

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 163

Od kursu płynnego do unii monetarnej Znaczenie efektu Balassy-Samuelsona dla polskiej polityki pieniężnej

Tomasz Chmielewski

Warszawa, wrzesień 2003 r.

Praca powstała pod kierunkiem naukowym prof. dr hab. Zbigniewa Polańskiego w Katedrze Polityki Pieniężnej Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie.

Autor pragnie szczególnie podziękować prof. dr hab. Zbigniewowi Polańskiemu, prof. dr hab. Andrzejowi Kaźmierczakowi, mgr. Michałowi Brzoza-Brzezinię oraz dr. Maciejowi K. Dudkowi za liczne wartościowe uwagi, sugestie i komentarze, a także mgr. Jakubowi Borowskiemu oraz mgr. Markowi Rozkrutowi za cenne dyskusje.

Autor jest pracownikiem Departamentu Systemu Finansowego Narodowego Banku Polskiego oraz Katedry Polityki Pieniężnej Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie.

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. (22) 653 23 35, fax (22) 653 13 21

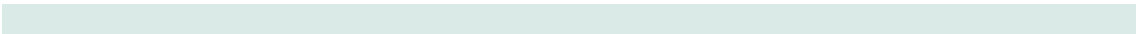
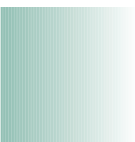
© Copyright Narodowy Bank Polski, 2003

Materiały i Studia rozprowadzane są bezpłatnie.

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

Spis treści

Spis rysunków i tabel	5
Streszczenie	6
Wprowadzenie	7
1. Teoria parytetu siły nabywczej i model Balassy-Samuelsona	9
1.1. Teoria parytetu siły nabywczej	9
1.1.1. <i>Koncepcja parytetu siły nabywczej</i>	9
1.1.2. <i>Historia koncepcji parytetu siły nabywczej</i>	11
1.1.3. <i>Parytet siły nabywczej a realny kurs walutowy</i>	12
1.2. Wyjaśnianie odchyleń kursów nominalnych od wartości parytetu siły nabywczej	12
1.2.1. <i>Problemy agregacji, koszty transakcyjne i niedoskonałości rynku</i>	13
1.2.2. <i>Model Balassy-Samuelsona</i>	15
1.3. Podsumowanie	23
Aneks: Funkcja produkcji Cobba-Douglasa	25
2. Empiryczne badania efektu Balassy-Samuelsona	26
2.1. Pojęcia modelu a dostępność danych	26
2.2. Techniki ekonometryczne	29
2.3. Przegląd ważniejszych prac empirycznych	30
2.3.1. <i>Badania przekrojowe</i>	30
2.3.2. <i>Wczesne badania oparte na szeregach czasowych</i>	32
2.3.3. <i>Badania wykorzystujące techniki kointegracji</i>	34
2.3.4. <i>Inne metodologie</i>	37
2.4. Podsumowanie	39
3. Oszacowanie efektu Balassy-Samuelsona dla Polski	40
3.1. Przegląd dotychczasowych badań	40
3.2. Nowe oszacowania efektu Balassy-Samuelsona dla Polski	44
3.2.1. <i>Wykorzystane dane i techniki ekonometryczne</i>	44
3.2.2. <i>Uzyskane wyniki</i>	50
3.3. Podsumowanie	52
Aneks: Wyniki estymacji i oszacowania wpływu efektu Balassy-Samuelsona na inflację.	54
4. Efekt Balassy-Samuelsona a warunki wstąpienia do strefy euro	59
4.1. Kryteria traktatu z Maastricht	59
4.2. Polityka pieniężna, ustalenie celów inflacyjnych i uczestnictwo w systemie ERM II	60
4.3. Szacunki efektu Balassy-Samuelsona a możliwość spełnienia kryteriów nominalnej konwergencji	65
4.4. Efekt Balassy-Samuelsona po wstąpieniu do strefy euro	66
4.5. Podsumowanie	69
5. Zakończenie	70
6. Bibliografia	72



Spis wykresów i tabel

Wykres 3.1. Inflacja rok do roku obliczana na podstawie poszczególnych indeksów cen, obserwacje miesięczne	.48
Wykres 3.2. Zmiany sektorowych deflatorów w stosunku do analogicznego kwartału poprzedniego roku	.48
Wykres 3.3. Zmiany średniej produktywności pracy w stosunku do analogicznego kwartału poprzedniego roku w poszczególnych sektorach	.48
Wykres 3.4. Porównanie inflacji obserwowanej oraz szacowanego wpływu efektu Balassy-Samuelsona na inflację,	.51
Wykres 3.5. Porównanie międzynarodowego zróżnicowania inflacji oraz szacowanego wpływu efektu Balassy-Samuelsona na międzynarodowe zróżnicowanie inflacji	.51
Tabela 3.1. Wyniki estymacji na podstawie specyfikacji (3.1)	.54
Tabela 3.2. Wyniki estymacji na podstawie specyfikacji (3.2)	.55
Tabela 3.3. Wyniki estymacji na podstawie specyfikacji (3.3)	.56
Tabela 3.4. Wyniki estymacji na podstawie specyfikacji (3.4)	.57

Streszczenie

W pracy omówiono implikacje występowania efektu Balassy-Samuelsona dla prowadzenia polityki pieniężnej w Polsce w okresie dążenia do spełnienia kryteriów konwergencji nominalnej. Model Balassy-Samuelsona został szczegółowo przedstawiony na tle teorii parytetu siły nabywczej. Zaprezentowane zostały również autorskie szacunki omawianego efektu dla Polski. Estymacji dokonano wykorzystując szereg wybranych, spotykanych w literaturze przedmiotu, podejść dla danych z okresu I kw. 1995 r. - II kw. 2002 r. Większość przedstawionych oszacowań wpływu efektu Balassy-Samuelsona na inflację dla Polski zawiera się w przedziale 1-2 pkt. proc. rocznie (przy założeniu temp zmian produktywności na poziomie średniego tempa zmian dla okresu I kw. 1999 r. - II kw. 2002 r.). Wskazuje to na umiarkowaną wielkość tego efektu w przypadku Polski. Przeprowadzona analiza zgodności zmian obserwowanej inflacji oraz jej międzynarodowego zróżnicowania z teoretycznymi wartościami wpływu efektu Balassy-Samuelsona wskazuje na jego rosnący z upływem czasu udział w wyjaśnianiu zmian cen.

Klasyfikacja JEL: E31, E52, F33.

Słowa kluczowe: efekt Balassy-Samuelsona, konwergencja nominalna, kryteria z Maastricht, Europejska Unia Gospodarcza i Walutowa, teoria parytetu siły nabywczej.

Wprowadzenie

Wejście Polski do Unii Europejskiej pociąga za sobą obowiązek przystąpienia do strefy euro. W tym celu należy m.in. wypełnić kryteria nominalnej zbieżności, tzw. kryteria z Maastricht. Wśród nich szczególne zainteresowanie polskich władz monetarnych mogą wzbudzać trzy: kryterium inflacyjne (zobowiązujące do osiągnięcia odpowiednio niskiego poziomu inflacji), kryterium stóp procentowych (zobowiązujące do osiągnięcia odpowiednio niskiego poziomu długoterminowych stóp procentowych) oraz kryterium kursowe (zobowiązujące do uczestnictwa przez minimum dwa lata w systemie kursowym ERM II).

Okres uczestnictwa w systemie ERM II będzie zapewne wymagał modyfikacji bieżącej strategii polityki pieniężnej i prowadzenia jej w warunkach istnienia dwóch celów: inflacyjnego i kursowego. Jednocześnie można spodziewać się, że konwergencji nominalnej będzie również towarzyszyła konwergencja realna, objawiająca się w szczególności szybszym wzrostem gospodarczym w Polsce niż w strefie euro. Scenariusz szybszego wzrostu może doprowadzić do wystąpienia, znanego w teorii i wielokrotnie potwierdzanego w badaniach empirycznych dla innych państw, efektu Balassy-Samuelsona. Efekt ten polega na wzroście cen dóbr niewymiennych w stosunku do cen dóbr wymiennych i w rezultacie na aprecjacji realnego kursu walutowego. Ta ostatnia może zrealizować się (w zależności od istniejącego systemu kursowego) albo w postaci przyspieszonej inflacji (w przypadku systemu kursu stałego), albo poprzez nominalną aprecjację kursu walutowego (w przypadku systemu kursu płynnego).

W świetle powyższego powstają co najmniej dwie grupy problemów. Po pierwsze, jaka jest (i będzie w przyszłości) siła efektu Balassy-Samuelsona dla Polski? Czy może być on na tyle silny, by kryteria z Maastricht (konkretnie kryteria: kursowe i inflacyjne) okazały się sprzeczne? Po drugie, jaka powinna być optymalna ścieżka absorpcji spodziewanej realnej aprecjacji, tj. jaka część powinna być osiągnięta poprzez nominalną aprecjację, a jaka poprzez różnicę inflacji w stosunku do krajów tworzących unię monetarną? Czy procesy, które mogą wówczas zachodzić, doprowadzą do istotnej zmiany sposobu ustalania celów inflacyjnych?

Celem pracy jest próba odpowiedzi na te pytania, tj. próba określenia optymalnej strategii polskich władz monetarnych w okresie poprzedzającym wejście Polski do strefy euro w zakresie polityki kursowej oraz ustalania celów inflacyjnych.

Praca została podzielona na cztery rozdziały. W rozdziale 1. zostanie przedstawiony model Balassy-Samuelsona na tle teorii parytetu siły nabywczej. Założenie, że kursy walutowe odpowiadają wartościom wynikającym ze spełnienia relacji parytetu siły nabywczej, stanowi element wielu modeli ekonomicznych. Jednak stałość realnego kursu walutowego, implikowana przez teorię parytetu siły nabywczej, nie znajduje jednoznacznego potwierdzenia empirycznego. Omówiony w drugiej części tego rozdziału efekt Balassy-Samuelsona jest jedną z prób teoretycznego wyjaśnienia zmienności w czasie realnego kursu walutowego. Przedstawione tam jednak zostaną również inne koncepcje teoretyczne wyjaśniające możliwość odchylania się kursów walutowych od wartości wynikających ze spełnienia parytetu siły nabywczej.

Rozdział 2. poświęcony będzie problemom związanym z empiryczną analizą wielkości efektu Balassy-Samuelsona. Po omówieniu najważniejszych problemów powstających przy stosowaniu modelu teoretycznego jako podstawy prac empirycznych, zostanie dokonany przegląd ważniejszych pozycji literatury światowej z zakresu badań empirycznych nad efektem Balassy-Samuelsona.

W rozdziale 3. przedstawiony zostanie stan wiedzy na temat efektu Balassy-Samuelsona w Polsce. Po przeglądzie dotychczas uzyskanych wyników zaprezentowane zostaną autorskie oszacowania efektu Balassy-Samuelsona dla naszego kraju. Estymacji dokonano wykorzystując szereg wybranych, spotykanych w literaturze przedmiotu, podejść. Celem takiego postępowania jest dokona-

nie oceny stopnia pewności otrzymanych i przedstawionych w niniejszej pracy wyników, gdyż zbieżność szacunków można uznać za przesłankę wzmacniającą ich wiarygodność.

Rozdział 4. zawiera analizę wpływu wielkości oszacowanego efektu Balassy-Samuelsona i jego prognozowanego poziomu w najbliższej przyszłości na strategię prowadzenia polityki pieniężnej w okresie przejściowym, tj. po wstąpieniu do Unii Europejskiej, ale jeszcze przed wstąpieniem do unii monetarnej. W pierwszej kolejności zostaną przedstawione nominalne kryteria konwergencji (kryteria z Maastricht), a następnie zostanie przeprowadzona analiza możliwości ich spełnienia, mając na uwadze zaprezentowane w rozdziale 3. szacunki wielkości efektu Balassy-Samuelsona dla Polski. W kolejnym kroku zostanie rozważony wpływ analizowanego efektu na rynek walutowy, przede wszystkim poprzez analizę ścieżki zmian realnego kursu walutowego. Zostaną przeanalizowane również sposoby formułowania ilościowych celów inflacyjnych. Dokonana będzie też próba oceny wpływu optymalnej ścieżki absorpcji spodziewanej realnej aprecjacji złotego na sferę realną gospodarki. W ostatniej części tego rozdziału przedstawione zostaną rozważania na temat skutków efektu Balassy-Samuelsona w okresie po wstąpieniu Polski do strefy euro w kontekście wspólnej polityki monetarnej.

Praca kończy się zakończeniem, podsumowującym przeprowadzone rozważania oraz uzyskane wyniki.

1

Teoria parytetu siły nabywczej i model Balassy-Samuelsona

1

W rozdziale zostaną omówione założenia modelu Balassy-Samuelsona oraz płynące z niego wnioski teoretyczne. Model zostanie przedstawiony w kontekście teorii parytetu siły nabywczej oraz na tle innych koncepcji powiązanych z tą teorią.

Pierwsza części rozdziału poświęcona jest prezentacji teorii parytetu siły nabywczej oraz jej implikacjom, szczególnie dla realnego kursu walutowego, druga zaś zawiera przedstawienie teoretycznych koncepcji objaśniających obserwowane w rzeczywistości odchylenia kursów walutowych od wartości wyznaczanych przez parytet siły nabywczej. W tym miejscu omówiony zostanie szczególnie efekt Balassy-Samuelsona.

1.1. Teoria parytetu siły nabywczej

Teoria parytetu siły nabywczej (ang. purchasing power parity – PPP) stwierdza, że ogólne poziomy cen w różnych gospodarkach, wyrażone w tej samej walucie, powinny być sobie równe. W przypadku spełnienia założeń tej teorii, kurs walutowy odzwierciedla siłę nabywczą walut mierzoną poziomami cen w rozpatrywanych gospodarkach.

1.1.1. Koncepcja parytetu siły nabywczej

Fundamentem teorii parytetu siły nabywczej jest prawo jednej ceny. Stwierdza ono, że jeśli na rynku międzynarodowym panuje doskonała konkurencja, to po odliczeniu kosztów transportu, podatków, cel i innych im podobnych kosztów, homogeniczne dobra sprzedawane w różnych krajach powinny mieć równe ceny po przeliczeniu ich na tę samą walutę (P. R. Krugman i M. Obstfeld, 2001, s. 105). W dalszej analizie prowadzonej w tym podrozdziale przyjęte jest założenie, że koszty transportu są zerowe oraz że nie istnieją żadne bariery w międzynarodowej wymianie handlowej.

Prawo jednej ceny jest zgodne z potoczną intuicją, że w tych samych warunkach identyczne dobra powinny mieć takie same ceny względem innych dóbr. Jeśli zatem wyznaczymy pewnemu dobru funkcję miernika wartości i określimy w nim ceny innych dóbr, to zmiana dobra pełniącego funkcję miernika wartości nie powinna mieć wpływu na strukturę cen. Przeliczenie ceny dobra wyrażonej w pewnej walucie na inną walutę można porównać właśnie do zmiany rodzaju jednostki rozrachunkowej. Wyrażenie cen danego zbioru dóbr w innej walucie nie powinno więc wpływać na relację tych cen.

Formalizując powyższe rozważania przy założeniu, że nie istnieją żadne koszty międzynarodowej wymiany handlowej, można stwierdzić, iż jeśli cena dobra i wyrażona w walucie A wynosi P_i , zaś cena tego samego dobra w walucie B wynosi P_i^* , natomiast kurs walutowy E definiujemy jako cenę jednostki waluty B wyrażoną w walucie A , to zachodzi równość:

$$(1.1) \quad P_i = EP_i^*.$$

Kurs walutowy możemy zatem wyrazić w postaci $E = \frac{P_i}{P_i^*}$.

Jeśli prawo jednej ceny jest spełnione dla wszystkich dóbr i koszyki dóbr, na podstawie których oblicza się ogólne poziomy cen P oraz P^* , są w dwóch gospodarkach identyczne, to spełniony jest warunek parytetu siły nabywczej. W takim przypadku, analogicznie jak powyżej dla jednego dobra, możemy zapisać dla ogólnych poziomów cen:

$$(1.2) \quad P = EP^* \text{ oraz } E = \frac{P}{P^*}.$$

Mimo podobieństwa zapisu należy podkreślić, że pomiędzy prawem jednej ceny a parytetem siły nabywczej występuje istotna różnica. Polega ona na tym, że prawo jednej ceny odnosi się do relacji cen pojedynczych dóbr, natomiast parytet siły nabywczej – do ogólnego poziomu cen, a zatem do cen pewnego koszyka dóbr. Problemy stąd wynikające zostaną omówione szerzej w punkcie 1.2.1.

Dysponując zależnością pomiędzy ogólnymi poziomami cen a kursem walutowym powróćmy do stwierdzenia, że kurs walutowy odzwierciedla siłę nabywczą walut mierzoną poziomem cen. Jeżeli poziom cen P w pierwszej gospodarce wzrośnie, zaś poziom cen P^* w drugiej nie zmieni się, to siła nabywczą waluty pierwszej gospodarki obniży się, jej kurs powinien zatem spaść (czyli relacja E powinna wzrosnąć), aby nadal był zachowany parytet siły nabywczej.

W literaturze (por. np. Krugman i Obstfeld, 2001, s.106) wyróżniane są dwie wersje koncepcji parytetu siły nabywczej: absolutna (mocna, silna) oraz relatywna (względna, słaba). Rozumowanie przedstawione powyżej opierało się na absolutnej wersji parytetu siły nabywczej. Według tej koncepcji poziom cen w różnych krajach wyrażone w jednej walucie są sobie równe, a zatem kursy walutowe są równe relacji ogólnych poziomów cen w obu gospodarkach.

Jeśli nominalny kurs walutowy jest równy stosunkowi poziomów cen w obu gospodarkach (jak zakłada się w wersji absolutnej teorii parytetu siły nabywczej), to prawdziwa jest również koncepcja parytetu siły nabywczej w wersji relatywnej. Zgodnie z wersją relatywną, procentowa zmiana kursu walutowego między dwoma gospodarkami jest równa różnicy między procentowymi zmianami ogólnych poziomów cen w obu krajach. Z powyższego stwierdzenia wynika, że dla prawdziwości relacji implikowanej przez wersję relatywną teorii parytetu siły nabywczej nie jest konieczne spełnienie warunku parytetu siły nabywczej w wersji absolutnej. Warunek spełnienia parytetu siły nabywczej w wersji relatywnej jest warunkiem słabszym niż w przypadku wersji absolutnej. O paryecie siły nabywczej w wersji relatywnej można mówić tylko w odniesieniu do danego okresu bazowego, gdyż wersja względna omawianej teorii wyrażona jest w kategoriach zmian, a nie poziomów cen oraz kursu walutowego.

Oznaczając symbolem $\hat{\cdot}$ procentowe tempo zmian danej zmiennej, warunek relatywnej wersji parytetu siły nabywczej można zapisać jako:

$$(1.3) \quad \hat{E} = \hat{P} - \hat{P}^*.$$

Warunek ten może być prawdziwy w szczególności, gdy zależność pomiędzy względnymi poziomami cen obu gospodarek a kursem walutowym zapiszemy jako:

$$(1.4) \quad E = \lambda P / P^*,$$

gdzie λ jest dowolną dodatnią stałą odzwierciedlającą wpływ kosztów transakcyjnych, ceł oraz podatków na zróżnicowanie poziomów cen analizowanych gospodarek¹. Do tego zatem, aby spełniona była zależność pomiędzy tempami inflacji a zmianami kursu walutowego, stanowiącą relatywną wersję teorii parytetu siły nabywczej, nie jest konieczne spełnienie warunku parytetu siły nabywczej w wersji absolutnej (R. Dornbusch, 1987).

Relatywna wersja teorii parytetu siły nabywczej ma istotne znaczenie ze względu na brak konieczności jednoczesnego spełnienia absolutnej wersji tej teorii. Jeśli założymy, że czynniki wpływające na odchylenie kursu walutowego od poziomu wyznaczonego przez parytet siły nabywczej są względnie stałe w czasie, to nadal prawdziwe może być twierdzenie, że zmiana kursu walutowego odpowiada względnym zmianom poziomów cen (Dornbusch, 1987). Taka sytuacja może wystąpić np. wtedy, gdy dobra z poszczególnych krajów nie są idealnymi substytutami.

Dla zilustrowania powyższego załóżmy (zgodnie z ilościową teorią pieniądza), że zmiany ogólnego poziomu cen (inflacja) wywoływane są wyłącznie przez zaburzenia monetarne. Załóżmy też, że zaburzenia monetarne nie wpływają na strukturę względnych cen dóbr w równowadze (tzn. pieniądź jest neutralny). W tym szczególnym przypadku parytet siły nabywczej w wersji relatywnej

¹ W absolutnej wersji teorii parytetu siły nabywczej $\lambda = 1$.

może być zachowany nawet wtedy, gdy nie działa prawo jednej ceny. Wówczas wszystkie ceny, łącznie z kursem walutowym, zmieniają się proporcjonalnie do wielkości zaburzenia monetarnego. Warto w tym miejscu zauważyć, że w przypadku szoków monetarnych wpływających proporcjonalnie na wszystkie ceny, również odmienna struktura koszyków dóbr, na podstawie których wyznaczane są ogólne poziomy cen w obu krajach, nie stanowiłaby przeszkody dla spełnienia relatywnej wersji parytetu siły nabywczej².

