, Cambridge.
- Taylor M.P. (2003): *Purchasing Power Parity*. „Review of International Economics” 11(3).
- Taylor M.P. (1988): *An Empirical Examination of Long-Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques*. „Applied Economics”, Vol. 20.
- Taylor M.P., McMahon P.C. (1988): *Long-Run Purchasing Power Parity in the 1920s*. „European Economic Review”, Vol. 32.
- Taylor M.P., Peel D.A., Sarno L. (2001): *Nonlinear Mean-Reversion In Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles*. „International Economic Review”, Vol. 42, No. 4.
- Taylor M.P., Sarno L. (2004): *International Real Interest Rate Differentials, Purchasing Power Parity And the Behaviour of Real Exchange Rates: The Resolution of a Conundrum*. „International Journal of Finance and Economics”, Vol. 9.
- Taylor M.P., Sarno L. (1998): *The Behaviour of Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period*. „Journal of International Economics” 46.
- Teräsvirta T. (1994): *Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models*. „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 89, No. 425.
- Tsay R.S. (1989): *Testing and modeling threshold autoregressive processes*. „Journal of the American Statistical Association” 84.
- Welfe A. (2003): *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Wójcik C. (2005): *Przesłanki wyboru systemów kursowych*. SGH, Warszawa.
- Wu Y. (1996): *Are Real Exchange Rates Nonstationary? Evidence from a Panel-Data Test*. „Journal of Money, Credit and Banking”, Vol. 28.

Zellner A. (1962): *An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias*. „Journal of the American Statistical Association” 57.

Zussman A. (2002): *The Limits of Arbitrage: Trading Frictions and Deviations from Purchasing Power Parity*. SIEPR Policy Paper No. 02-012.

Stony internetowe:

1. <http://www.nbpportal.pl>.
2. <http://pwt.econ.upenn.edu/icp.html>
3. <http://www.oecd.org/std/ppp>