Analiza spełnienia warunku parytetu siły nabywczej musi być zawsze poprzedzona wybraniem odpowiedniego koszyka dóbr. Możliwe jest wykorzystanie jednego z szeregu indeksów mierzących zmiany poziomów cen, jak np. CPI (indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych), PPI (indeks cen producentów), WPI (indeks cen hurtowych), czy deflator PKB. Należy podkreślić, że różnice pomiędzy krajami w konstrukcji tych indeksów mogą spowodować, że zaobserwujemy niespełnienie zależności parytetu siły nabywczej mimo tego, że dla poszczególnych dóbr będzie działało prawo jednej ceny. Szerzej zagadnienie to zostanie omówione w punkcie 1.2.1.

1.1.2. Historia koncepcji parytetu siły nabywczej

Pierwsze analizy koncepcji parytetu siły nabywczej doprowadziły również do powstania zrębów ilościowej teorii pieniądza. U swego zarania ilościowa teoria pieniądza była bowiem rozwijana w kontekście problematyki kursów walutowych. Już w XVI w. zauważono związek pomiędzy pojęciami, które w późniejszych stuleciach złożyły się na ilościową teorię pieniądza oraz teorię parytetu siły nabywczej.

Impulsem do rozważań, które stały się zaczątkiem ilościowej teorii pieniądza był obserwowany w XVI w. (przede wszystkim w Hiszpanii) wzrost ogólnego poziomu cen (zarówno w perspektywie historycznej, jak i w stosunku do innych państw europejskich) wywołany napływem kruszców z kopalń w Meksyku i Peru. Zauważono wówczas, że zróżnicowanemu tempu wzrostu cen w poszczególnych krajach towarzyszą zmiany kursów walutowych. Problem ten analizował w traktacie z 1556 r., działający na uniwersytecie w Salamance, Martin de Azpilcueta Navarro (1493-1586). Przed nim tą tematyką w węższym zakresie zajmowali się, działający również w Salamance, Diego de Covarrubias, Juan de Medina oraz Domingo de Soto. Azpilcueta rozważał m.in. zasadność zysku osiąganego przez kupców na skutek różnic w kursach walutowych. Wskazywał przy tym, że różnice w wartości monet dwóch krajów związane są ze względną ilością monet w obiegu w stosunku do zapotrzebowania na nie. Jeśli popyt na monetę przewyższa jej podaż, wówczas jej wartość rośnie. Jeśli w wyniku obfitości metali szlachetnych w danym kraju podaż monet w obiegu przewyższa popyt na nie, wówczas wartość monety spada i obserwowany jest wzrost ogólnego poziomu cen. Wynika z tego, że siła nabywcza monet zależy od ich ilości w obiegu. Kurs walutowy odzwierciedla względne siły nabywcze walut dwóch krajów, więc zmiany względnej obfitości walut w poszczególnych krajach prowadzą do zmiany kursu walutowego (W. Stankiewicz, 2000, s. 103).

Odniesienia do koncepcji analogicznych do parytetu siły nabywczej można również spotkać w poglądach szwedzkich, francuskich i angielskich bulionistów drugiej połowy XVIII w. i na początku XIX w. Wśród ekonomistów XIX w. teorią parytetu siły nabywczej zajmowali się D. Ricardo, J. S. Mill i A. Marshall (Dornbusch, 1987).

Teoria parytetu siły nabywczej została nazwana i spopularyzowana (w wersji relatywnej) po pierwszej wojnie światowej przez szwedzkiego ekonomistę Gustava Cassela (1866-1946). Badał on, na jakim poziomie powinny być ustalone kursy walutowe po okresie wojennego zawieszenia międzynarodowej wymiany handlowej oraz wysokich inflacji w wielu krajach. Zalecał, aby nowe kursy walutowe odzwierciedlały ich poziomy sprzed wojny skorygowane o różnicę temp inflacji w poszczególnych krajach. Proponował zagregowanie wielkości inflacji mierzonej wskaźnikami CPI w okresie od początku 1914 r. i wykorzystanie obliczonych różnic temp inflacji w tym okresie do wyznaczenia nowych poziomów kursów walutowych. Przy założeniu, że parytet siły nabywczej

² Por. dyskusję zagadnień związanych z indeksami mierzącymi zmiany ogólnych poziomów cen w punkcie 1.2.1.

był spełniony przed wybuchem wojny, tak uzyskane powojenne kursy walutowe również odpowiadałyby wartościom wyznaczanym przez parytet siły nabywczej. Pojęcie parytetu siły nabywczej było istotnym czynnikiem brany pod uwagę przy wyznaczaniu w 1925 r. kursu funta względem dolara (K. Rogoff, 1996).

1.1.3. Parytet siły nabywczej a realny kurs walutowy

Spełnienie zależności pomiędzy kursem walutowym a względnymi poziomami cen oznacza, że realny kurs walutowy Q definiowany jako:

$$(1.5) \quad Q = \frac{P}{EP^*}$$

jest stały. W szczególności, jeśli spełniony jest warunek absolutnej wersji parytetu siły nabywczej, wówczas realny kurs walutowy wynosi jeden. W przypadku spełnienia warunku względnej wersji parytetu siły nabywczej, realny kurs walutowy jest również stały w czasie, lecz równy jest $1/\lambda$ (zgodnie z równaniem (1.4)).

W przypadku, gdy zmiany stosunku poziomów cen oraz nominalnego kursu walutowego nie rekompensują się, wartość Q ulega zmianie. Wynika z tego, że zmiany realnego kursu walutowego oznaczają występowanie odchyleń kursu nominalnego od wartości implikowanej przez teorię parytetu siły nabywczej (zarówno w wersji absolutnej, jak i relatywnej).

Jest to powodem, dla którego empiryczne weryfikowanie teorii parytetu siły nabywczej polega najczęściej na testowaniu stacjonarności szeregów czasowych realnych kursów walutowych. Jeśli odchylenia realnych kursów walutowych od ich wartości średnich mają wyłącznie charakter losowy i nie są w sposób systematyczny wywoływane przez inne czynniki, to szeregi czasowe realnych kursów walutowych powinny być stacjonarne (por. K. A. Froot i K. Rogoff, 1994).

Badania empiryczne nad realnymi kursami walutowymi w kontekście teorii parytetu siły nabywczej wskazują, że nie zawsze możliwe jest potwierdzenie stacjonarnego charakteru tych szeregów (np. R. Meese i K. Rogoff, 1988; D. H. Pappel, 1997; P. G. J. O'Connell, 1998). Nowe badania nad parytetem siły nabywczej wykorzystujące długie szeregi czasowe (powyżej 70 lat) lub ekonometryczne modele panelowe³ coraz częściej wskazują na możliwość, że realne kursy walutowe są stacjonarne, jednak okres powrotu do wartości średniej po wystąpieniu zaburzenia jest stosunkowo długi. Okres półtrwania zaburzenia szacowany jest bowiem na 3 do 5 lat (szeroki przegląd badań na ten temat zawierają prace: Froot i Rogoff, 1994; Rogoff, 1996; R. MacDonald, 1998; L. Sarno i M. P. Taylor, 2002).

Brak jednoznacznego potwierdzenia w badaniach empirycznych stacjonarności szeregów czasowych realnych kursów walutowych (a zatem spełnienia dla kursów nominalnych jednej z wersji parytetu siły nabywczej) powoduje, że poszukiwane są na gruncie teorii ekonomii wyjaśnienia możliwości występowania trwałych odchyleń kursów walutowych od wartości implikowanych przez teorię parytetu siły nabywczej⁴. Wybrane koncepcje teoretyczne próbujące wyjaśnić potencjalnie niestacjonarny charakter szeregów czasowych realnych kursów walutowych zostaną omówione w kolejnym podrozdziale.

1.2. Wyjaśnianie odchyleń kursów nominalnych od wartości parytetu siły nabywczej

Jak już wspomniano, nawet badacze, którzy znajdowali argumenty na potwierdzenie teorii parytetu siły nabywczej stwierdzali, że w przypadku powstania zaburzenia okres powrotu zmien-

³ Modele panelowe bazują na analizie danych dla grupy krajów w określonym przedziale czasowym, co daje efekt zbliżony do wydłużenia okresu obserwacji w przypadku analizy jednego kraju – szerzej zagadnienie to zostanie omówione w rozdziale 2.

⁴ Warto w tym miejscu zauważyć, że nawet przyjęcie tezy o spełnieniu teorii parytetu siły nabywczej w długim okresie nie stoi w sprzeczności z rozważaniami nad przyczynami okresowego niespełnienia parytetu siły nabywczej ze względu na wspomniany powyżej stosunkowo długi czas wygasania zaburzeń w realnych kursach walutowych.

nych do poziomów wyznaczonych przez parytet siły nabywczej jest zbyt długi, by uznać zaburzenia poziomów realnych kursów walutowych za wyłącznie losowe. Próby rozszerzenia teorii parytetu siły nabywczej odnoszą się do uchylenia wybranych założeń leżących u jej podstaw bądź wskazują na rolę innych, poza zróżnicowaniem relatywnych poziomów cen, czynników makroekonomicznych w kształtowaniu się poziomów realnych kursów walutowych.

Wśród wyjaśnień odnoszących się do niespełnienia założeń leżących u podstaw teorii parytetu siły nabywczej (a w szczególności prawa jednej ceny) pojawiają się: występowanie kosztów transportu i restrykcji handlowych, zróżnicowanie koszyków konsumpcyjnych w różnych krajach (zatem ich cena wyrażona w jednej walucie niekoniecznie musi być identyczna dla wszystkich krajów), czy też możliwość występowania praktyk monopolistycznych lub oligopolistycznych na rynkach rozważanych produktów.

Osobną grupę teorii wyjaśniających odchylenia kursów od poziomów sugerowanych przez teorię parytetu siły nabywczej stanowią koncepcje uzależniające realny kurs walutowy od innych zmiennych makroekonomicznych. Jeśli realny kurs walutowy zależy m.in. od zmiennych czynników makroekonomicznych, to nie jest stały w czasie, co, zgodnie z rozważaniami z poprzedniego podrozdziału, jest sprzeczne z koncepcją parytetu siły nabywczej. Do tej grupy należy właśnie, omówiony szczegółowo w punkcie 1.2.2., model Balassy-Samuelsona.

1.2.1. *Problemy agregacji, koszty transakcyjne i niedoskonałości rynku*

Przejście od badania rynków pojedynczych dóbr i związanego z tym prawa jednej ceny do rozważań na temat ogólnych poziomów cen wymaga analizy problemów wynikających z faktu, że mierniki zmian ogólnego poziomu cen są indeksami. W przypadku różnych krajów, nawet jeśli indeks zmian ogólnego poziomu cen oparty jest na koszyku tych samych towarów, różne struktury konsumpcji i wynikające z tego różne wagi zmian cen poszczególnych dóbr w indeksach mogą prowadzić do odchylenia obserwowanych kursów walutowych od determinowanych na podstawie parytetu siły nabywczej (Sarno i Taylor, 2002). Co więcej, struktura tych indeksów może być zmienna w czasie na skutek zmian struktury konsumpcji⁵. W przypadku zróżnicowania struktury wag w indeksach cen identyczna zmiana cen danego dobra w analizowanych krajach, jeśli jego wagi są w obu krajach różne, prowadzi do zmiany względnych poziomów mierników ogólnego poziomu cen. Jeśli z okresu na okres nastąpi zmiana wag w jednym z krajów, wówczas możliwe jest również zaobserwowanie zmiany względnych wskaźników ogólnych poziomów cen pomimo tego, że cena żadnego z dóbr nie uległa zmianie.

Wykorzystywane w praktyce indeksy cen mają często postać średnich geometrycznych, są zatem homogeniczne stopnia pierwszego (Sarno i Taylor, 2002). Jeśli więc ceny wszystkich dóbr w gospodarce rosną w identycznym tempie, to w identycznym tempie zmienia się wskaźnik ogólnego poziomu cen. Wówczas zaburzenia w poszczególnych gospodarkach wpływające analogicznie na wszystkie ceny nie powodują odchylenia od parytetu siły nabywczej nawet w przypadku różnej struktury wag indeksów ogólnych poziomów cen (por. analiza wpływu szoków monetarnych w podrozdziale 1.1.). Jednak w przypadku, gdy impulsy cenowe działają z różną siłą na poszczególne dobra, zróżnicowanie wag indeksów nabiera znaczenia.

Inną wskazywaną w literaturze (począwszy od prac E. F. Heckschera z 1916 r.) przyczyną odstępstw od prawa jednej ceny jest istnienie kosztów transportu. Powodują one, że arbitraż może zachodzić dopiero w sytuacji, gdy różnica cen danego dobra na dwóch różnych rynkach (w różnych krajach) jest wystarczająco duża. W takiej sytuacji proces arbitrażu międzynarodowego na rynkach dóbr, leżący u podstaw prawa jednej ceny, przestaje być efektywnym czynnikiem wpływającym na wyrównywanie się cen w skali międzynarodowej. Dostosowania cen nabierają wówczas charakteru

⁵ Zmiana struktury konsumpcji może mieć różne przyczyny. Z jednej strony, może ona wynikać ze zmian względnych cen dóbr lub zmian preferencji konsumentów. Jednak z drugiej strony należy pamiętać o tym, że zmiana struktury konsumpcji może wystąpić również przy niezmienniej funkcji użyteczności konsumenta. Ma to miejsce, gdy preferencje nie są homotetyczne, to znaczy struktura konsumpcji zależy od wielkości dochodu. Por. też opis efektu Baumola-Bowena w tym podrozdziale.

nieliniowego, bowiem nie przy każdej różnicy cen arbitraż międzynarodowy jest opłacalny (Sarno i Taylor, 2002). W sytuacji, gdy różnica cen jest niższa od wartości progowej wyznaczonej przez wielkość kosztów transakcyjnych, prawo jednej ceny, a tym samym parytet siły nabywczej nie są spełnione. Rogoff (1996) proponował jako przybliżoną miarę kosztów transportu porównanie wartości światowego eksportu wg stawek FOB (po wyłączeniu kosztów transportu i ubezpieczenia) z wartością światowego importu mierzonego wg stawek CIF (uwzględniających koszty transportu i ubezpieczenia). Różnica między tymi wielkościami stanowi ok. 10% wartości międzynarodowej wymiany handlowej, zatem koszty transakcyjne są znaczne.

Za składnik kosztów transakcyjnych mogą być również uznane cła oraz inne instrumenty ochrony rynku krajowego, nakładające na importerów bądź eksporterów konieczność poniesienia dodatkowych kosztów. Powodują one, że rynek dóbr chronionych cłami nie jest doskonale konkurencyjny. Stanowi to kolejną przeszkodę dla międzynarodowego arbitrażu i zachowania dla takich dóbr prawa jednej ceny (Rogoff, 1996).

Kolejnym z wyjaśnień niespełnienia prawa jednej ceny (a tym samym i parytetu siły nabywczej) jest możliwość ustalania przez oligopolistyczne firmy działające na różnych rynkach różnych cen dla każdego z rynków (ang. pricing to market). Wyjaśnienie to zostało zaproponowane przez Krugmana (1987) i opiera się na założeniu niedoskonałości konkurencji i istnieniu barier w międzynarodowej wymianie handlowej. Sytuacja taka jest możliwa kiedy producent-oligopolista jest w stanie zróżnicować produkt pomiędzy rynkami i uniemożliwić w ten sposób arbitraż międzynarodowy. Jako przykład może posłużyć tu rynek motoryzacyjny – sprzedawane w krajach o ruchu lewostronnym samochody z kierownicą po prawej stronie nie są (mimo identyczności innych charakterystyk) idealnym substytutem samochodów tych samych marek z kierownicą montowaną po lewej stronie. Nie zawsze jest jednak możliwe różnicowanie produktu w sposób uwarunkowany np. odmiennymi regulacjami prawnymi bądź gustami konsumentów. Utrudnianie arbitrażu międzynarodowego poprzez uzyskanie efektu analogicznego do niehomogeniczności dóbr może nastąpić też np. w wyniku niehonorowania przez producenta gwarancji dla towarów zakupionych w innym kraju (rozwiązanie takie jest stosowane np. przez producentów sprzętu elektronicznego RTV i AGD) (Rogoff, 1996).

K. Kasa (1992) doszedł do wniosku, że zróżnicowanie cen między rynkami znajduje lepsze uzasadnienie w sytuacji istnienia kosztów dopasowań niż w przypadku istnienia konkurencji o charakterze oligopolistycznym. Koszty dostosowań mogą istnieć zarówno po stronie firm w postaci kosztów zmian cennika (ang. menu cost), jak i po stronie konsumentów, którzy muszą ponieść pewien stały koszt w przypadku przejścia od konsumpcji jednego dobra do konsumpcji innego dobra, będącego jego substytutem.

Innym wyjaśnieniem może być fakt, że większość dóbr, które można uznać za podlegające wymianie międzynarodowej, zawiera, szczególnie w przypadku dóbr nabywanych przez indywidualnych konsumentów, istotny wkład dóbr niewymiennych (np. koszty sprzedaży, obsługi serwisowej, ubezpieczenia itp.) (Rogoff, 1996). Również w takim przypadku różnica cen danego dobra w różnych krajach nie zawsze musi oznaczać możliwość dokonania arbitrażu. Różnica w cenach może bowiem wynikać ze zróżnicowania ich składowych odnoszących się do dóbr niewymiennych. W takiej sytuacji z definicji nie jest możliwy arbitraż wyrównujący ceny w skali międzynarodowej.

W. Baumol i W. Bowen (1966) podali wyjaśnienie przyczyn zmian realnych kursów walutowych częściowo zbliżone do opisanego w kolejnym punkcie efektu Balassy-Samuelsona. Efekt Baumola-Bowena polega na wzroście udziału w konsumpcji dóbr z dużym nakładem usług (np. edukacja, ochrona zdrowia, usługi finansowe) w efekcie wzrostu dochodu konsumentów. Przesunięcie popytu od dóbr wymiennych do usług, które nie podlegają międzynarodowej wymianie handlowej, powoduje wzrost cen względnych tych ostatnich. Efekt jest analogiczny jak w przypadku efektu Balassy-Samuelsona, jednak inne są wówczas przyczyny zmian cen względnych. W przypadku efektu Baumola-Bowena jest to zmiana struktury konsumpcji, zaś w przypadku efektu Balassy-Samuelsona – zmiana we względnej produktywności w sektorach produkujących te dobra. Można stwierdzić, że efekt Baumola-Bowena działa po stronie popytowej, zaś efekt Balassy-Samuelsona – po stronie podażowej.

1.2.2. Model Balassy-Samuelsona

Stosunkowo wcześniej w procesie rozwoju myśli ekonomicznej zauważono, że mogą występować czynniki strukturalne, w szczególności związane ze zróżnicowaniem produktywności pomiędzy gospodarkami bądź sektorami gospodarek, prowadzące do odchyłeń kursów walutowych od poziomów przewidzianych przez teorię parytetu siły nabywczej. Już u D. Ricardo pojawia się idea, że różnice w wydajności pracy pomiędzy krajami mogą mieć wpływ na kursy walutowe⁶. W latach 30-tych XX w. R. Harrod zwrócił uwagę na fakt, że zróżnicowane w skali międzynarodowej poziomy produktywności mogą, poprzez ich wpływ na płace i ceny dóbr niewymiennych, prowadzić do odchyłeń od absolutnej wersji PPP. Idee te zostały rozwinięte niezależnie przez B. Balassę (1964) oraz P. Samuelsona (1964). Model zależności pomiędzy sektorowym i międzynarodowym zróżnicowaniem produktywności a zróżnicowaniem poziomów cen, który zostanie omówiony w dalszej części punktu, łączony jest obecnie najczęściej z ich nazwiskami. W literaturze spotykane jest jednak czasem również określenie „efekt Harroda-Balassy-Samuelsona” („efekt HBS”)⁷.

Jak już wspomniano, celem modelu Balassy-Samuelsona jest wyjaśnienie przyczyn istnienia systematycznych odchyłeń nominalnego kursu walutowego od poziomu, dla którego spełniony byłaby relacja parytetu siły nabywczej. W ujęciu modelu Balassy-Samuelsona odchylenia te wynikają z różnic w poziomach produktywności w dwóch sektorach dóbr: podlegających oraz niepodlegających międzynarodowej wymianie handlowej.

Zakładamy, że istnieją dwie gospodarki: Kraj oraz Zagranica. W obu produkuje się dwa rodzaje dóbr: podlegające wymianie międzynarodowej (ang. tradables) oraz niepodlegające takiej wymianie (ang. non-tradables). Do produkcji potrzebne są nakłady pracy (L) oraz kapitału (K). W modelu przyjmuje się, że kapitał jest doskonale mobilny pomiędzy krajami oraz sektorami i może być importowany w dowolnych ilościach po stałej cenie. Praca jest doskonale mobilna pomiędzy sektorami w ramach jednej gospodarki, natomiast jest niemobilna pomiędzy krajami.

W zakresie kształtowania się cen przyjmowane są następujące założenia:

- ceny dóbr podlegających wymianie (P_T) oraz stopa procentowa (R) będąca ceną kapitału ustalone są na rynku światowym;
- dla dóbr podlegających wymianie zachodzi prawo jednej ceny, spełniona jest zatem zależność $P_T = EP_T^*$ (gdzie P_T oznacza cenę dobra wymiennego w jednostkach waluty Zagranicy oraz E oznacza nominalny kurs walutowy wyrażony jako cena jednostki waluty Zagranicy w jednostkach waluty Kraju);
- Kraj jest małą otwartą gospodarką, zatem jest biorcą cen ustalanych na rynku światowym;
- w obu sektorach analizowanych gospodarek panuje doskonała konkurencja;
- płace oraz ceny dóbr niewymiennych ustalone są niezależnie w każdej z gospodarek.

Funkcja produkcji we wszystkich sektorach ma postać funkcji Cobb-Douglasa (por. aneks), przy założeniu stałych korzyści skali, o parametrach charakterystycznych dla danego sektora. Produkcja w sektorze dóbr podlegających wymianie w Kraju będzie zatem wyrażona jako:

$$(1.6) \quad Y_T = A_T L_T^\theta K_T^{1-\theta}$$

gdzie: Y_T oznacza wielkość produkcji w jednostkach fizycznych w sektorze dóbr wymiennych Kraju, L_T – nakłady pracy w sektorze dóbr wymiennych Kraju, K_T – nakłady kapitału w sektorze

⁶ W modelu D. Ricardo dwa kraje produkują dobra, z których każde jest przedmiotem wymiany międzynarodowej, jednak produktywność w obu krajach jest różna. W szczególności jeden z krajów może mieć przewagę w produkcji obu dóbr. Wówczas kurs walutowy zależy od różnic w produktywności w poszczególnych sektorach każdego z krajów, czyli od relacji przewag komparatywnych w produkcji poszczególnych dóbr analizowanych krajów.

⁷ P. Bofinger (2001) używa nazwy „efekt Ricardo-Balassy-Samuelsona”, zapewne ze względu na podobieństwo ogólnej koncepcji przedstawionego niżej modelu do modelu Ricardo tłumaczącego skutki istnienia przewag komparatywnych dla wymiany międzynarodowej – tzn. w obu modelach występują dwie gospodarki produkujące dwa rodzaje dóbr, przy czym jedna z gospodarek jest bardziej produktywna.

dóbr wymiennych Kraju, A_T – współczynnik ogólnej produktywności czynników produkcji w sektorze dóbr wymiennych Kraju, wyrażający poziom zaawansowania technologicznego.

Z kolei produkcja w sektorze dóbr wymiennych Zagranicy również zależy od nakładów kapitału i pracy oraz zadanej funkcji produkcji i może być przedstawiona jako:

$$(1.7) \quad Y_T^* = A_T^* L_T^* T^{\theta^*} K_T^{1-\theta^*}$$

gdzie: Y_T^* oznacza wielkość produkcji w jednostkach fizycznych w sektorze dóbr wymiennych Zagranicy, L_T^* – nakłady pracy w sektorze dóbr wymiennych Zagranicy, K_T^* – nakłady kapitału w sektorze dóbr wymiennych Zagranicy, A_T^* – współczynnik ogólnej produktywności czynników produkcji w sektorze dóbr wymiennych Zagranicy.

Funkcje produkcji w obu gospodarkach różnią się współczynnikami ogólnej produktywności czynników produkcji (A_T oraz A_T^*) (ang. *total factor productivity – TFP*) oraz pracochłonnością (parametry θ oraz θ^*).

Analogiczne założenia przyjmujemy dla sektora dóbr niepodlegających wymianie. Ich produkcja w Kraju zadana jest przez funkcję produkcji postaci:

$$(1.8) \quad Y_N = A_N L_N^\gamma K_N^{1-\gamma}$$

zaś dla zagranicy:

$$(1.9) \quad Y_N^* = A_N^* L_N^{\gamma^*} K_N^{1-\gamma^*}$$

Z uwagi na doskonałą mobilność kapitału jego krańcowa produktywność w każdym z sektorów obu gospodarek musi być równa realnej stopie procentowej ustalonej na rynku światowym. Zatem:

$$(1.10) \quad R = \frac{\partial Y_T}{\partial K_T} P_T = (1-\theta) A_T L_T^\theta K_T^{-\theta} P_T = (1-\theta) A_T k_T^{-\theta} P_T$$

$$(1.11) \quad R = \frac{\partial Y_N}{\partial K_N} P_N = (1-\theta) A_N L_N^\gamma K_N^{-\gamma} P_N = (1-\theta) A_N k_N^{-\gamma} P_N$$

gdzie $k_T = K_T / L_T$ oraz $k_N = K_N / L_N$ są współczynnikami technicznego uzbrojenia pracy.

Z równania (1.10) wynika, że w sektorze dóbr podlegających wymianie stosowana technologia (określona przez parametry θ oraz A_T), a także ustalone na rynkach światowych: realna stopa procentowa oraz cena dóbr podlegających wymianie, wspólnie wyznaczają stosunek pracy do kapitału (k_T) w tym sektorze:

$$(1.12) \quad k_T = \left(\frac{R}{(1-\theta) A_T P_T} \right)^{-\frac{1}{\theta}}$$

Płaca w sektorze dóbr podlegających wymianie, W , wyznaczana jest przez krańcową produktywność pracy:

$$(1.13) \quad W = \frac{\partial Y_T}{\partial L_T} P_T = \theta A_T K_T^{1-\theta} L_T^{\theta-1} P_T = \theta A_T k_T^{1-\theta} P_T$$

Podstawiając (1.12) do (1.13) otrzymujemy płacę jako funkcję zmiennych egzogenicznych:

$$(1.14) \quad W = \theta A_T^{1/\theta} P_T^{1/\theta} \left(\frac{R}{1-\theta} \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}}$$

To, co dzieje się w sektorze dóbr podlegających wymianie wyznaczone jest zatem przez istniejącą technologię oraz czynniki zewnętrzne wobec gospodarki Kraju (ceny kapitału oraz produktu tego sektora ustalone na rynkach międzynarodowych).

Sytuacja w sektorze dóbr niepodlegających wymianie jest odmienna. Wynika to z faktu, że nie jest on biorcą cen swoich produktów. Podlega on natomiast ograniczeniom związanym z wynagrodzeniami czynników produkcji. Krańcowa produktywność kapitału musi być równa światowej stopie procentowej, natomiast krańcowa produktywność pracy musi być równa płacy wyznaczonej w sektorze produkującym dobra podlegające wymianie. Jednak wartości krańcowych produktywności czynników produkcji zależą od ceny produktu wytwarzanego w sektorze dóbr niewymiennych, na którą nie są nałożone żadne ograniczenia. W tym sektorze cena produktu dostosowuje się zatem do stopy procentowej i płacy, podczas gdy w sektorze dóbr podlegających wymianie płaca dostosowywała się do stopy procentowej oraz egzogenicznie ustalonej ceny produktu.

Powyższe rozważania można sformalizować w następujący sposób. Krańcowa produktywność pracy w sektorze dóbr niepodlegających wymianie musi być równa płacy, która, zgodnie z przedstawionym powyżej rozumowaniem, ustalana jest w sektorze dóbr podlegających wymianie:

$$(1.15) \quad W = \frac{\partial Y_N}{\partial L_N} P_N = \gamma A_N k_N^{1-\gamma} P_N.$$

Korzystając z równań (1.11), (1.14) oraz (1.15) możliwe jest wyznaczenie dla sektora dóbr niepodlegających wymianie stosunku kapitału do pracy oraz ceny produktu. W pierwszym kroku, na podstawie równania (1.11), wyznaczamy cenę dóbr niepodlegających wymianie:

$$(1.16) \quad P_N = \frac{R}{(1-\gamma)A_N} k_N^\gamma.$$

Następnie korzystając z warunku wyrównywania się płac w gospodarce przyrównujemy prawe strony równań (1.14) oraz (1.15), podstawiając jednocześnie wynik z (1.16):

$$(1.17) \quad \gamma A_N k_N^{1-\gamma} \frac{R}{(1-\gamma)A_N} k_N^\gamma = \theta A_T^{1/\theta} P_T^{1/\theta} \left(\frac{R}{1-\theta} \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}}$$

i po uproszczeniach wyznaczamy k_N :

$$(1.18) \quad k_N = \frac{\theta A_T^{1/\theta} P_T^{1/\theta} (1-\gamma)}{\gamma (1-\theta)^{(\theta-1)/\theta} R^{1/\theta}}$$

Podstawiając (1.18) do (1.16) otrzymujemy ostatecznie:

$$(1.19) \quad P_N = \frac{R^{(\theta-\gamma)/\theta} \theta^\gamma A_T^{\gamma/\theta} P_T^{\gamma/\theta} (1-\gamma)^{\gamma-1}}{A_N \gamma^\gamma (1-\theta)^{\gamma(\theta-1)/\theta}}$$

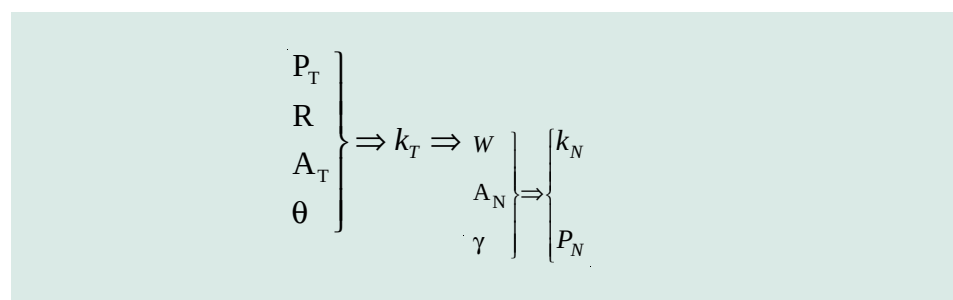
Względna cenę dóbr niepodlegających wymianie w stosunku do ceny dóbr podlegających wymianie można wyrazić jako:

$$(1.20) \quad \frac{P_N}{P_T} = \frac{(R/P_T)^{(\theta-\gamma)/\theta} \theta^\gamma A_T^{\gamma/\theta} (1-\gamma)^{\gamma-1}}{A_N \gamma^\gamma (1-\theta)^{\gamma(\theta-1)/\theta}}$$

Warto zauważyć, że jak wynika z równania (1.19), poziom cen dóbr niewymiennych zależy od poziomów produktywności w obu sektorach. Równanie (1.20) wskazuje, że im większa jest różnica wydajności na korzyść sektora dóbr wymiennych, tym wyższa względna cena dóbr niewymiennych. Wnioskiem z tego jest stwierdzenie, że w krajach o wysokiej wydajności w sektorze dóbr wymiennych (czyli przede wszystkim w przemyśle) ceny dóbr niewymiennych (utożsamianych często np. z usługami) będą wysokie. W krajach wysokorozwiniętych gospodarczo różnica wydajności produkcji jest największa, a do tego kraje te charakteryzują się wysokim (bezwzględnie) poziomem wydajności produkcji w sektorze dóbr wymiennych. Wynika z tego, że odznaczają się też wysokim poziomem cen dóbr niewymiennych i przez to również wysokim ogólnym poziomem cen. Wyjaśnia to, dlaczego kraje wysokorozwinięte są „drogie”, czyli mają wysokie wskaźniki ogólnego poziomu cen.

Wnioski z dotychczasowej analizy można podsumować przedstawionym poniżej na schemacie 1.2. Zaprezentowany schemat zależności pomiędzy zmiennymi i parametrami modelu pokazuje, że przy danej funkcji produkcji w sektorze dóbr wymiennych, cena tych dóbr oraz stopa procentowa wyznaczają stosunek kapitału do pracy w tym sektorze, wynikający z warunku optymalizacji produkcji. W kolejnym kroku możliwe jest wyznaczenie płac w tym sektorze. Płaca w sektorze dóbr niepodlegających wymianie jest równa określonej w poprzednim kroku płacy w sektorze dóbr wymiennych. Przy danej funkcji produkcji w sektorze dóbr niewymiennych możliwe jest wówczas łączne wyznaczenie stosunku kapitału do pracy oraz ceny produktu w tym sektorze. Podkreślimy w tym miejscu jeszcze raz, że w sektorze dóbr podlegających wymianie płaca dostosowuje się do cen, natomiast w sektorze dóbr niepodlegających wymianie mamy do czynienia z sytuacją odwrotną – ceny dóbr niepodlegających wymianie dostosowywane są do płacy ustalonej w sektorze dóbr wymiennych.

Schemat zależności przyczynowo-skutkowych pomiędzy zmiennymi w modelu Balassy-Samuelsa



Uwaga: zmienne endogeniczne modelu zapisane zostały kursywą.
Źródło: opracowanie własne.

W dalszej części rozważań zakładamy, że wartości parametrów A_T oraz A_N , ilustrujących ogólny postęp techniczny i organizacyjny, mogą być zmienne w czasie. Egzogeniczny wzrost ogólnej wydajności czynników produkcji w sektorze dóbr podlegających wymianie (parametr A_T) powoduje, zgodnie z równaniem (1.13), wzrost płac, który przekłada się (równanie (1.19)) na wzrost cen w sektorze dóbr niepodlegających wymianie. Wzrost cen w tym ostatnim sektorze wynika z faktu, że wzrostowi płac nie towarzyszyła proporcjonalna zmiana ogólnej wydajności czynników w tym sektorze (parametru A_N). Zatem jedynie w sektorze dóbr wymiennych poziom płac dostosowywany jest do wartości krańcowego produktu pracy determinowanego przez czynniki egzogeniczne. Sektor dóbr niewymiennych nie ma nałożonego ograniczenia w postaci zadanej egzogenicznie ceny produkowanego dobra, więc w tym sektorze to ceny dostosowywane są tak, by krańcowy produkt pracy zrównał się z płacami.

Wynika z tego, że szybszy wzrost wydajności w sektorze dóbr podlegających wymianie międzynarodowej niż w sektorze dóbr niewymiennych pociąga za sobą szybszy wzrost cen w sektorze dóbr niepodlegających wymianie niż cen dóbr wymiennych.

Aby ocenić charakter powiązań pomiędzy tempem zmian wydajności a tempem zmian cen logarytmujemy i różniczkujemy równanie (1.20) otrzymując:

$$(1.21) \quad \hat{P}_N - \hat{P}_T = \frac{\gamma}{\theta} \hat{A}_T - \hat{A}_N,$$

przy czym znak $\hat{}$ oznacza procentowe tempo zmian odpowiednich zmiennych.

Z równania (1.21) wynika, że różnica w tempach inflacji w obu sektorach zależy od różnicy temp zmian produktywności. Ponieważ produkcja w sektorze dóbr niepodlegających wymianie z założenia jest bardziej pracochłonna (sektor ten obejmuje np. usługi), zatem $\gamma > \theta$ i $\gamma/\theta > 1$ ⁸. Za-

⁸ Parametry γ oraz θ mogą być interpretowane jako udział funduszu płac w wartości dodanej wytworzonej w danym sektorze – por. aneks do niniejszego rozdziału.

tem nawet w przypadku równego tempa wzrostu ogólnej produktywności czynników produkcji w obu sektorach ceny dóbr niepodlegających wymianie będą rosły szybciej.

Przejdźmy teraz do analizy wpływu sektorowego zróżnicowania produktywności na ogólny poziom cen. Niech ogólny poziom cen P będzie średnią geometryczną poziomów cen obu rodzajów dóbr:

$$(1.22) \quad P = P_T^\alpha P_N^{1-\alpha}$$

gdzie α - udział dóbr podlegających wymianie w konsumpcji lub produkcji w danej gospodarce.

Wówczas tempo inflacji ogólnego poziomu cen wynosi:

$$(1.23) \quad \hat{P} = \alpha \hat{P}_T + (1 - \alpha) \hat{P}_N$$

Z równania (1.21) otrzymujemy:

$$(1.24) \quad \hat{P}_N = \hat{P}_T + \frac{\gamma}{\theta} \hat{A}_T - \hat{A}_N$$

i po podstawieniu (1.24) do (1.23):

$$(1.25) \quad \hat{P} = \hat{P}_T + (1 - \alpha) \left(\frac{\gamma}{\theta} \hat{A}_T - \hat{A}_N \right)$$

Równanie (1.25) przedstawia implikacje efektu Balassy-Samuelsona dla tempa wzrostu ogólnego poziomu cen. Zależy ono zatem od wielkości inflacji w sektorze dóbr wymiennych oraz zróżnicowania sektorowych temp wzrostów produktywności. W szczególności równanie (1.24) pokazuje, że w analizowanym modelu tempa inflacji w obu sektorach są odmienne. Różnica temp wzrostu produktywności pomiędzy sektorami przekłada się na różnicę temp inflacji cen produktów tych sektorów, co prowadzi z kolei do zmian względnych cen dóbr niewymiennych w stosunku do wymiennych. Przy ustalonych cenach dóbr wymiennych prowadzi to do wystąpienia wzrostu ogólnego poziomu cen.

Należy zwrócić uwagę, że w modelu Balassy-Samuelsona analizowana jest wyłącznie strona podażowa. Determinowane endogenicznie ceny dóbr niewymiennych oraz płace, jak również stosunki kapitału do pracy wykorzystywanych w poszczególnych sektorach, określane są wyłącznie przez zachowania przedsiębiorstw. Strona popytowa pojawia się w rozważaniach dopiero w momencie wprowadzenia wskaźnika ogólnego poziomu cen, jednak nawet i tu pod warunkiem, że wykorzystamy miernik zbliżony do wskaźnika cen dóbr i usług konsumpcyjnych (CPI). W takim indeksie wagi poszczególnych dóbr odzwierciedlają preferencje konsumentów⁹. Wielkość wpływu efektu Balassy-Samuelsona na ogólny poziom cen i inflację zależy od względnych rozmiarów obu sektorów w konsumpcji lub produkcji globalnej.

Powstaje zatem pytanie, jaką wartość α należy uwzględnić w modelu – udział sektora dóbr wymiennych w produkcji, czy też może w konsumpcji. Wybór zależy od celu analizy. Jeśli z prowadzonych badań mają być wyciągnięte wnioski dla polityki gospodarczej, to z punktu widzenia jej przejrzystości oraz zewnętrznych zobowiązań (np. nominalne kryteria konwergencji traktatu z Maastricht formułowane wg CPI) zasadne jest wykorzystanie wagi z koszyka CPI.

Zgodnie z przedstawionymi powyżej założeniami, na skutek występowania arbitrażu pomiędzy obiema gospodarkami, ceny dobra podlegającego wymianie wyrażone w jednej walucie ulega-

⁹ Często spotykane jest jednak w literaturze określanie współczynnika α jako udziału dóbr wymiennych w produkcji gospodarki (czyli utożsamianie go z wielkością udziału sektora dóbr wymiennych w tworzeniu PKB). Udziały analizowanych sektorów w tworzeniu PKB oraz koszyku cen i usług konsumpcyjnych mogą być jednak istotnie zróżnicowane.

ją wyrównaniu¹⁰. Oznaczając przez P_T cenę tego dobra wyrażoną w walucie Kraju, zaś P_T^* - wyrażoną w walucie Zagranicy, otrzymujemy równość: $P_T = EP_T^*$. Zatem dla temp zmian otrzymujemy zależność $\hat{P}_T = \hat{E} + \hat{P}_T^*$ i możemy zapisać równanie (1.25) jako:

$$(1.26) \quad \hat{P} = \hat{E} + \hat{P}_T^* + (1 - \alpha) \left(\frac{\gamma}{\theta} \hat{A}_T - \hat{A}_N \right)$$

Jeżeli założymy, że na rynku światowym nie występuje inflacja cen dóbr podlegających wymianie, to z równania (1.26) wynika, że poziom inflacji w kraju zależy od dwóch czynników: tempa zmian kursu walutowego oraz zmian względnych produktywności pomiędzy sektorami. Zatem, w ramach modelu, w przypadku konieczności obniżenia inflacji wzrost cen wynikający z wyższego wzrostu produktywności w sektorze dóbr podlegających wymianie może być neutralizowany jedynie przez nominalną aprecjację kursu walutowego.

Kolejnym krokiem analizy będzie porównanie temp inflacji w skali międzynarodowej. Wyrowadzając równania (1.21) i (1.25) analogicznie jak powyżej dla Zagranicy otrzymujemy:

$$(1.27) \quad \hat{P}_N^* - \hat{P}_T^* = \frac{\gamma^*}{\theta^*} \hat{A}_T^* - \hat{A}_N^*$$

$$(1.28) \quad \hat{P}^* = \hat{P}_T^* + (1 - \alpha^*) \left(\frac{\gamma^*}{\theta^*} \hat{A}_T^* - \hat{A}_N^* \right)$$

Zatem różnica temp inflacji Zagranicy i Kraju może być wyrażona jako:

$$(1.29) \quad \hat{P} - \hat{P}^* = \hat{P}_T - \hat{P}_T^* + (1 - \alpha) \left(\frac{\gamma}{\theta} \hat{A}_T - \hat{A}_N \right) - (1 - \alpha^*) \left(\frac{\gamma^*}{\theta^*} \hat{A}_T^* - \hat{A}_N^* \right)$$

lub, przy wykorzystaniu założenia o spełnieniu parytetu siły nabywczej dla dóbr wymiennych (por. równanie (1.26)), jako:

$$(1.30) \quad \hat{P} - \hat{P}^* = \hat{E} + (1 - \alpha) \left(\frac{\gamma}{\theta} \hat{A}_T - \hat{A}_N \right) - (1 - \alpha^*) \left(\frac{\gamma^*}{\theta^*} \hat{A}_T^* - \hat{A}_N^* \right)$$

Jeżeli założymy dla uproszczenia, że funkcje produkcji w odpowiadających sobie sektorach Kraju oraz Zagranicy są charakteryzowane identycznymi udziałami pracy w dochodzie ($\gamma = \gamma^*$ oraz $\theta = \theta^*$), zaś różnią się jedynie współczynnikami ogólnej wydajności czynników produkcji¹¹ oraz że udziały dóbr podlegających wymianie w koszykach dóbr składających się na indeksy ogólnych poziomów cen są identyczne w obu krajach ($\alpha = \alpha^*$), wówczas równanie (1.30) upraszcza się do:

$$(1.31) \quad \hat{P} - \hat{P}^* = \hat{E} + (1 - \alpha) \left[\frac{\gamma}{\theta} (\hat{A}_T - \hat{A}_T^*) - (\hat{A}_N - \hat{A}_N^*) \right] \quad \text{lub}$$

$$(1.32) \quad \hat{P} - \hat{P}^* = \hat{E} + (1 - \alpha) \left[\frac{\gamma}{\theta} \hat{A}_T - \hat{A}_N \right] - \left[\frac{\gamma}{\theta} \hat{A}_T^* - \hat{A}_N^* \right]$$

Równania (1.31) i (1.32) przedstawiają istotę efektu Balassy-Samuelsa w przypadku analizy dwóch gospodarek. Wynika z nich, że różnica inflacji pomiędzy Krajem a Zagranicą jest determinowana przez zmiany nominalnego kursu walutowego oraz sektorowe zróżnicowanie zmian współczynników ogólnej produktywności czynników produkcji. W sytuacji, gdy dla dóbr wymien-

¹⁰ Formalnie zakładamy zatem spełnienie prawa jednej ceny dla dobra wymiennego. Jeśli zaś, odchodząc nieco od sformułowania modelu, potraktujemy P_T oraz P_T^* jako indeksy cen pewnej liczby dóbr wymiennych, to w rzeczywistości zakładamy prawdziwość teorii parytetu siły nabywczej dla dóbr wymiennych.

¹¹ Uzasadnieniem dla tego założenia może być fakt, że w długim okresie jednocześnie z międzynarodową wymianą handlową dokonuje się wymiana informacji, zatem możliwy jest przepływ informacji o optymalnej technologii. Natomiast na współczynniki ogólnej produktywności czynników produkcji wpływ mogą mieć np. poziom kwalifikacji pracowników czy stopień rozwoju i efektywności działania otoczenia instytucjonalnego podmiotów gospodarczych. Dla tego typu czynników dostosowania zachodzą ze znacząco większym opóźnieniem uzasadniając zróżnicowanie współczynników ogólnej produktywności czynników produkcji przy zrównaniu udziałów czynników produkcji w dochodzie.

nych spełnione jest prawo jednej ceny, a nominalny kurs walutowy jest stabilny, to zróżnicowanie temp wzrostu względnych produktywności wystarczy do zaistnienia różnic w inflacji pomiędzy dwiema gospodarkami. Wyjaśnia to, dlaczego występowanie efektu Balassy-Samuelsena prowadzi do niespełnienia przez kurs nominalny i względne poziomy cen relacji implikowanej przez teorię parytetu siły nabywczej, zarówno w jej wersji absolutnej, jak i relatywnej.

Przeanalizujmy teraz wpływ występowania efektu Balassy-Samuelsena na zmiany realnego kursu walutowego. Załóżmy, że Kraj rozwija się szybciej niż Zagranica. Przyjmijmy też, że szybsze tempo wzrostu wynika przede wszystkim z szybszego tempa wzrostu produktywności w sektorze dóbr podlegających wymianie Kraju niż tego sektora Zagranicy, zaś zmiany wydajności w sektorach wytwarzających dobra niepodlegające wymianie obu gospodarek są zbliżone. Jeżeli jednocześnie nominalny kurs walutowy jest stabilny, to w Kraju musi wystąpić wyższa inflacja niż ta obserwowana dla Zagranicy (por. równanie (1.31)). W tym przypadku wyższa inflacja nie jest efektem nierównowagi w gospodarce. Wynika ona z przemian w jej strukturze – z szybkiego wzrostu mającego swe źródło przede wszystkim we wzroście produktywności w sektorze dóbr wymiennych.

Z dwóch ostatnich równań wynika, że choć jest możliwe doprowadzenie do wyrównania się inflacji w obu gospodarkach poprzez doprowadzenie do aprecjacji nominalnego kursu walutowego o wielkość efektu Balassy-Samuelsena, to nie do uniknięcia jest aprecjacja realnego kursu walutowego. Aby to zilustrować rozważmy dwa skrajne przypadki. W pierwszym kurs nominalny utrzymywany jest na stałym poziomie i w wyniku występowania efektu Balassy-Samuelsena inflacja w Kraju jest wyższa niż inflacja Zagranicy. W rezultacie waluta Kraju ulega realnej aprecjacji. W drugim przypadku zrównanie inflacji w obu krajach osiągane poprzez dopuszczenie do nominalnej aprecjacji prowadzi do nominalnej aprecjacji, co oznacza również aprecjację realną.

Powyższe rozważania można sformalizować odwołując się do definicji realnego kursu walutowego z równania (1.5). Zgodnie z tą definicją procentowe tempo zmian realnego kursu walutowego można przedstawić jako:

$$(1.33) \quad \hat{Q} = \hat{P} - \hat{P}^* - \hat{E}$$

Przekształcając odpowiednio równanie (1.30) i korzystając z definicji (1.33) tempa zmian realnego kursu walutowego otrzymujemy wzór na zależność pomiędzy międzynarodowym zróżnicowaniem temp wzrostu względnych produktywności a tempem zmian realnego kursu walutowego:

$$(1.34) \quad \hat{Q} = (1 - \alpha) \left(\frac{\gamma}{\theta} \hat{A}_T - \hat{A}_N \right) - (1 - \alpha^*) \left(\frac{\gamma^*}{\theta^*} \hat{A}_T^* - \hat{A}_N^* \right)$$

Korzystając z równań (1.21), (1.27) oraz (1.34) możliwe jest także przedstawienie tempa zmian realnego kursu walutowego w zależności do temp zmian względnych cen dóbr wymiennych oraz niewymiennych w obu gospodarkach:

$$(1.35) \quad \hat{Q} = (1 - \alpha)(\hat{P}_N - \hat{P}_T) - (1 - \alpha^*)(\hat{P}_N^* - \hat{P}_T^*)$$

Zgodnie z założeniem o spełnieniu prawa jednej ceny dla dóbr wymiennych oraz zakładając, że nominalny kurs walutowy jest stały i udział dóbr wymiennych w indeksach ogólnych poziomów cen w obu gospodarkach jest identyczny, otrzymujemy:

$$(1.36) \quad \hat{Q} = (1 - \alpha)(\hat{P}_N - \hat{P}_N^*)$$

Z ostatniego równania wynika, że zmiany realnego kursu walutowego zależą od różnicy temp inflacji w sektorach dóbr niepodlegających wymianie obu gospodarek. Po raz kolejny otrzymujemy sprzeczność z założeniami teorii parytetu siły nabywczej. Z teorii parytetu siły nabywczej wynika stałość realnych kursów walutowych. W przypadku dóbr niewymiennych nie jest możliwy międzynarodowy arbitraż prowadzący do wyrównywania się ich cen (i w efekcie również temp zmian tych cen). Ceny dóbr niewymiennych są ponadto determinowane wewnątrz każdej z gospodarek zgodnie ze zmianami względnych produktywności w sektorach dóbr wymiennych oraz nie-

wymiennych. Nie ma więc przeszkód dla międzynarodowego zróżnicowania cen dóbr niewymiennych oraz temp ich zmian, a co za tym idzie – niespełnienia zależności implikowanych przez teorię parytetu siły nabywczej.

Można zadać pytanie, jaki jest wpływ umacniania realnego kursu walutowego wynikającego z efektu Balassy-Samuelsona na międzynarodową konkurencyjność gospodarek. Należy przede wszystkim zaznaczyć, że opisany powyżej proces realnego umacniania się waluty, podobnie jak zróżnicowanie temp inflacji, jest odbiciem zmian strukturalnych w gospodarce i zmieniającego się położenia punktu równowagi. Aprecjacja wynika ze zwiększania wydajności w sektorze produkującym dobra podlegające wymianie, a zatem nie obniża międzynarodowej konkurencyjności Kraju.

Powyższe sformułowanie modelu opiera się na współczynnikach ogólnej produktywności czynników produkcji. Z przyczyn szerzej omówionych w podrozdziale 2.1., zastosowanie tych współczynników w badaniach empirycznych może okazać się niemożliwe z uwagi na niedostępność danych o sektorowych zasobach kapitału. Z tego względu M. B. Canzoneri, R. E. Cumby i B. Diba (1996) zaproponowali alternatywne wyprowadzenie modelu Balassy-Samuelsona w taki sposób, by możliwe było badanie cen względnych dóbr niewymiennych oraz wymiennych w zależności od średniej wydajności pracy w obu sektorach. Informacje na temat sektorowych średnich wydajności pracy mogą być uzyskane zdecydowanie łatwiej niż dane na temat sektorowych współczynników ogólnej wydajności (por. podrozdział 2.1.). Dodatkową zaletą tego podejścia jest fakt, że funkcje produkcji nie są ograniczone do funkcji Cobba-Douglasa.

Rozumowanie zaprezentowane przez Canzoneriego, Cumby'ego i Dibę jest następujące. Z równań (1.13) oraz (1.15) wynika, że:

$$(1.37) \quad \frac{\partial Y_T}{\partial L_T} = \frac{W}{P_T}$$

$$(1.38) \quad \frac{\partial Y_N}{\partial L_N} = \frac{W}{P_N}$$

Zatem stosunek krańcowych produktów pracy w obu sektorach jest równy odwrotności stosunku cen produktów w tych sektorach:

$$(1.39) \quad \frac{\partial Y_T / \partial L_T}{\partial Y_N / \partial L_N} = \frac{W / P_T}{W / P_N} = \frac{P_N}{P_T}$$

Jeżeli założymy, że w obu sektorach krańcowy produkt pracy jest proporcjonalny do średniego produktu pracy (co zachodzi w szczególności dla funkcji Cobba-Douglasa – por. aneks do niniejszego rozdziału), wówczas otrzymamy zależność:

$$(1.40) \quad \frac{\partial Y_T / \partial L_T}{\partial Y_N / \partial L_N} = \frac{\varphi \frac{Y_T}{L_T}}{\psi \frac{Y_N}{L_N}}$$

W szczególności w przypadku funkcji produkcji postaci Cobba-Douglasa porównując równanie (1.40) z wcześniejszymi wynikami można zauważyć, że $\varphi = \theta$ oraz $\psi = \gamma$, bowiem $\frac{\partial Y_T}{\partial L_T} = \theta A_T L_T^{\theta-1} K_T^{1-\theta} = \theta \frac{A_T L_T^\theta K_T^{1-\theta}}{L_T} = \theta \frac{Y_T}{L_T}$ i analogicznie dla sektora dóbr niewymiennych: $\frac{\partial Y_N}{\partial L_N} = \gamma A_N L_N^{\gamma-1} K_N^{1-\gamma} = \gamma \frac{A_N L_N^\gamma K_N^{1-\gamma}}{L_N} = \gamma \frac{Y_N}{L_N}$.

W ogólności zależność (1.40) jest prawdziwa przy założeniu, że funkcje produkcji w sektorach dóbr wymiennych i niewymiennych można zapisać jako:

$$(1.41) \quad Y_T = F(K_T) L_T^\varphi$$

$$(1.42) \quad Y_N = G(K_N) L_N^\psi,$$

gdzie F oraz G są dowolnymi funkcjami. Dla przeprowadzonej analizy istotna jest zatem zależność pomiędzy produkcją a nakładami pracy, natomiast sposób, w jaki kapitał przyczynia się do osiągnięcia danego poziomu produkcji nie jest istotny.

Oznaczając przez Y_{TL} średni produkt pracy w sektorze dóbr wymiennych oraz przez Y_{NL} średni produkt pracy w sektorze dóbr niewymiennych, z (1.39) oraz (1.40) otrzymujemy:

$$(1.43) \quad \frac{P_N}{P_T} = \frac{\frac{\varphi Y_T}{L_T}}{\frac{\psi Y_N}{L_N}} = \frac{\varphi Y_{TL}}{\psi Y_{NL}}$$

Przekształcając powyższe równanie do form analogicznych jak równania (1.21) oraz (1.25) otrzymujemy:

$$(1.44) \quad \hat{P}_N - \hat{P}_T = \hat{Y}_{TL} - \hat{Y}_{NL}$$

$$(1.45) \quad \hat{P} = \hat{P}_T + (1 - \alpha)(\hat{Y}_{TL} - \hat{Y}_{NL})$$

zaś dla różnicy temp inflacji odpowiednikami równań (1.29) i (1.30) przy wykorzystaniu średnich wydajności pracy są:

$$(1.46) \quad \hat{P} - \hat{P}^* = \hat{P}_T - \hat{P}_T^* + (1 - \alpha)(\hat{Y}_{TL} - \hat{Y}_{NL}) - (1 - \alpha^*)(\hat{Y}_{TL}^* - \hat{Y}_{NL}^*)$$

$$(1.47) \quad \hat{P} - \hat{P}^* = \hat{E} + (1 - \alpha)(\hat{Y}_{TL} - \hat{Y}_{NL}) - (1 - \alpha^*)(\hat{Y}_{TL}^* - \hat{Y}_{NL}^*)$$

Interpretacja powyższych równań jest analogiczna jak w przypadku wyprowadzenia modelu bazującym na wykorzystaniu współczynników ogólnej produktywności czynników produkcji. Szybzy wzrost produktywności (mierzonej tym razem średnim produktem pracy) w sektorze dóbr wymiennych powoduje wzrost względnych cen dóbr niewymiennych, a w efekcie wzrost inflacji w Kraju. Jeśli zróżnicowanie sektorowych temp wzrostu średniego produktu pracy jest wyższe w Kraju, to z perspektywy Kraju można zaobserwować aprecjację realnego kursu walutowego.

1.3. Podsumowanie

W rozdziale omówiony został od strony teoretycznej efekt Balassy-Samuelsa na tle teorii parytetu siły nabywczej oraz różnych koncepcji wyjaśniających obserwowane w praktyce odchylenia nominalnych kursów walutowych od wartości, dla których parytet siły nabywczej byłby spełniony.

Zgodnie z teorią parytetu siły nabywczej nominalny kurs walutowy (lub jego zmiany w przypadku wersji relatywnej) powinien odpowiadać stosunkowi wskaźników ogólnych poziomów cen (lub zmianom tego stosunku w wersji relatywnej). Oznacza to, że zgodnie z tą koncepcją realny kurs walutowy jest stały.

Obserwowana w praktyce zmienność kursów realnych stała się bodźcem do rozwijania modeli wyjaśniających zmiany realnego kursu walutowego, a tym samym przyczyn występowania odchyleń kursów nominalnych od wartości, dla których spełniony byłby parytet siły nabywczej. Modele te w ogólności można podzielić na dwie grupy.

W ramach pierwszej z nich wyjaśnieniem dla zmian realnego kursu walutowego są niedoskonałości rynku, koszty transakcyjne oraz inne bariery w wymianie międzynarodowej (utrudniające arbitraż międzynarodowy, a tym samym spełnienie prawa jednej ceny) oraz problemy natury statystycznej związane z nieporównywalnością w skali międzynarodowej koszyków dóbr będących podstawową do pomiaru zmian ogólnych poziomów cen i zmienności w czasie definicji tych koszyków.

Drugą grupę tworzą modele uwzględniające strukturalne uwarunkowania realnych kursów walutowych i wpływ na nie innych zmiennych ekonomicznych. Do tej grupy należy omówiony

1

szczegółowo w tym rozdziale model Balassy-Samuelsona. Wnioski z tego modelu dla małej otwartej gospodarki wskazują na istnienie zależności pomiędzy zmianami produktywności w sektorach dóbr podlegających oraz niepodlegających międzynarodowej wymianie handlowej oraz zmianami relacji cen produktów obu tych sektorów. W małej otwartej gospodarce rozwijającej się szybciej niż jej otoczenie, gdy źródła jej wzrostu znajdują się przede wszystkim w sektorze produkującym dobra wymienne, można oczekiwać wzrostu relacji ceny dóbr niewymiennych do dóbr wymiennych. Prowadzi to z kolei do wzrostu inflacji względem zagranicy lub aprecjacji nominalnego kursu walutowego. W obu tych przypadkach dochodzi do umocnienia realnego kursu walutowego. Realna aprecjacja jest jednak skutkiem wzrostu produktywności w sektorze dóbr wymiennych, nie powinna zatem pociągać za sobą utraty konkurencyjności międzynarodowej przez ten sektor.

ANEKS

Funkcja produkcji Cobba-Douglasa

1

Związek pomiędzy produktem a nakładami czynników produkcji: pracą (L) i kapitałem (K) można przedstawić w postaci funkcji produkcji Cobba-Douglasa. Ogólna postać tej funkcji, przy założeniu stałych korzyści skali, to: $Y = AL^\varphi K^{1-\varphi}$, gdzie Y oznacza wielkość produkcji (produkt w jednostkach fizycznych), K oznacza nakłady kapitału, zaś L oznacza nakłady pracy. Parametr φ związany jest ze względnym zapotrzebowaniem na pracę i kapitał w procesie produkcji (klasą wykorzystywanej technologii), przy czym φ przyjmuje wartości pomiędzy 0 a 1. Parametr A reprezentuje poziom stosowanej technologii i może być też interpretowany jako wielkość produkcji przypadająca na uogólnioną jednostkę nakładu (R. E. Hall i J. B. Taylor, 2000). Wzrost wartości A , który można wiązać np. z zastosowaniem efektywniejszej technologii bądź z lepszą organizacją pracy prowadzi do wzrostu wielkości produktu przy niezmiennych nakładach pracy i kapitału.

Warto w tym miejscu wspomnieć o pewnych właściwościach funkcji Cobba-Douglasa, które sprawiają, że taka postać funkcyjna stosowana jest szeroko w literaturze do reprezentacji funkcji produkcji:

- możliwość przyjęcia założenia o stałych korzyściach skali – wzrost produkcji jest proporcjonalny do wielkości wzrostu nakładów;

- krańcowe produktywności kapitału $\frac{\partial Y}{\partial K}$ oraz pracy $\frac{\partial Y}{\partial L}$ są proporcjonalne do przeciętnych produktywności (odpowiednio: $\frac{Y}{K}$ oraz $\frac{Y}{L}$)

tych czynników produkcji, przy czym stopień proporcjonalności zależy od parametru φ :

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = (1-\varphi) \frac{Y}{K} \quad \text{oraz} \quad \frac{\partial Y}{\partial L} = \varphi \frac{Y}{L};$$

- kiedy spełnione jest założenie o doskonałej konkurencji i czynniki produkcji wynagradzane są zgodnie ze swymi krańcowymi produktywnościami, to udziały pracy oraz kapitału w produkcji są stałe i również zależą od parametru φ : $\frac{\partial Y}{\partial K} \cdot \frac{K}{Y} = (1-\varphi)$ oraz $\frac{\partial Y}{\partial L} \cdot \frac{L}{Y} = \varphi$ (M. Burda i Ch. Wyplosz, 2000).

Empiryczne badania efektu Balassy-Samuelsona

Celem tego rozdziału jest przedstawienie głównych nurtów w badaniach empirycznych dotyczących efektu Balassy-Samuelsona na świecie¹². Omówione zostaną prace, które w istotny sposób wpłynęły na metodologię prowadzenia badań empirycznych. W przeglądzie literatury szczególny nacisk zostanie położony na sposób przełożenia przez autorów teoretycznych pojęć modelu na obserwowane w rzeczywistości kategorie ekonomiczne. Zwrócona zostanie również uwaga na ewolucję technik ekonometrycznych wykorzystywanych w empirycznych badaniach nad zależnościami pomiędzy inflacją, realnymi kursami walutowymi a zróżnicowaniem produktywności w analizowanych gospodarkach. Wnioski z niniejszego przeglądu literatury będą stanowić podstawę zaprezentowanego w kolejnym rozdziale badania empirycznego wielkości efektu Balassy-Samuelsona dla Polski.

W pierwszej części rozdziału zostaną omówione główne problemy metodologiczne badań empirycznych nad efektem Balassy-Samuelsona. Druga część rozdziału poświęcona zostanie syntetycznemu omówieniu ewolucji stosowanych w tych badaniach technik ekonometrycznych, natomiast w części trzeciej omówione zostaną bardziej szczegółowo wybrane prace empiryczne.

Warto w tym miejscu podkreślić, nieco uogólniając, że w większości badań empirycznych odnoszących się do efektu Balassy-Samuelsona, badana jest zależność pomiędzy pewnymi miarami (względnych) produktywności a miarami (względnych) cen dóbr niewymiennych w stosunku do wymiennych bądź realnym kursem walutowym. Nie jest natomiast podawana jawnie wielkość efektu Balassy-Samuelsona w danym przypadku. Jak zostało to pokazane w poprzednim rozdziale, do oszacowania wielkości efektu Balassy-Samuelsona konieczna jest jeszcze znajomość względnych wielkości sektorów dóbr wymiennych oraz niewymiennych w gospodarce, a także wielkości przeszłych lub prognozowanych zmian mierników produktywności¹³.

2.1. Pojęcia modelu a dostępność danych

Dla badań empirycznych ważne jest odpowiednie powiązanie koncepcji teoretycznych oraz obserwowanych zmiennych. W praktyce nie obserwujemy sektorów dóbr wymiennych oraz dóbr niewymiennych i potrzebna jest odpowiednia klasyfikacja w ramach podziałów sektorowych wykorzystywanych w oficjalnych statystykach. Nie mamy również żadnej naturalnej i niezakłóconej miary cen dóbr wymiennych oraz niewymiennych, tym bardziej, że jak już wspomniano w punkcie 1.2.1., ceny dóbr wymiennych mogą zawierać nieraz istotny komponent nakładów w postaci dóbr niewymiennych.

Praktyczne problemy powstają również przy poszukiwaniu najwłaściwszej miary zmian wydajności. Jest to związane m.in. z problemami w dostępności danych. Sugerowane przez teorię wykorzystanie współczynników ogólnej produktywności czynników produkcji wymaga dysponowania informacjami o zasobach kapitału w poszczególnych sektorach. Informacje takie dostępne są z małą częstotliwością i, nawet dla krajów rozwiniętych, nie są dokładne. Alternatywą jest tutaj wykorzystanie jako miary produktywności średniej produktywności pracy, zgodnie z propozycją Canzonieriego, Cumby'ego i Diby (1996) przedstawioną w punkcie 1.2.2. Argumentem za wykorzystaniem średniej produktywności pracy jest fakt, że nie jest wówczas konieczne dysponowanie sektorowymi zasobami kapitału, które to dane nie są dostępne dla wielu krajów (w tym Polski) z częstotliwością

¹² Prace empiryczne dotyczące efektu Balassy-Samuelsona dla Polski zostaną omówione w rozdziale 3.

¹³ Analiza tej tematyki wykraczała jednak poza sferę problemów badawczych podejmowanych w omówionych pracach.

umożliwiający wykorzystanie ich w analizach ekonometrycznych. Nie jest również konieczna informacja o udziale funduszu płac w wartości dodanej. W metodzie Canzoneriego, Cumby'ego i Diby (1996) wystarczy znajomość liczby zatrudnionych oraz wielkość produktu (wartości dodanej) w każdym z analizowanych sektorów. Dane na ten temat są dużo szerzej dostępne. W przypadku posługiwania się średnią produktywnością pracy nie jest również konieczne, jak to zostało wykazane w poprzednim rozdziale, przyjmowanie założenia, że funkcje produkcji są postaci Cobb-Douglasa.

Wykorzystanie średniej produktywności pracy jako miary sektorowej wydajności oznacza przyjęcie niejawnego założenia, że na realny kurs walutowy mają wpływ zarówno szoki popytowe, jak i podażowe. Zastosowanie jako miary wydajności współczynników ogólnej produktywności czynników produkcji pozwala uwzględnić jedynie szoki podażowe (Canzoneri, Cumby i Diba, 1996). Wówczas często specyfikacja estymowanych równań poszerzana jest o zmienne związane z szokami popytowymi. Taką rolę pełnią np. terms of trade oraz wydatki rządowe (szerzej zagadnienie to zostanie omówione w punktach 2.3.2 oraz 2.3.3).

Spory wokół najodpowiedniejszej miary produktywności przez długi czas miały charakter wyłącznie teoretyczny. Dopiero V. Kakkar (2002) dokonał dokładnej analizy empirycznej mierników produktywności. Analizował on zależność pomiędzy sektorowymi wskaźnikami technicznego uzbrojenia pracy (stosunkiem nakładów kapitału do nakładów pracy) a współczynnikami ogólnej produktywności czynników produkcji. Autor ten wykazał, że, przy spełnieniu pewnych założeń, z modelu Balassy-Samuelsona wynika kointegracja wskaźników technicznego uzbrojenia pracy w obu sektorach oraz współczynnika ogólnej produktywności czynników produkcji w sektorze dóbr wymiennych. W przedstawianej pracy wnioski teoretyczne testowane były na podstawie danych dla wybranych państw OECD.

Zdaniem Kakkara (2002) uzyskane wyniki wskazują, że niedokładność danych na temat kapitału zaangażowanego w poszczególnych sektorach nie jest tak znaczna, jak dotychczas sądzili inni badacze. Jednak wykorzystanie jego wniosków w praktyce badań empirycznych dla wielu krajów (w tym Polski) jest wciąż niemożliwe z uwagi na ograniczony zakres dostępnych danych w dezagregacji sektorowej.

Niektórzy autorzy, szczególnie we wczesnych pracach empirycznych testujących istnienie efektu Balassy-Samuelsona oraz w badaniach przekrojowych dla dużych grup krajów (por. punkt 2.3.1), stosowali bardzo przybliżone miary produktywności, takie jak PKB per capita bądź PKB na zatrudnionego. Podstawą przyjęcia takiej metodologii jest założenie, że poziom ogólnego rozwoju gospodarczego, mierzony np. przy pomocy PKB per capita, odpowiada poziomowi produktywności w danej gospodarce, przy czym zróżnicowanie produktywności pomiędzy gospodarkami wynika przede wszystkim ze zróżnicowania produktywności w sektorze dóbr wymiennych. Jednocześnie autorzy ci zakładali, że poziom produktywności w sektorze dóbr niewymiennych, utożsamianym przede wszystkim z usługami, jest w skali międzynarodowej mało zróżnicowany¹⁴.

Takie przybliżenie nie wydaje się jednak zasadne dla ostatnich kilkunastu lat w sytuacji, kiedy duży postęp, szczególnie w zakresie technologii informatycznych, umożliwił znaczną poprawę produktywności w takich dziedzinach jak np. szeroko rozumiane usługi finansowe bądź telekomunikacyjne¹⁵, czy też handel detaliczny¹⁶. Implikacje tego procesu dla badań nad efektem Balassy-Samuelsona są znaczące. Zmniejszeniu może ulec bowiem różnica pomiędzy tempem zmian produktywności w sektorach dóbr wymiennych i niewymiennych. W pewnych okresach wzrost produktywności w usługach może nawet przewyższać wzrost produktywności w sektorze dóbr niewymiennych. W efekcie, do wysokiego tempa wzrostu PKB sektor dóbr niewymiennych może przyczyniać

¹⁴ Często przytaczanym obrazowym argumentem na poparcie tej tezy jest stwierdzenie, że wszędzie na świecie fryzjerzy używają nożyczek i w związku z tym ich wydajność jest zbliżona niezależnie od poziomu rozwoju gospodarczego danego kraju. Natomiast, zgodnie z modelem Balassy-Samuelsona zróżnicowane są ich zarobki i zróżnicowanie to wynika z różnych poziomów produktywności w sektorach dóbr wymiennych.

¹⁵ Powstaje oczywiście w tym kontekście problem, czy nadal te rodzaje działalności należy w całości zaliczać do sektora dóbr niewymiennych.

¹⁶ Co może być obserwowane w Polsce na przykładzie wchodzenia na rynek sieci hipermarketów.

się w większym zakresie niż niegdyś. Trudno też założyć, że tego typu postęp dokonuje się w miarę jednocześnie we wszystkich gospodarkach. Jeśli zatem przyjąć, że skok technologiczny w sektorze usług w krajach najbardziej rozwiniętych już się dokonał, natomiast w krajach o niższym poziomie rozwoju przebiega on obecnie (co może być np. wynikiem dyfuzji technologii), wówczas różnica temp wzrostu PKB pomiędzy tymi krajami nie musi odpowiadać zróżnicowaniu względnych produktywności w sektorach dóbr wymiennych i niewymiennych.

Kolejnym problemem w badaniach empirycznych jest definicja sektorów dóbr wymiennych oraz niewymiennych. Znaczny poziom agregacji danych i ograniczenia ich dostępności oraz wskazywany już wcześniej komponent niehandlowy w wielu dobrach mogących podlegać wymianie międzynarodowej powoduje, że w literaturze przedmiotu nie jest przyjęta w tym zakresie jednolita klasyfikacja działów gospodarki¹⁷.

W przypadku stosowania danych na wysokim poziomie agregacji nie budzi kontrowersji zaliczenie przemysłu do sektora dóbr wymiennych oraz usług do sektora dóbr niewymiennych. W pracach empirycznych dyskusyjna jest w takim przypadku najczęściej jedynie klasyfikacja rolnictwa. Część autorów zalicza rolnictwo do sektora dóbr wymiennych z uwagi na istniejący międzynarodowy rynek produktów rolnych. Inni natomiast uważają rolnictwo za należące do sektora dóbr niewymiennych z uwagi na dominującą rolę rynków lokalnych (krajowych) oraz istotny udział państwa (zwłaszcza w przypadku krajów europejskich) w kształtowaniu się cen w rolnictwie (subsytia, interwencje na rynku żywności itp.) prowadzący często do oderwania się cen krajowych od poziomów cen obserwowanych na rynkach światowych. Można również wyróżnić trzecią grupę badań, w których z uwagi na przedstawione wątpliwości (a także problemy z dostępnością odpowiednich danych) wyklucza się rolnictwo z analizy.

W przypadku głębszej dezagregacji danych sektorowych badacz nie stoi już przed tak prostymi wyborami. Pierwsze ze spotykanych w literaturze podejść polega na arbitralnym dokonaniu podziału na sektory związane z dobrami wymiennymi oraz niewymiennymi. Brak obiektywnych kryteriów klasyfikacji jest jednak istotną wadą tego sposobu postępowania.

Zobiektywizowanie procedury klasyfikacji działów gospodarki wymaga odwołania się do danych ilościowych. Możliwe jest np. wykorzystanie wyników badań takich jak International Comparison Project (por. np. R. Summers i A. Heston, 1991), w których zbierane są dane na temat cen w walutach krajowych ujednoliconych koszyków dóbr. W takim przypadku kryterium podziału na dobra wymienne oraz niewymienne może być porównanie miary (np. wariancji) międzynarodowego zróżnicowania cen poszczególnych grup dóbr. W przypadku dóbr wymiennych międzynarodowe zróżnicowanie cen wyrażonych we wspólnej walucie powinno być mniejsze niż dla dóbr niewymiennych. Zatem procedura klasyfikacji może polegać na przyjęciu pewnej granicznej wartości dla miary międzynarodowego zróżnicowania ceny danego dobra. Dobra o zróżnicowaniu większym od przyjętej wartości granicznej uznawane są zatem za niepodlegające międzynarodowej wymianie handlowej (por. W. M. Orłowski i L. Zienkowski, 2001).

Szerokie uznanie w literaturze znalazła metoda zaproponowana przez J. De Gregorio, A. Giovanniniego i H. S. Wolfa (1994). Klasyfikacji poszczególnych sektorów do grup obejmujących dobra i usługi wymienne oraz niewymienne dokonali oni poprzez badanie stopnia otwartości danego sektora. Przyjęli, że jeśli w danym sektorze stosunek sumy eksportu jego produktów we wszystkich analizowanych krajach OECD do ogólnej wielkości produkcji przekroczy 10%, wówczas dany sektor produkuje dobra wymienne¹⁸.

¹⁷ Problemu tego unikają autorzy wykorzystujący jako miarę produktywności poziom PKB lub pokrewne miary. Jak to jednak zostało powyżej omówione, rozwiązanie takie ma istotne słabości.

¹⁸ De Gregorio, Giovannini i Wolf analizowali następujące działy gospodarki: rolnictwo; górnictwo; żywność, napoje i produkty tytoniowe; włókiennictwo; produkcja drewna i wyrobów z drewna; działalność wydawnicza; produkcja wyrobów chemicznych; produkcja wyrobów z surowców niemetalicznych; produkcja wyrobów z metali; produkcja maszyn i urządzeń; produkcja innych towarów przemysłowych; zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz i wodę; budownictwo; handel hurtowy i detaliczny; restauracje i hotele; transport, gospodarka magazynowa i łączność; pośrednictwo finansowe; obsługa nieruchomości; działalność usługowa komunalna, społeczna i indywidualna; usługi publiczne. W ten sposób do sektorów produkujących dobra wymienne zakwalifikowano rolnictwo, górnictwo, wszystkie sektory przemysłowe oraz transport. Pozostałe sektory sklasyfikowano jako produkujące towary i usługi niepodlegające wymianie międzynarodowej.

Badacze stawali też przed problemem wybrania optymalnych indeksów poziomów cen, który dodatkowo jest pogłębiany przez nieporównywalność tych indeksów w skali międzynarodowej. W literaturze wydzielić można dwa główne nurty. Po pierwsze, z uwagi na koncentrację modelu Balassy-Samuelsona na podażowej stronie gospodarki, wykorzystywano jako miary poziomów cen sektorowe deflatory PKB lub (rzadziej) PNB. Uzasadnieniem dla takiego podejścia jest fakt, że deflatory PKB lepiej oddają ceny obserwowane przez producentów. Jednak dla polityki gospodarczej (i w szczególności dla polityki pieniężnej) istotna jest informacja o czynnikach wpływających na poziomy cen mierzone indeksami cen dóbr konsumpcyjnych (CPI). Charakterystyczną cechą indeksów CPI jest znaczny udział w nich dóbr niewymiennych. Z tego względu w części badań empirycznych względna cena dóbr niewymiennych do dóbr wymiennych przybliżana była jako stosunek indeksu CPI do indeksu cen producenta (PPI), gdyż w indeksach PPI dominują dobra wymienne. Dokładna analiza wskazuje jednak, że słuszniejsze jest traktowanie stosunku indeksów CPI do PPI jako stosunku indeksu ogólnego poziomu cen do indeksu cen dóbr wymiennych gdyż indeksy CPI zawierają również udział dóbr wymiennych (por. równania (1.22-1.25)).

W przypadku dysponowania danymi o subindeksach indeksu CPI możliwe jest dokonanie analizy wykorzystując konstruowane indeksy cen dóbr wymiennych i niewymiennych wchodzących w skład CPI. W takim przypadku otrzymany szereg względnych cen dóbr niewymiennych w stosunku do wymiennych może być zadowalająco bliski koncepcji teoretycznej¹⁹.

2.2. Techniki ekonometryczne

Techniczny aspekt badań nad efektem Balassy-Samuelsona przeszedł od czasów pierwszych analiz Balassy (1964) głęboką ewolucję wynikającą z rozwoju teorii ekonometrii i opracowania nowych technik analiz ilościowych, zwłaszcza w zakresie badań szeregów czasowych. Nie jest zatem przypadkiem, że badania nad efektem Balassy-Samuelsona przeżyły swój renesans w drugiej połowie lat 90-tych.

W rozwoju badań nad efektem Balassy-Samuelsona można wyróżnić 3 fazy związane ze stosowanymi technikami ekonometrycznymi. W pierwszym okresie (trwającym od artykułu Balassy z 1964 r. do początku lat 80.) prace koncentrowały się na porównaniach międzynarodowych, w związku z czym analizowane zbiory danych miały charakter przekrojowy, zaś w badaniach wykorzystywano dorobek klasycznej ekonometrii. Możliwe zatem było jedynie badanie międzynarodowego zróżnicowania poziomów cen oraz realnych kursów walutowych.

D. Hsieh (1982) wprowadził do badań nad efektem Balassy-Samuelsona analizę szeregów czasowych rozpoczynając etap drugi. Przejście od analiz przekrojowych do badań opartych na szeregach czasowych umożliwiło analizę dynamiki efektu Balassy-Samuelsona w ramach jednego kraju. Możliwe zatem stało się oszacowanie wielkości parametrów modelu charakterystycznych dla danego kraju. Należy jednak pamiętać, że model Balassy-Samuelsona objaśnia związki długookresowe (zakładana jest prawdziwość teorii parytetu siły nabywczej w przypadku dóbr wymiennych, a jak wiadomo z prac empirycznych czas wygasania odchyleń od parytetu siły nabywczej jest stosunkowo długi), więc poszukiwanie długookresowych zależności pomiędzy zmiennymi wydaje się najistotniejsze. Szeregi czasowe indeksów cen, realnych kursów walutowych oraz miar produktywności okazują się najczęściej niestacjonarne. Aby uniknąć wyników będących efektem jedynie regresji pozornych, w badaniach publikowanych w latach 80-tych oraz (w dużej części) w pierwszej połowie lat 90-tych, wykorzystywano w specyfikacji estymowanych równań przyrosty analizowanych zmiennych. Taka procedura badawcza pozwala jednak na ujęcie jedynie dynamiki krótkookresowej. Zwracał na to uwagę J. Strauss (1996) komentując wyniki Hsieh. Dokonywanie estymacji na przyrostach analizowanych zmiennych jest równoważne przyjęciu ukrytego założenia, że nie istnieje długookresowa równowaga między zmiennymi. Strauss (1996) wykorzystał więc model analogicz-

¹⁹ Trzeba oczywiście pamiętać, że również w tym przypadku mogą powstać wątpliwości co do klasyfikacji dóbr jako wymienne bądź niewymienne z uwagi na przenikanie się w nich komponentów handlowalnych i niehandlowalnych – por. punkt 1.2.1.

ny jak ten wykorzystany przez Hsieh, ale stosując procedurę Johansena testowania kointegracji między zmiennymi (szerzej na temat tego badania w punkcie 2.3.3).

W miarę rozwoju technik ekonometrycznych, w szczególności związanych z analizą kointegracji zmiennych, podjęto zatem badania nad długookresową dynamiką tych procesów, rozpoczynając tym samym trzeci etap w badaniach nad efektem Balassy-Samuelsona, który objawił się ze szczególną intensywnością w drugiej połowie lat 90-tych. Jednak techniki kointegracji nie zawsze są możliwe do zastosowania z uwagi na stosunkowo krótkie szeregi czasowe²⁰. Pojawia się wówczas ryzyko, że niska moc testu uniemożliwi dojście do jakichkolwiek konkluzji (por. Froot i Rogoff, 1994). Jeżeli bowiem dane rzeczywiście mają charakter stacjonarny, lecz okres powrotu do średniej (równowagi) jest długi, to okres obserwacji powinien być na tyle długi, by obejmować ten proces. Sarno i Taylor (2002) komentując tę kwestię zwracali uwagę, że analizę kointegracji można traktować, przez analogię do analizy spektralnej, jako poszukiwanie w danych składowych o niskiej częstotliwości. Porównanie to uwypukla, że dysponowanie danymi dla długiego okresu jest bardziej istotne niż dysponowanie nawet licznymi obserwacjami o większej częstotliwości, ale obejmujących stosunkowo krótki okres. Co więcej, przy analizie relacji długookresowych zwiększenie częstotliwości danych w ramach krótkiego okresu czasu nie poprawia znacząco właściwości testów statystycznych stosowanych do estymowanych parametrów modelu.

Sposobem na przeciwdziałanie małej mocy testu jest rozszerzenie zakresu danych. Jeśli nie możliwe jest wydłużenie okresu, z którego pochodzą obserwacje, wówczas pozostaje wykorzystanie zestawu danych o charakterze czasowo-przekrojowym (panelowym). W badaniach panelowych analizowane są jednocześnie szeregi czasowe obrazujące sytuację grupy gospodarek. Zastosowanie takich zestawów danych oznacza, przy spełnieniu pewnych założeń, możliwość uwzględnienia większej liczby obserwacji. Wspomniane konieczne założenia dotyczą jednak równości dla wszystkich krajów podstawowych parametrów modelu. Jest to o tyle niekorzystne, że bardzo utrudnione jest wówczas wnioskowanie o sile związków w konkretnej gospodarce i wnioski z takich badań mają ograniczoną użyteczność dla prowadzonej polityki gospodarczej.

2.3. Przegląd ważniejszych prac empirycznych

Po zaprezentowaniu syntetycznego ujęcia ewolucji badań empirycznych omówione zostaną poniżej interesujące szczegóły i wyniki z ważniejszych prac. Badania pogrupowano wg rodzaju i zakresu wykorzystanych danych oraz czasu powstania. Omówione zostały też rozszerzenia specyfikowanych równań wychodzące poza „czysty” efekt Balassy-Samuelsona i uwzględniające również stronę popytową gospodarki.

2.3.1. Badania przekrojowe

Balassa (1964) oparł badanie na próbie 12 państw uprzemysłowionych²¹ dla danych z 1960 r., wykorzystując USA jako gospodarkę odniesienia („zagranicę”). W estymowanym równaniu stosunek poziomu kursu, który zaistniałby w sytuacji, gdyby spełniony był parytet siły nabywczej do rzeczywistego kursu walutowego wyjaśniany był przez poziom produktu narodowego brutto (PNB) *per capita*:

$$(2.3) \quad \frac{PPP_i}{E_i} = \alpha + \beta PNB_i + \varepsilon_i$$

przy czym PPP_i oznacza parytet siły nabywczej kraju i ²² w stosunku do USA, E_i – kurs waluty kraju i względem dolara amerykańskiego, a PNB_i – produkt narodowy brutto *per capita* kraju i .

²⁰ Przy czym „stosunkowo krótkie szeregi czasowe” w tym przypadku mogą obejmować nawet 35 lat (por. A. Alexius i J. Nillson, 2000).

²¹ Belgia, Dania, Francja, Holandia, Japonia, Kanada, Niemcy, Norwegia, Szwecja, USA, Włochy, Wielka Brytania.

²² W dalszej części rozdziału indeks i będzie wykorzystywany jako indeks kraju.

Zmienna PPP_i/E_i ilustruje odchylenie rzeczywistego kursu walutowego od kursu wyznaczonego przez parytet siły nabywczej. Jeśli rzeczywiście występowałaby zależność pomiędzy poziomem produktywności (mierzonym w tym przypadku poprzez PNB per capita) a ogólnym poziomem cen, to dla odchylenia kursu walutowego od parytetu siły nabywczej poziom PNB per capita powinien być istotną zmienną objaśniającą. Wówczas należy spodziewać się, że oszacowania parametru β będą istotnie różne od zera i dodatnie. W badaniu Balassy oszacowanie parametru β okazało się dodatnie i istotnie różne od zera. Wskazuje to, że kraje o wyższym produkcie narodowym brutto per capita miały wyższy poziom cen wyrażony we wspólnej walucie (testowana jest w tym przypadku absolutna wersja teorii parytetu siły nabywczej).

Jednak kolejne badania przekrojowe nad efektem Balassy-Samuelsona dostarczały niejednoznacznych wyników. M. G. De Vries (1968) analizowała przypadki deprecjacji nominalnego i realnego kursu walutowego dla 109 krajów (ówczesnych członków Międzynarodowego Funduszu Walutowego) w okresie 1948-1967. Badania te wskazują, że w analizowanym okresie stosunkowo więcej walut krajów rozwijających się, w porównaniu z rozwiniętymi, było dewaluowanych bądź podlegało deprecjacji. Autorka interpretując wyniki wskazywała jako na możliwe wyjaśnienie na fakt, że mogło to wynikać z szybszego wzrostu produktywności (przybliżanej przez PKB per capita) w krajach rozwiniętych niż rozwijających się, szczególnie w sektorze dóbr wymiennych.

C. Clague i V. Tanzi (1972) porównywali istotność efektu Balassy-Samuelsona w przypadku krajów rozwiniętych i rozwijających się. W przypadku krajów rozwiniętych (ówczesnych członków OECD), ponownie wykorzystując PKB per capita jako miarę produktywności (i jedyną zmienną objaśniającą realny kurs walutowy), uzyskali oni potwierdzenie wcześniejszych wyników Balassy (1964). Natomiast dla próby 19 krajów Ameryki Łacińskiej potwierdzenie istnienia efektu Balassy-Samuelsona było słabsze. Również J. Grunwald i J. Salazar-Carrillo (1972) nie znaleźli potwierdzenia istnienia efektu Balassy-Samuelsona w grupie krajów Ameryki Łacińskiej, co skłoniło ich do stwierdzenia, że być może efekt ten działa inaczej w przypadku państw słabo rozwiniętych.

L. H. Officer (1976b) dokonał weryfikacji empirycznej modelu bazując na szeregu prób przekrojowych dla kolejnych lat z okresu 1950-1973. Estymował on równanie postaci:

$$(2.4) \quad \frac{PPP_i}{E_i} = \alpha + \beta PROD_i + \varepsilon_i$$

przy czym PPP_i oznacza parytet siły nabywczej kraju i w stosunku do kraju odniesienia, E_i – kurs walutowy kraju i w stosunku do kraju odniesienia, zaś $PROD_i$ – miarę różnicy wydajności między krajem i a krajem odniesienia. Wydajność przybliżana była następującymi zmiennymi: PKB per capita, PKB na zatrudnionego oraz sektorowe zróżnicowanie wydajności²³. Jako kraj odniesienia wykorzystano Niemcy oraz USA, zaś pozostałe kraje występujące w badaniu to Australia, Austria, Belgia, Dania, Finlandia, Francja, Holandia, Norwegia, Nowa Zelandia, Szwajcaria, Szwecja, Wielka Brytania oraz Włochy.

Dla większości skonstruowanych w omówiony powyżej sposób prób przekrojowych oszacowania parametru β okazały się nieistotnie różne od zera. Zdaniem autora wskazywało to, że zróżnicowanie wydajności w poszczególnych gospodarkach nie była czynnikiem wyjaśniającym odchylenia kursów walutowych od wartości wynikających ze spełnienia absolutnej wersji parytetu siły nabywczej. Officer (1976b) wskazywał przy tym, że wynik otrzymany przez Balassę był wrażliwy na okres, z którego pochodzą dane.

Praca M. Bahmani-Oskooee i F. Niroomand (1996) jest późnym studium opartym wyłącznie na badaniu przekrojowym. Autorzy estymowali model oraz stosowali metodologię analogiczną do zaproponowanych przez Officer (1976b) dla późniejszych danych (z okresu 1970-1989) oraz dla szerokiej grupy ponad 100 krajów. Badali oni wpływ zróżnicowania produktywności na odchylenia rynkowych kursów walutowych od kursów wyznaczanych przez parytet siły nabywczej wg różnych metodologii stosowanych przez ONZ. W badaniu jako kraj odniesienia wybrano USA. Jako miarę

²³ Na sektor dóbr wymiennych składały się: rolnictwo, leśnictwo i rybołówstwo, górnictwo i kopalnictwo, produkcja przemysłowa.

cen autorzy wykorzystywali deflatory PKB. Ze względu na szeroki zbiór analizowanych krajów i nie-
możność uzyskania danych innego rodzaju, jako miarę produktywności wykorzystywano PKB per
capita. W omawianej pracy, podobnie jak w badaniu Officera (1976b), w większości przypadków
oszacowania parametrów przy mierze względnej produktywności były nieistotnie różne od zera.
Autorzy, podobnie jak Officer (1976b) wyciągnęli na tej podstawie wniosek o braku empirycznego
potwierdzenia efektu Balassy-Samuelsa.

2.3.2. Wczesne badania oparte na szeregach czasowych

D. Hsieh (1982) po raz pierwszy podjął się analizy efektu Balassy-Samuelsa korzystając nie
z danych przekrojowych, ale szeregów czasowych. Została ona przeprowadzona dla Japonii i Nie-
miec, natomiast jako „zagranicę” potraktowano głównych partnerów handlowych obu tych państw
(USA, Kanada, Japonia, Francja, Włochy, Holandia, Wielka Brytania). Hsieh wykorzystał dane rocz-
ne z okresu 1954-1976. Za sektor produkujący dobra wymienne przyjął przemysł przetwórczy, na-
tomiał z wszystkich pozostałych sektorów utworzono agregat reprezentujący sektor dóbr niewy-
miennych.

Wydajność pracy została zdefiniowana jako produkt na przepracowaną godzinę. Jako indeks
cen autor przyjął deflator PKB. Jako tempo zmian płac w przemyśle przetwórczym wykorzystano
tempo zmian płac dla całej gospodarki (z uwagi na brak danych). Definicja zmiennej objaśnianej
była identyczna jak w przypadku badań Balassy (1964) lub Officera (1976b).

Hsieh wyprowadził specyfikację estymowanego równania przy założeniu, że podaż pracy jest
ustalona i praca jest jedynym czynnikiem produkcji, zaś funkcję produkcji charakteryzują stałe ko-
rzyści skali. Przy takich założeniach średnie (i krańcowe) wydajności pracy w obu sektorach ozna-
czane są przez A_T oraz A_N . Pozostaje standardowe założenie, że płaca W jest identyczna w obu
sektorach. Wówczas $P_T = W/A_T$; $P_N = W/A_N$, $P_T^* = W^*/A_T^*$; $P_N^* = W^*/A_N^*$. Wówczas procentowe
tempo zmian realnego kursu walutowego może być wyrażone jako:

$$(2.5) \quad \hat{Q} = \alpha(\hat{A}_T - \hat{A}_N) - \alpha^*(\hat{A}_T^* - \hat{A}_N^*) + (\hat{W} - \hat{E} - \hat{W}^* + \hat{A}_T - \hat{A}_T^*),$$

przy czym, analogicznie jak w rozdziale 1., E oznacza nominalny kurs walutowy, zaś znak $\hat{}$
oznacza procentowe tempo zmian poszczególnych zmiennych.

Taki model prowadzi do specyfikacji estymowanych równań postaci (subskrypt t tutaj i w dal-
szej części tego rozdziału jest indeksem czasu):

$$(2.6) \quad \hat{Q}_t = c_0 + c_1(\hat{A}_T - \hat{A}_N)_t - c_2(\hat{A}_T^* - \hat{A}_N^*)_t + c_3(\hat{W} - \hat{E} - \hat{W}^* + \hat{A}_T - \hat{A}_T^*)_t + \varepsilon_t$$

Oczekiwane wartości estymowanych parametrów w powyższym równaniu to:
 $c_0=0$, $0 < c_1 < 1$, $0 < c_2 < 1$ oraz $c_3=1$.

Przytoczone powyżej równanie było estymowane przy wykorzystaniu klasycznej metody naj-
mniejszych kwadratów, jednak może to prowadzić do uzyskania obciążonych wyników estymacji,
z uwagi na możliwość wystąpienia korelacji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi a składnikiem lo-
sowym. Może tak się zdarzyć, gdy płace będą ustalane jednocześnie z cenami. Aby rozwiązać ten
problem wykorzystana została regresja z wykorzystaniem zmiennych instrumentalnych. Zamiast
trzeciego składnika testowanego równania, w charakterze zmiennej instrumentalnej wykorzystano
opóźnione wartości wydajności pracy.

Hsieh komentując lepsze dopasowanie modelu opartego na szeregu czasowym w porówna-
niu z badaniami przekrojowymi wskazywał, że przyczyną takiego wyniku może być zróżnicowanie
nieobserwowalnych charakterystyk poszczególnych krajów w badaniach przekrojowych (np. mię-
dzynarodowe różnice w preferencjach), które w przypadku analizy opartej na szeregu czasowym
dotyczącym jednego kraju można uznać za prawie stałe. W takiej sytuacji w danych występuje
mniej zaburzeń, które nie mogą być objaśnione w ramach analizowanego modelu. Zwiększa to

szansę na uzyskanie lepszego dopasowania do danych w przypadku specyfikacji opartej na analizie szeregu czasowego.

Jak wspomniano w punkcie 1.2.2., model Balassy-Samuelsona uwzględnia jedynie czynniki podażowe. J. De Gregorio, J. Giovannini i H. S. Wolf (1994) analizowali istotność czynników popytowych w określaniu względnego poziomu cen dóbr niewymiennych w stosunku do dóbr wymiennych. Jeśli założenie o doskonałej mobilności kapitału zostanie rozluźnione, to szoki popytowe mogą wpływać nie tylko na względne rozmiary produkcji w obu sektorach, ale również na ceny względne dóbr wymiennych i niewymiennych.

Dla krajów OECD można zaobserwować dodatnią korelację pomiędzy względnymi wielkościami obu sektorów (mierzonymi jako ich udział w tworzeniu PKB) oraz względnymi poziomami cen dóbr wymiennych i niewymiennych w poszczególnych gospodarkach. Wspomniane czynniki stały się to dla De Gregorio, Giovanniniego i Wolfa (1994) podstawą do włączenia do równania objaśniającego relację cen dóbr wymiennych oraz niewymiennych, obok miar produktywności, również czynników popytowych. Jako zmienne opisujące efekt zmian po stronie popytowej wykorzystano wydatki rządowe w stosunku do PKB, PKB per capita oraz przyrosty tempa inflacji.

W części empirycznej omawianej pracy została wykorzystana sektorowa baza danych dla 14 państw OECD z okresu 1970-1985 na temat 20 sektorów²⁴. Zestaw zmiennych dla każdego sektora obejmował wartość dodaną w cenach stałych i bieżących, wartość środków trwałych, zatrudnienie i wynagrodzenie czynników produkcji.

Jak już wspomniano w podrozdziale 2.1., klasyfikacji poszczególnych sektorów do grup obejmujących dobra i usługi wymienne oraz niewymienne dokonywano poprzez badanie stopnia otwartości danego sektora, zaliczając do sektora dóbr wymiennych rolnictwo, górnictwo, wszystkie sektory przemysłowe oraz transport, zaś pozostałe sektory klasyfikując jako produkujące towary i usługi niepodlegające wymianie międzynarodowej. Jako indeksy cen wykorzystano sektorowe deflatory wartości dodanej.

Autorzy szacowali różne wersje równania o następującej ogólnej specyfikacji (estymacja na przyrostach omawianych zmiennych):

$$(2.7) \quad \ln(P_{N\,it} - P_{T\,it}) = \beta_{0i} + \beta_1 \phi_{it} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 y_{it} + \beta_4 \Delta \pi_{it},$$

gdzie $\phi = \frac{\gamma}{\theta} \ln A_T - \ln A_N$, zaś znaczenie pozostałych symboli to: g – stosunek wydatków rządowych do PKB, y – PKB per capita, $\Delta \pi$ – przyrosty tempa inflacji.

Współczynnik β_1 należy interpretować, analogicznie do innych omawianych specyfikacji modelu, jako siłę efektu Balassy-Samuelsona. Zmienne g oraz y mają przybliżać zmiany w popycie. Jeśli czynniki popytowe nie miałyby wpływu na poziom cen relatywnych (czyli $\beta_2 = \beta_3 = 0$), wówczas byłby obserwowany czysty efekt Balassy-Samuelsona.

Włączenie do zestawu zmiennych objaśniających zmian tempa inflacji umożliwiło uchylenie założenia o natychmiastowych dostosowaniach cenowych w sektorze dóbr niewymiennych. W przypadku nominalnej aprecjacji kursu walutowego ceny dóbr wymiennych w walucie krajowej ulegają obniżeniu, co powinno prowadzić do obniżenia płac i w efekcie również cen dóbr niewymiennych. Jeśli jednak w sektorze dóbr niewymiennych dostosowania cenowe zajdą z opóźnieniem, wówczas cena tych dóbr wzrośnie względem dóbr wymiennych, zatem należy oczekiwać ujemnych wartości współczynnika β_4 .

²⁴ Sektory te to: rolnictwo; górnictwo; żywność, napoje i produkty tytoniowe; włókiennictwo; produkcja drewna i wyrobów z drewna; działalność wydawnicza; produkcja wyrobów chemicznych, produkcja wyrobów z surowców niemetalicznych; produkcja wyrobów z metali; produkcja maszyn i urządzeń; produkcja innych towarów przemysłowych; zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz i wodę; budownictwo; handel hurtowy i detaliczny; restauracje i hotele; transport, gospodarka magazynowa i łączność; pośrednictwo finansowe; obsługa nieruchomości; działalność usługowa komunalna, społeczna i indywidualna; usługi publiczne.

Średnia wartość współczynnika β_1 w różnych wariantach testowanego w pracy równania wyniosła 0,23. Pozostałe współczynniki również miały oczekiwane znaki i ich wartości okazały się istotnie różne od zera. Świadczyć to może o potencjalnie istotnym znaczeniu czynników popytowych w wyjaśnianiu zależności pomiędzy cenami dóbr niewymiennych oraz dóbr wymiennych. Oznacza to, iż mobilność kapitału nie jest doskonała, przeciwnie niż zakłada teoria. Autorzy podkreślili że jeśli okres analizy zostanie wydłużony, to przyjęcie założenia o doskonałej mobilności kapitału jest bardziej zasadne. Aby to przetestować, obliczono równanie regresji analogiczne jak przedstawione powyżej, jednak jako zmienne wykorzystano średnie wartości dla poszczególnych krajów z okresu 1970-1985. Wówczas wartość współczynnika przy różnicy wydajności wzrosła do 0,74 (i okazała się nieistotnie różna od 1), natomiast zmienne związane ze stroną popytową okazały się nieistotne. Zdaniem autorów świadczyło to o malejącym w długim okresie wpływie czynników popytowych na ceny względne dóbr wymiennych i niewymiennych.

Jako uzupełnienie powyższych badań można potraktować pracę J. De Gregorio i H. C. Wolfa (1994), w której autorzy analizują wpływ *terms of trade* na względne ceny dóbr niewymiennych oraz realny kurs walutowy. Posługując się tą samą bazą danych jak przedstawiona powyżej, autorzy ci ponownie uzyskali wyniki świadczące o modyfikacji skutków efektu Balassy-Samuelsona przez czynniki popytowe (w tym *terms of trade*) zarówno w zakresie ujawniania się tego efektu w realnym kursie walutowym, jak i cenach względnych dóbr niewymiennych.

2.3.3. Badania wykorzystujące techniki kointegracji

Najwcześniejszą pracą empiryczną badającą efekt Balassy-Samuelsona z wykorzystaniem technik kointegracji, do jakiej udało się dotrzeć autorowi, było opracowanie M. Bahmani-Oskooee (1992). Testował on prawdziwość efektu Balassy-Samuelsona przy wykorzystaniu szeregów czasowych (dane roczne z okresu 1960-1988) dla USA, Kanady, Francji, Niemiec, Włoch oraz Japonii dla specyfikacji modelu analogicznej do tej, jaką wykorzystał Officer (1976b).

Bahmani-Oskooee (1992) badał kointegrację realnego kursu walutowego (deflowanego deflatorem PNB) oraz miar produktywności, nie podając jednak wektorów kointegrujących, a jedynie statystyki testowe dla stacjonarności reszt. Otrzymane wyniki wskazują, że dla Włoch, Japonii oraz Wielkiej Brytanii, biorąc jako kraj odniesienia USA, daje się stwierdzić kointegrację pomiędzy miarami względnej produktywności a realnym kursem walutowym.

J. Strauss (1996) przeprowadził analizę wpływu produktywności na realny kurs walutowy dla Kanady, Belgii, Finlandii, Francji, USA, Wielkiej Brytanii oraz Niemiec. Roczne dane pochodziły z okresu 1960-1990. Autor jako miarę wydajności produkcji wykorzystał średni produkt pracy. Sektor dóbr wymiennych został utożsamiony z przemysłem przetwórczym, natomiast pozostałe grupy²⁵ utworzyły agregat reprezentujący sektor dóbr niewymiennych.

Strauss (1996) stwierdził, że istnieje długookresowa relacja pomiędzy nominalnym kursem walutowym, względnymi cenami dóbr niewymiennych w stosunku do wymiennych i różnicami w produktywności, zaś różnice w wydajności istotnie wpływają na długookresowy związek pomiędzy nominalnym kursem walutowym i cenami względnymi.

W omawianym artykule przedstawiono również wyniki testowania zależności pomiędzy względną produktywnością a realnym kursem walutowym. Strauss (1996) doszedł do wniosku, że niemożność znalezienia długookresowej relacji pomiędzy nominalnym kursem walutowym a cenami względnymi wynika z trwałych zmian w różnicy między krajową a zagraniczną względną produktywnością.

M. B. Canzoneri, R. E. Cumby i B. Diba (1996) testowali dwie podstawowe składowe modele Balassy-Samuelsona. Pierwszą z nich było stwierdzenie, że względna cena dóbr wymiennych w stosunku do dóbr niewymiennych powinna odzwierciedlać sektorowe zróżnicowanie produktywności.

²⁵ Zaspokajanie w energię elektryczną, gaz i wodę, budownictwo, handel hurtowy i detaliczny, restauracje i hotele, transport, telekomunikacja i łączność, pośrednictwo finansowe, obsługa nieruchomości i firm, działalność usługowa komunalna, społeczna i indywidualna, pozostała działalność usługowa (rządowa).

ści pracy. Natomiast druga to założenie o prawdziwości parytetu siły nabywczej dla dóbr wymiennych. Podkreślali oni, że obie zależności powinny być spełnione w długim okresie, natomiast w krótkim okresie możliwe są odstępstwa od nich.

Autorzy podzielili sektory gospodarki według możliwości wymiany międzynarodowej ich produktów²⁶. Jako indeksy cen wykorzystano deflatory wartości dodanej z obu sektorów.

Ich wyniki empiryczne oparte są na czasowo-przekrojowej (panelowej) próbie 13 państw OECD²⁷. Zastosowanie technik panelowych wynikało z podkreślanych przez autorów ograniczeń dostępnych danych. Nawet w przypadku próby z okresu 30 lat, dla pojedynczej pary krajów testy pierwiastka jednostkowego mogą mieć stosunkowo niską moc w przypadku, gdy rzeczywiste dane nie są co prawda niestacjonarne, lecz szereg czasowy charakteryzuje się stosunkowo dużą trwałością odchyleń od wartości średniej. Rozwiązaniem tego problemu może być zastosowanie testów opartych na danych panelowych.

W testowaniu pierwszego z przedstawionych założeń autorzy wykorzystali dane o średniej wydajności pracy w sektorach dóbr wymiennych oraz niewymiennych w następujący sposób. Logarytmując równanie (1.43) i zakładając, że funkcje produkcji w obu sektorach są niezmiennie (w sensie stałości parametrów α oraz β) i interesuje nas zależność długookresowa, poszukujemy wektora kointegrującego dla zmiennych $\ln(P_{Nt}/P_{Tt})$ oraz $\ln(Y_{TLt}/Y_{NLt})$. Możemy zatem zapisać:

$$(2.8) \quad \ln\left(\frac{P_{Nt}}{P_{Tt}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{Y_{TLt}}{Y_{NLt}}\right) + \varepsilon_t$$

Autorzy testowali nie tylko istnienie związku kointegracyjnego pomiędzy zmiennymi, ale również to, czy wyestymowane parametry mają oczekiwane, wynikające z teorii, wartości. Oba testy wykonane były zarówno indywidualnie dla każdego z krajów, jak i dla całego panelu.

Oszacowanie parametru β z wektora kointegrującego na podstawie równania (2.9) dla poszczególnych krajów dało zróżnicowane wyniki. Najniższe wartości otrzymano dla Wielkiej Brytanii (0,443), Danii (0,51) oraz Szwecji (0,571), natomiast najwyższe dla Niemiec (1,063) oraz Japonii (1,181). Jeśli odrzucimy 3 kraje o najniższych oszacowaniach parametru β , to średnia dla pozostałych 10 była bliska 0,9. Jednak dla 10 krajów istniały podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej, że $\beta = 1$ (gdyż taka jest oczekiwana wartość współczynnika w równaniu (2.8)). Nie było podstaw do odrzucenia tak sformułowanej hipotezy zerowej jedynie dla Niemiec, Włoch i Austrii.

Wniosek, że choć parametr β jest bliski 1, to jednak jest statystycznie od tej wartości różny, został również potwierdzony w panelowej wersji testu. Autorzy omawianej pracy stwierdzili, że choć otrzymana wartość parametru nie jest dokładnie taka, jak zakładana przez teorię, to jednak istnienie związków kointegracyjnych pomiędzy cenami względnymi a relatywną wydajnością pracy stanowi potwierdzenie empiryczne istnienia efektu Balassy-Samuelsona w przypadku krajów rozwiniętych.

M. D. Chinn i L. Johnston (1996) również analizowali czynniki determinujące realny kurs walutowy (deflowany indeksem CPI). Najlepsze pod względem empirycznego dopasowania modele zawierały jako zmienne objaśniające produktywność, wskaźniki wydatków rządowych oraz terms of trade lub ceny ropy naftowej. Współczynniki ogólnej produktywności czynników produkcji zostały skonstruowane na podstawie międzynarodowej sektorowej bazy danych krajów OECD. Podział na sektory wytwarzające dobra wymienne oraz niewymienne był analogiczny do zaproponowanego w pracy De Gregorio, Giovannini i Wolf (1994). Jako zmienną przybliżającą preferencje w zakresie struktury konsumpcji (podziału pomiędzy dobra wymienne i niewymienne) wykorzystano PKB per capita obliczane na podstawie parytetu siły nabywczej (na podstawie Summers i Heston, 1991).

²⁶ Do sektora dóbr wymiennych zaliczono przemysł przetwórczy oraz rolnictwo, leśnictwo i rybołówstwo, natomiast do sektora dóbr niewymiennych: handel hurtowy i detaliczny, restauracje i hotele, transport, telekomunikację i łączność, pośrednictwo finansowe, obsługę nieruchomości i firm, działalność usługową komunalną, społeczną i indywidualną oraz pozostałą działalność usługową.

²⁷ Austria, Belgia, Dania, Finlandia, Francja, Hiszpania, Japonia, Kanada, Niemcy, USA, Wielka Brytania, Włochy.

Podobnie jak w innych badaniach, wyniki estymacji okazały się niestabilne i zróżnicowane zarówno dla poszczególnych krajów, jak i dla tego samego kraju przy przyjęciu nieco odmiennych założeń co do dokładnej specyfikacji estymowanego równania. Często oszacowania parametrów przy zmiennych miały znaki przeciwne do oczekiwanych. Dlatego autorzy dochodzili do wniosku, że zakres danych dostępnych dla pojedynczych krajów może być zbyt mały, by osiągnąć zadowalającą dokładność estymacji i zasadne jest utworzenie z danych panelu. W przypadku analizy panelowej autorzy znaleźli potwierdzenie istnienia relacji kointegrującej pomiędzy realnym kursem walutowym, sektorowym zróżnicowaniem produktywności oraz wydatkami rządowymi. Według szacunków autorów wzrost produktywności w sektorze dóbr wymiennych o 1%, w analizowanej grupie krajów, powodował aprecjację realnego kursu walutowego o 0,2-0,5%.

Analogiczną analizę opublikował M. D. Chinn (1997a). Badał on długo- oraz krótkookresową dynamikę realnego kursu walutowego (deflowanego indeksem CPI) w zależności od szeregu czynników. Jako zmienne objaśniające wykorzystywał, obok wydajność w sektorach produkujących dobra wymienne oraz niewymienne, wydatki rządowe, terms of trade, PKB per capita oraz ceny ropy naftowej. W części empirycznej pracy Chinn (1997a) wykorzystał techniki panelowej kointegracji²⁸. Najlepsze wyniki uzyskano w przypadku modelu, w którym krótkookresowa dynamika zmian realnego kursu walutowego objaśniana była przez wydatki rządowe, natomiast na długookresową zmienność realnego kursu walutowego wpływały miary sektorowej wydajności²⁹.

Zasadność podstawowej specyfikacji była oceniana poprzez dołączenie innych potencjalnych zmiennych objaśniających, takich jak PKB per capita oraz terms of trade (zgodnie z sugestiami De Gregorio i Wolfa, 1994). PKB per capita jest traktowany jako przybliżenie niehomotetycznych preferencji w przypadku, gdyby wzrost dochodu lub bogactwa powodował przesunięcie obserwowanych preferencji konsumentów w kierunku dóbr niewymiennych, jak np. usług.

V. Kakkar i M. Ogaki (1999) badali długookresowe zależności pomiędzy realnym kursem walutowym a cenami względnymi dóbr wymiennych w stosunku do niewymiennych. Celem pracy było znalezienie okresów, krajów oraz mierników względnych cen, dla których możliwe było zaobserwowanie sugerowanych przez teorię zależności pomiędzy relacją cen dóbr wymiennych i niewymiennych a realnymi kursami walutowymi.

Autorzy omawianej pracy twierdzili, że w przypadku, gdy relacja parytetu siły nabywczej spełniona jest jedynie dla dóbr wymiennych, a udziały obu rodzajów dóbr w indeksach ogólnego poziomu cen są stabilne w czasie, to względne ceny dóbr wymiennych w stosunku do dóbr niewymiennych powinny zmieniać się równolegle do zmian realnego kursu walutowego definiowanego w oparciu o indeks ogólnego poziomu cen. W omawianej pracy testowane jest, czy taka zależność rzeczywiście może być zaobserwowana w praktyce.

W części empirycznej pracy autorzy wykorzystali dwa zestawy danych. W pierwszym z nich, zawierającym roczne dane, wykorzystano deflator PKB do konstrukcji realnego kursu walutowego oraz stosunek indeksów CPI oraz WPI (indeks cen hurtowych) jako przybliżenie względnej ceny dóbr wymiennych w stosunku do dóbr niewymiennych dla USA, Wielkiej Brytanii oraz Włoch z lat 1929-1988. Drugi zestaw danych obejmował dane kwartalne z deflatorem ogólnej konsumpcji wykorzystanym do konstrukcji realnego kursu walutowego oraz stosunkiem deflatorów konsumpcji usług w stosunku do konsumpcji pozostałych dóbr (skonstruowanych na podstawie bazy danych rachunków narodowych OECD) jako przybliżeniem względnych cen dóbr niewymiennych w stosunku do dóbr wymiennych dla USA, Wielkiej Brytanii, Japonii oraz Kanady z lat 1960-1988.

Przy testowaniu zależności pomiędzy zmianami cen względnych mierzonych jako stosunek indeksów CPI oraz WPI a realnym kursem walutowym uzyskane przez Kakkara i Ogakiego (1999) wyniki nie były jednoznaczne. Mocniejsze potwierdzenie empiryczne znajdowała hipoteza o zgodności zmian cen względnych i realnego kursu walutowego w okresie istnienia systemu kursów sta-

²⁸ Dla rocznych danych z okresu 1970-1991 dla USA, Wielkiej Brytanii, Francji, Niemiec, Włoch, Kanady, Japonii, Belgii, Danii, Holandii, Norwegii, Szwecji, Finlandii oraz Australii.

²⁹ Przyjęty podział na sektory dóbr wymiennych oraz niewymiennych był taki sam jak zaproponowany przez De Gregorio, Giovanniego i Wolfa (1994).

tych (1929-1972), natomiast dla całego analizowanego okresu omawiana zależność nie jest już tak wyraźna i jednoznacznie możliwa do stwierdzenia. Nieco lepsze wyniki uzyskano dla kwartalnego zestawu danych, choć i tam wyniki nie mogą być uznane za jednoznaczne. Porównanie estymowanych wartości z danymi historycznymi wskazuje, że zmiany cen względnych są w stanie objaśnić długookresowe zmiany realnego kursu walutowego, natomiast próba wyjaśniania w ten sposób zmian średniookresowych kończy się w większości przypadków niepowodzeniem.

A. Alexius i J. Nillson (2000) nawiązali do pracy De Gregorio i Wolfa (1994). Estymowali oni analogiczny model (model Balassy-Samuelsona rozszerzony o wskaźnik *terms of trade*), jednak dla większego zakresu danych oraz wykorzystując techniki panelowej kointegracji. Alexius i Nillson objęli badaniem 15 krajów OECD w okresie 1960-1996. W większości przypadków wysoka względna produktywność (przybliżana przez poziom PKB) powiązana była ze stosunkowo wysokim poziomem realnego kursu walutowego. Natomiast mniejszy okazuje się wpływ na realny kurs walutowy wskaźnika *terms of trade*.

Alexius i Nillson przeprowadzili analizę kointegracji zarówno dla poszczególnych krajów osobno, jak i dla wszystkich państw łącznie – w ramach analizy kointegracji panelowej. Wyniki tej ostatniej uznali oni za najdokładniejsze, z uwagi na zdecydowanie większą liczbę obserwacji niż w przypadku estymacji dla poszczególnych gospodarek z osobna. W przypadku estymacji na podstawie panelu uzyskano wyniki rzędu wielkości wskazywanego przez teorię. Zdaniem autorów, rozbieżność wyników w przypadku estymacji dla poszczególnych gospodarek mogła wynikać z problemu małej próby, nawet w przypadku wykorzystanego w omawianym badaniu okresu 35 lat.

J. Strauss (1999) starał się wyjaśnić fakt, że najnowsze badania empiryczne oparte na bardzo długich szeregach czasowych bądź panelowych zestawach danych, potwierdzają stacjonarność realnych kursów walutowych, a jednocześnie inni badacze znajdowali potwierdzenie wpływu zróżnicowania produktywności na strukturalne odchylenia kursów walutowych od wartości implikowanych przez parytet siły nabywczej.

Strauss (1999) twierdził, że na realne kursy walutowe i ceny względne dóbr niewymiennych wpływają zmienne stacjonarne, lecz powracające do poziomów równowagi stosunkowo wolno. Zmienne te mają często różny co do kierunku wpływ na objaśniane wielkości. Do zmiennych wpływających na realne kursy walutowe i ceny względne dóbr niewymiennych należą wg Straussa (1999): szoki popytowe i podażowe oraz arbitraż dla dóbr wymiennych. Analiza przyczynowości w sensie Grangera oraz dekompozycja wariancji wskazywały na istotną wspólną zmienność oraz sprzężenia zwrotne pomiędzy realnymi kursami walutowymi, względnymi cenami dóbr wymienionych oraz zróżnicowaniem produktywności.

Strauss (1999) w analizie empirycznej, wykorzystując modele panelowe, wykazał, że szoki w zróżnicowaniu produktywności, wydatkach rządowych w stosunku do PKB, cenach względnych dóbr niewymiennych i realnych kursach walutowych są stacjonarne. Jest to nowość w stosunku do wyników wcześniejszych badań, z których wynikało (lub które zakładały), że szoki te są niestacjonarne. Jeśli natomiast szeregi czasowe omawianych szoków mają charakter stacjonarny, wówczas spełniony jest parytet siły nabywczej, a odchylenia od niego, choć długotrwałe, to jednak wygasają.

W analizie empirycznej autor prezentowanej pracy otrzymał również potwierdzenie istnienia silnego związku pomiędzy względnymi cenami dóbr wymiennych a realnym kursem walutowym. Natomiast słabszy okazał się związek pomiędzy zróżnicowaniem produktywności, wydatkami rządowymi oraz względną ceną dóbr wymiennych, jak również pomiędzy zróżnicowaniem wydajności, wydatkami rządowymi i realnym kursem walutowym.

2.3.4. Inne metodologie

H. W. Sinn i M. Reutter (2001) analizowali zróżnicowanie inflacji w krajach strefy euro. Autorzy podkreślali, że w sytuacji zróżnicowania tempa rozwoju poszczególnych krajów należących do unii monetarnej, musi dojść do regionalnego zróżnicowania tempa inflacji. Postawili oni tezę, że wspólna polityka pieniężna powinna być tak prowadzona, by w żadnej z gospodarek nie zaobser-

wowano deflacji. Wyznaczyli zatem poziomy inflacji w poszczególnych państwach strefy euro odpowiadające sile efektu Balassy-Samuelsona przy założeniu, że nie występuje deflacja na żadnym z obszarów unii monetarnej.

Zmiana poziomu cen w omawianej pracy dla kraju i jest definiowana analogicznie do w równaniu (1.23):

$$(2.9) \quad \hat{P}_i = \alpha_i \hat{P}_{Ti} + (1 - \alpha_i) \hat{P}_{Ni},$$

przy czym α_i oznacza udział sektora produkującego dobra wymienne w tworzeniu wartości dodanej w gospodarce i .

Średnia inflacja dla całej unii walutowej definiowana jest jako średnia inflacji poszczególnych krajów ważona udziałem (β_i) ich wartości dodanej w zagregowanej wartości dodanej całej unii:

$$(2.10) \quad \bar{\pi} = \sum_{i=1}^n \beta_i \pi_i, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 1,$$

Żądamy, aby dla wszystkich krajów zachodził warunek $\pi_i \geq 0$, zatem z równania (1.45) wynika, że dla wszystkich gospodarek powinno zachodzić:

$$(2.11) \quad \hat{P}_T \geq -(1 - \alpha_i)(\hat{Y}_{TLi} - \hat{Y}_{NLi})$$

Średnią inflację dla całej unii walutowej możemy zapisać jako

$$(2.12) \quad \bar{\pi} = \hat{P}_T + \sum_{i=1}^n \beta_i (1 - \alpha_i)(\hat{Y}_{TLi} - \hat{Y}_{NLi})$$

Łącząc warunek (2.11) oraz zależność (2.12) otrzymujemy równanie (2.13), opisujące minimalną inflację dla całej unii monetarnej, przy występowaniu różnic w produktywności pomiędzy sektorami. Minimalna inflacja dla unii monetarnej zdefiniowana równaniem (2.13) gwarantuje, że w żadnym z krajów nie wystąpi deflacja.

$$(2.15) \quad \bar{\pi} = \hat{P}_T + \sum_{i=1}^n \beta_i (1 - \alpha_i)(\hat{Y}_{TLi} - \hat{Y}_{NLi})$$

Sinn i Reutter jako sektory produkujące dobra wymienne zaklasyfikowali rolnictwo oraz przemysł przetwórczy, natomiast budownictwo, usługi oraz zaopatrywanie w energię elektryczną gaz i wodę zaliczają do sektorów produkujących dobra niewymienne. Jako miarę wydajności przyjęto średnią produktywność pracy. Autorzy przeprowadzili analizę dla danych z dwóch okresów: 1987-1995 oraz 1978-1996.

Dla analizy krytycznym krajem były Niemcy, ponieważ autorzy stwierdzili tam najmniejszą różnicę między średnimi tempami wzrostu produktywności (0,34 %). Wynika z tego, że aby w Niemczech nie wystąpiła deflacja (por. warunek (2.11)), cena dóbr wymiennych nie może obniżyć się bardziej niż o 0,26 % w stosunku rocznym. Wynika z tego, że przy zadanym maksymalnym tempie obniżania się cen dóbr wymiennych, determinowanym przez sytuację w Niemczech i znanych średnich tempach zmian produktywności w sektorach dóbr wymiennych oraz niewymiennych w poszczególnych krajach, możliwe jest obliczenie dla każdego kraju poziomu inflacji wynikającego z efektu Balassy-Samuelsona. Autorzy przeprowadzili takie badania dla kilku zestawów krajów. Po pierwsze, dla wszystkich członków strefy euro w okresie przed wstąpieniem Grecji do unii walutowej. Następnie, w sytuacji, gdyby członkami Eurolandu stały się wszystkie obecne kraje członkowskie Unii Europejskiej. Trzeci zestaw wyników obejmuje wszystkie kraje członkowskie UE oraz 6 ówczesnych państw kandydujących: Estonię, Węgry, Polskę, Słowenię, Czechy i Turcję.

W pierwszym przypadku maksymalne wartości inflacji wynikającej z efektu Balassy-Samuelsona, a nie prowadzącej do deflacji w Niemczech otrzymano dla Hiszpanii (1,53%), Irlandii (2,35%)

oraz Finlandii (2,74%). W drugim przypadku trzy państwa o najwyższej szacowanej inflacji to Finlandia (2,74%), Szwecja (3,64%) i Grecja (4,26%). Dla trzeciego scenariusza najwyższe szacunki inflacji otrzymano dla Polski (4,16%), Grecji (4,26%) oraz Węgier (6,86%).

Uzyskane przez autorów stosunkowo wysokie oszacowania inflacji wynikającej z efektu Balassy-Samuelsona wynikają z wykorzystania jako wagi dóbr w koszyku udziału odpowiednich sektorów w tworzeniu wartości dodanej. Zgodnie z tym, co zostało zaznaczone na początku niniejszego rozdziału, prowadzi to do dużo wyższych szacunków wielkości tego efektu niż w przypadku wykorzystania wag z koszyka cen dóbr i usług konsumpcyjnych. Analogicznie definiowana minimalna inflacja, mierzona indeksem HICP najprawdopodobniej okazałaby się dużo niższa z uwagi na niższy udział w indeksach cen konsumenta dóbr niepodlegających wymianie międzynarodowej.

2.4. Podsumowanie

Wyciągając wnioski z omówionych badań empirycznych można stwierdzić, że potwierdzają one istnienie związków pomiędzy relatywnymi cenami dóbr wymiennych i niewymiennych, realnym kursem walutowym a sektorowym zróżnicowaniem produktywności. Siła tych związków jest jednak różna w przypadku różnych gospodarek. Niedokładność i rozbieżność oszacowań może być wyjaśniana niespełnieniem w praktyce mocnych założeń leżących u podstaw modelu Balassy-Samuelsona. Znajduje to potwierdzenie w badaniach wykazujących niestacjonarność realnych kursów walutowych deflowanych indeksami cen producentów, co oznacza niespełnienie parytetu siły nabywczej dla dóbr wymiennych. Model Balassy-Samuelsona opisuje zależności długookresowe, co implikuje m.in., że ceny dóbr niepodlegających międzynarodowej wymianie handlowej determinowane są wyłącznie przez podażową stronę gospodarki. Badania empiryczne wskazują na, istotny statystycznie, wpływ zmiennych związanych ze stroną popytową na relację cen dóbr niewymiennych oraz wymiennych w krótkim okresie.

Rozbieżność wyników empirycznych może też wiązać się z problemami występującymi przy przejściu od abstrakcyjnych pojęć modelu do obserwowalnych zmiennych i związanej z tym niejednoznacznością konstrukcji zmiennych wykorzystywanych w dalszej kolejności w badaniach empirycznych. Jak wynika z zaprezentowanego przeglądu literatury, nie wypracowano dotąd w badaniach nad efektem Balassy-Samuelsona powszechnie uznanych metod rozwiązywania tych problemów badawczych.

3

Oszacowanie efektu Balassy-Samuelsona dla Polski

Niniejszy rozdział poświęcony jest przedstawieniu badań nad efektem Balassy-Samuelsona w przypadku Polski. Po przedstawieniu dotychczasowych publikacji na ten temat, zaprezentowane zostaną autorskie wyniki badań empirycznych bazujące na różnych podejściach metodologicznych spotykanych w literaturze.

Jak to zostało omówione w punkcie 1.2.2., efekt Balassy-Samuelsona może występować w przypadku krajów podlegających procesowi konwergencji (zbieżności). Zjawisko to występuje, gdy obserwowany jest proces stopniowego dochodzenia do poziomu rozwoju gospodarczego innych państw będących ważnymi partnerami handlowymi danego kraju. Proces szybszego wzrostu gospodarczego może mieć skutki w postaci zróżnicowania poziomów inflacji pomiędzy tymi krajami bądź zmianami poziomu nominalnego kursu walutowego. W obu przypadkach będzie to prowadziło do realnej aprecjacji waluty kraju rozwijającego się szybciej. Możliwość wystąpienia takich procesów, w kontekście dążenia Polski do członkostwa w Unii Europejskiej, a następnie w strefie euro, uzasadniają celowość poznania natury efektu Balassy-Samuelsona w naszym kraju.

3.1. Przegląd dotychczasowych badań

Znaczna część literatury empirycznej zawierającej odniesienia do efektu Balassy-Samuelsona w Polsce traktuje również o innych krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Publikowane dotychczas badania dotyczyły zazwyczaj łącznie europejskich gospodarek transformujących się. Przy poniższym przedstawianiu uzyskanych przez badaczy rezultatów położono nacisk na wyniki dotyczące Polski, natomiast rezultaty dla innych krajów omawiane są jedynie skrótowo.

Badania nad efektem Balassy-Samuelsona w krajach Europy Środkowo-Wschodniej (w tym i dla Polski) pojawiły się dopiero w drugiej połowie lat 90. Wynikało to przede wszystkim z ograniczeń w dostępności porównywalnych danych. Zmiana ustroju gospodarczego w tych państwach na przełomie lat 80. i 90. sprawiła, że dane sprzed rozpoczęcia procesu transformacji nie stanowiły adekwatnej podstawy do analizy późniejszych relacji w tych gospodarkach.

Późne pojawienie się prac empirycznych na temat efektu Balassy-Samuelsona wiązało się również z faktem, że początkowy okres transformacji charakteryzował się głębokimi zmianami strukturalnymi i występujące wówczas relacje ekonomiczne miały charakter jedynie przejściowy. W badaniach empirycznych zasadne jest zaś wykorzystywanie danych dla okresów stosunkowego ustabilizowania gospodarek, szczególnie, gdy mają być one podstawą dla dokonywania prognoz. W przypadku analiz efektu Balassy-Samuelsona w krajach mających w przyszłości wstąpić do strefy euro, w centrum zainteresowania znajduje się przede wszystkim dokonanie oceny przyszłych rozmiarów tego efektu.

Krótkość dostępnych szeregów czasowych sprawia również, że wyniki należy interpretować przede wszystkim jako przybliżenie rzędu wielkości analizowanych efektów, natomiast w mniejszym stopniu należy przykładać wagę do oszacowań punktowych. Warto też zwrócić uwagę, że wydłużenie szeregu czasowego obserwacji o kolejny rok stanowi wciąż istotny względny przyrost liczby dostępnych obserwacji, a tym samym stanowi podstawę do uzyskania potencjalnie dokładniejszych wyników.

Z uwagi na skąpy zakres dostępnych wówczas danych, pierwsze analizy czynników decydujących o realnym kursie walutowym, obejmujące również efekt Balassy-Samuelsona, bazowały na badaniach przekrojowych, w tym również na danych dotyczących pozaeuropejskich krajów rozwi-

jających się (np. L. Halpern i Ch. Wyplosz, 1996; L. Halpern i Ch. Wyplosz, 1998; K. Krajnyák i J. Zettelmeyer, 1998). Ogólnie procedurę tych badań można przedstawić następująco. Na podstawie próby kilkudziesięciu krajów rozwijających się szacowano równanie regresji, w którym pewna miara realnego kursu walutowego objaśniana była przez przybliżone miary produktywności (np. PKB na zatrudnionego) i inne zmienne kontrolne (sektorowe różnicowanie płac w pracy Halperna i Wyplosza (1996); poziom wykształcenia jako miara kapitału ludzkiego, udział rolnictwa w PKB – w pracy Krajnyák i Zettelmeyera (1998)). Do tak oszacowanego równania podstawiano następnie wartości odpowiednich zmiennych dla krajów przechodzących proces transformacji. Uzyskane na podstawie takiej metodologii wyniki mają oczywiście charakter bardzo szacunkowy, gdyż odzwierciedlają zależności występujące w krajach rozwijających się, które niekoniecznie muszą odpowiadać krajom Europy Środkowej. Dodatkowo, otrzymane oszacowania parametrów równania regresji nie są specyficzne dla żadnego z analizowanych krajów.

B. Égert (2002b) badał występowanie efektu Balassy-Samuelsona dla Czech, Polski, Słowacji, Słowenii i Węgier przy wykorzystaniu technik kointegracyjnych w okresie od stycznia 1991 r. do grudnia 2000 r. (w przypadku Słowacji i Słowenii od stycznia 1993 r.). Najsilniejsze potwierdzenie znalazło istnienie długookresowej zależności kointegracyjnej pomiędzy sektorowym różnicowaniem produktywności a relacją cen dóbr niewymiennych do cen dóbr wymiennych. Empiryczne potwierdzenie zależności pomiędzy względnymi cenami dóbr wymiennych a realnym kursem walutowym okazało się słabsze. Przy porównaniach międzynarodowych jako kraj odniesienia wykorzystano Niemcy oraz USA.

Produktywność mierzona była jako średnia produktywność pracy w przemyśle (w przypadku USA – w przemyśle przetwórczym). Égert (2002b) założył, że zmiany produktywności w sektorze dóbr niewymiennych są zbliżone dla wszystkich gospodarek, analizuje zatem wyłącznie międzynarodowe różnicowanie produktywności w sektorze dóbr niewymiennych. Praktyczną korzyścią z takiego podejścia jest możliwość wykorzystania danych miesięcznych.

Jako miarę względnych cen dóbr niewymiennych w stosunku do wymiennych dla wszystkich analizowanych krajów za wyjątkiem Polski wykorzystano stosunek indeksu cen usług do cen trwałych dóbr konsumpcyjnych. W przypadku Polski wykorzystano stosunek indeksu CPI do PPI. Kurs realny otrzymano deflując kurs nominalny indeksem CPI.

W przypadku Polski oszacowana przez Égerta (2002b) różnica inflacji w stosunku do Niemiec wynikająca z istnienia efektu Balassy-Samuelsona (przy założeniu, że zmiany w produktywności odpowiadają średnim zmianom rocznym, z badanego okresu) wyniosła średniorocznie 1,505 pkt. proc. w przypadku wykorzystania jako miary udziału dóbr niewymiennych w gospodarce wagi sektora usług w tworzeniu PKB. Natomiast w przypadku założenia, że udział dóbr niewymiennych w gospodarce jest równy udziałowi usług w indeksie CPI oszacowany wpływ efektu Balassy-Samuelsona na inflację wyniósł średniorocznie 0,882 pkt. proc.

B. Égert i in. (2002) analizowali w badaniu panelowym wielkość efektu Balassy-Samuelsona dla 9 krajów Europy Środkowo-Wschodniej (Chorwacja, Czechy, Estonia, Litwa, Łotwa, Polska, Słowacja, Słowenia oraz Węgry) w okresie 1995–2000. Ograniczenie analizy do okresu po 1995 r. wynikało z chęci uniknięcia zaburzenia wyników analizy ekonometrycznej wpływem gwałtownych i głębokich reform okresu transformacji. Autorzy analizowali różne możliwe sposoby klasyfikacji pomiędzy dobra wymienne oraz niewymienne oraz zwrócili uwagę, że wpływ decyzji administracyjnych w zakresie cen regulowanych może mieć efekty analogiczne do efektu Balassy-Samuelsona. Empiryczne rozróżnienie wpływu zmian produktywności oraz decyzji administracyjnych może być zatem trudne.

Autorzy wskazywali również na, omówione powyżej, rozbieżności spotykane w literaturze odnośnie najwłaściwszej procedury klasyfikacji sektorów i wskazują jako na źródło największych rozbieżności klasyfikację rolnictwa (por. podrozdział 2.1.). Skonstruowali zatem i poddali analizie dwa zestawy danych. W pierwszym sektor dóbr wymiennych tworzyły rolnictwo oraz przemysł, natomiast sektor dóbr niewymiennych reprezentowały pozostałe gałęzie. W drugim zestawie rolnictwo nie było uwzględnione, zatem w skład sektora dóbr wymiennych wszedł jedynie przemysł.

Jako miarę produktywności wykorzystano średni produkt pracy w tak zdefiniowanych sektorach. W analizie wykorzystano dane kwartalne z okresu 1995-2000, wyrównane sezonowo przy pomocy procedury X12-ARIMA.

Autorzy wykorzystali również zróżnicowane miary względnych cen dóbr niewymiennych: stosunek odpowiednich sektorowych deflatorów PKB, stosunek indeksów CPI do PPI, stosunek subindeksu usług w CPI w stosunku do całego indeksu CPI oraz stosunek subindeksu usług w CPI do indeksu PPI. Realne kursy walutowe obliczane były poprzez deflowanie nominalnego kursu walutowego indeksami CPI.

W pierwszej kolejności autorzy dokonali niesformalizowanej graficznej analizy spełnienia w badanych krajach podstawowych założeń modelu Balassy-Samuelsona o powiązaniu produktywności w sektorze dóbr wymiennych z realną płacą w tym sektorze oraz o wyrównywaniu się płac pomiędzy sektorami. Następnie przy pomocy panelowego testu kointegracji badali istnienie długokresowej zależności pomiędzy sektorowym zróżnicowaniem produktywności a względnymi cenami dóbr niewymiennych w stosunku do cen dóbr wymiennych dla poszczególnych wariantów indeksów cen oraz klasyfikacji sektorów pomiędzy dobra wymienne a niewymienne. Komentując wyniki uzyskane w tej części autorzy zwracali uwagę, że otrzymane szacunki wektora kointegrującego przy pomiarze cen z wykorzystaniem sektorowych deflatorów PKB zależą od konstrukcji analizowanych szeregów czasowych. W przypadku, gdy rolnictwo zostało włączone do sektora dóbr wymiennych wartość parametru β w relacji kointegrującej $\log P_N - \log P_T = \beta(\log Y_{TL} - \log Y_{NL})$ wyniosła 1,0, natomiast w przypadku, gdy z analizy zostanie wyłączone rolnictwo wartość parametru β spadła do 0,73. Zdaniem autorów wyjaśnieniem tego zjawiska może być zdecydowanie szybszy wzrost produktywności w przemyśle niż w rolnictwie, co spowodowało obniżenie średniego przyrostu produktywności dla agregatu złożonego z przemysłu i rolnictwa w porównaniu z samym przemysłem.

W przypadku użycia jako miar poziomów cen indeksów CPI i PPI oraz subindeksu usług z CPI znalezienie statystycznego potwierdzenia istnienia relacji kointegrującej okazało się bardzo trudne. Statystycznie istotny wynik uzyskano jedynie dla miary cen względnych w postaci stosunku subindeksu usług z CPI do indeksu CPI ($\beta = 0,57$ w przypadku włączenia rolnictwa do sektora dóbr wymiennych oraz $\beta = 0,43$ w przypadku nieuwzględnienia rolnictwa). Znacznie niższe oszacowania niż w przypadku miar cen opartych na deflatorach PKB autorzy wiązali ze znacznym udziałem w indeksie CPI cen kontrolowanych, które ustalane są na podstawie decyzji administracyjnych.

Kolejnym krokiem w prezentowanym badaniu była analiza międzynarodowego zróżnicowania inflacji. Jako gospodarkę odniesienia wykorzystano Niemcy, z uwagi na znaczny udział w międzynarodowej wymianie handlowej wszystkich krajów objętych badaniem. Autorzy testowali istnienie związku kointegracyjnego pomiędzy zróżnicowaniem względnych cen dóbr niewymiennych a zróżnicowaniem względnych produktywności pomiędzy sektorami dóbr wymiennych oraz niewymiennych. Implikowało to następującą postać relacji długookresowej (kointegrującej): $[\log(P_N) - \log(P_T)] - [\log(P_N^*) - \log(P_T^*)] = \beta[(\log Y_{TL} - \log Y_{NL}) - (\log Y_{TL}^* - \log Y_{NL}^*)]$.

Wyniki były wówczas analogiczne jak w przypadku analizy wpływu zróżnicowania produktywności na ceny względne wewnątrz gospodarek. Istnienie związku kointegracyjnego zostało potwierdzone dla zestawów danych z deflatorami PKB jako miarami ogólnych poziomów cen. Wartość oszacowanego parametru z wektora kointegrującego była wyższa w przypadku, gdy do sektora dóbr wymiennych zostało włączone rolnictwo (wartości oszacowania parametru β : 1,11 – w przypadku włączenia rolnictwa oraz 0,89 – w przypadku pominięcia rolnictwa).

Dla mierników poziomów cen opartych na indeksach CPI oraz PPI, podobnie jak w przypadku badania cen względnych wewnątrz gospodarek, relacja kointegrująca została stwierdzona tylko w przypadku, gdy jako przybliżenie ceny względnej dóbr niewymiennych w stosunku do wymiennych wykorzystano stosunek subindeksu cen usług w CPI do wartości całego indeksu CPI. Wartości oszacowań parametru β wyniosły 0,5 w przypadku, gdy rolnictwo zostało włączone do sektora dóbr wymiennych oraz 0,33, gdy w analizie pominięto rolnictwo.

Autorzy testowali również istnienie zależności kointegracyjnej pomiędzy realnym kursem walutowym a międzynarodowym zróżnicowaniem cen względnych dóbr niewymiennych, zarówno dla

realnego kursu walutowego deflowanego indeksem CPI, jak i PPI. Otrzymane wyniki sugerowały, że rzeczywista wielkość realnej aprecjacji w analizowanych krajach była większa, niż wynikać by to mogło z efektu Balassy-Samuelsona. Autorzy zwracali uwagę, że na otrzymany wynik wpływ mogło mieć niespełnienie relacji parytetu siły nabywczej w przypadku dóbr wymiennych (co objawiało się niestacjonarnością szeregu realnego kursu walutowego deflowanego indeksem PPI³⁰).

Autorzy podali kilka możliwych wyjaśnień tej obserwacji. Po pierwsze, dobra wymienne produkowane w krajach przechodzących transformację gospodarek mogą nie być idealnymi substytutami dóbr produkowanych w krajach wysokorozwiniętych, z uwagi na niższą jakość towarów produkowanych w tych pierwszych gospodarkach. Jednak w miarę upływu czasu jakość produktów wytwarzanych w gospodarkach mniej rozwiniętych ulega poprawie, co powoduje też wzrost cen tych dóbr i w rezultacie aprecjację realnego kursu walutowego, nawet w przypadku deflowania indeksem PPI. Kolejnym wyjaśnieniem może być występowanie w procesie produkcji dóbr wymienianych nakładów pochodzących z sektora dóbr niewymiennych. Wówczas międzynarodowe różnicowanie dynamiki zmian cen dóbr niewymiennych przekłada się również na zmiany relacji cen dóbr wymiennych w skali międzynarodowej.

Na podstawie wyników otrzymanych dla panelu krajów autorzy oszacowali wielkość efektu Balassy-Samuelsona w poszczególnych krajach³¹. Dla Polski szacowany przyrost inflacji wynikający z efektu Balassy-Samuelsona wahał się od 1,77 pkt. proc. (w przypadku wykorzystania jako reprezentantów sektora dóbr wymiennych przemysłu i rolnictwa) do 2,87 pkt. proc. gdy sektor dóbr wymiennych tworzony jest wyłącznie przez przemysł. Różnica inflacji względem Niemiec w pierwszym przypadku wynosi 0,91 pkt. proc., zaś w drugim 2,18 pkt. proc.

Ł. Rawdanowicz (2002) badał zależność cen względnych dóbr niewymiennych jedynie dla Polski. Autor ten argumentował, że najlepszymi miernikami zmian poziomów cen są deflatory PKB, ponieważ obejmują w najszerszym zakresie zmiany cen w całej gospodarce oraz mają charakter cen producenta i czynniki popytowe odgrywają w ich przypadku mniejszą rolę. Ponadto CPI zawiera duży udział dóbr o cenach kontrolowanych³². W badaniu tym wykorzystano dane kwartalne z okresu III kwartał 1995 – III kwartał 2001 r. Jako reprezentantów sektora dóbr wymiennych wybrano przemysł oraz rolnictwo. Natomiast szeregi czasowe dóbr niewymiennych tworzone są na podstawie danych o budownictwie i usługach rynkowych oraz nierynkowych.

Zastosowano modyfikację modelu – dobra niewymienne były jednym z czynników produkcji (a więc i kosztów) dóbr wymiennych. Podkreślona została istotność uwzględnienia zmiany względnych rozmiarów sektorów dóbr wymiennych oraz niewymiennych w PKB w czasie. W tradycyjnym sformułowaniu modelu zakłada się, że względne wielkości produkcji w obu sektorach są stałe. Natomiast w przypadku Polski obserwowany był trend zmian względnych wielkości obu sektorów – wzrastała bowiem względny udział sektora dóbr niewymiennych³³. Autor argumentował również, że następowała zmiana wielkości zatrudnienia, co powoduje zmiany parametrów γ i θ modelu³⁴. Oznacza to, że w specyfikacji Canzoneriego, Cumby'ego i Diby (1996) należy uwzględnić, że zmiana γ/θ może być niestacjonarna i badać kointegrację również dla niej. Według szacunków Rawdanowicza w latach 1996-2000 efekt Balassy-Samuelsona wyjaśniał średnio 4,3 pkt. proc. inflacji (średnia wielkość inflacji dla deflatora PKB w tym okresie to 10%).

P. Backé i in. (2002) analizując dynamikę zmian inflacji w krajach wówczas kandydujących do Unii Europejskiej badali m.in. wielkość efektu Balassy-Samuelsona. Również w tym badaniu poziom cen względnych mierzone były jako stosunki sektorowych deflatorów PKB. Autorzy ci nie esty-

³⁰ W skład indeksu PPI wchodzi przede wszystkim dobra podlegające wymianie międzynarodowej.

³¹ Analizując te wyniki należy pamiętać, że oszacowania parametrów w analizie panelowej są (w pewnym uproszczeniu) średnimi wartościami prawdziwych wartości parametrów poszczególnych krajów. Nie jest w tym przypadku możliwe testowanie spełnienia w rzeczywistości założenia o równości parametrów pomiędzy krajami.

³² Wyniki estymacji przeprowadzonej dla indeksów cen opartych na CPI dały wyniki sprzeczne z teorią i niemożliwe do interpretacji.

³³ Można to wiązać m.in. z omówionym w punkcie 1.2.1. efektem Baumola-Bowena.

³⁴ Stwierdzenie to nie musi być jednak zawsze prawdziwe. W sytuacji, gdy zmiana względnej wielkości obu sektorów w gospodarce wynika z przepływu siły roboczej pomiędzy sektorami, którym towarzyszy również proporcjonalny przepływ kapitału, to wartości udziału pracy w podziale wartości dodanej nie muszą ulec zmianie.

mowali zależności pomiędzy względną produktywnością a względnymi cenami (jak to było czynione w większości dotychczas omówionych prac empirycznych), lecz założyli, że zróżnicowanie produktywności w całości przenosi się na różnicę inflacji pomiędzy gospodarkami. Jednak, jak wskazują wnioski z analizy badań omówionych w poprzednim rozdziale, w rzeczywistości nie musi zachodzić pełne przełożenie zróżnicowania produktywności na względne poziomy cen bądź poziomy inflacji.

W przypadku Polski autorzy ci doszli do wniosku, że efekt Balassy-Samuelsona w okresie 1995-2000 przyczyniał się do dodatkowego wzrostu (średniorocznie) deflatora PKB o 9,76 pkt. proc. Tak wysoki, w porównaniu z innymi badaniami, wynik wymaga komentarza. Po pierwsze, autorzy wykorzystali (podobnie jak Sinn i Reutter (2001)) wagi sektorów w gospodarce na podstawie struktury wytwarzania PKB (co samo w sobie nie jest błędem). Jednak z tekstu można wywnioskować, że potraktowali oni średnią produktywność pracy jako przybliżenie wielkości współczynnika ogólnej produktywności czynników produkcji i w efekcie nie rozróżnili końcowej specyfikacji modelu opartej na współczynnikach ogólnej produktywności czynników produkcji (równanie (1.30)) od sformułowania Canzoneriego, Cumby'ego i Diby (1996) (równanie (1.44)). Sprawiało to, że obliczając sektorowe zróżnicowanie produktywności mnożyli wielkość krańcowego produktu pracy w sektorze dóbr niewymiennych przez oszacowany na podstawie udziału funduszu płac w wartości danej stosunek γ/θ . W rezultacie otrzymali znacząco zawyżony wynik.

W. M. Orłowski i L. Zienkowski (2001), szacując wielkość efektu Balassy-Samuelsona, dla Polski wykorzystali wyniki badania European Comparison Project przeprowadzanego przez Eurostat. W ramach European Comparison Project Eurostat m.in. gromadzi informację o cenach porównywalnych produktów-reprezentantów dla państw Unii Europejskiej oraz Szwajcarii, Norwegii, Islandii i Polski. Możliwe staje się wówczas badanie, przy stosunkowo daleko posuniętej dezagregacji, zależności pomiędzy poziomami cen a czynnikami charakteryzującymi poszczególne gospodarki. Autorzy wykorzystali jako przybliżenie produktywności poziom PKB per capita argumentując, że w praktyce nie występują dobra wyłącznie wymienne lub niewymienne (por. omówienie argumentów z pracy Rogoff (1996) w punkcie 1.2.1). Autorzy wykorzystali dwa zestawy danych: pierwszy obejmujący 28 grup dóbr, drugi obejmujący 200 grup. W obu przeprowadzonych badaniach dla poszczególnych grup towarów estymowane są równania regresji postaci $P_{in} = \alpha_i + \beta_i PKB_n$, gdzie P_{in} oznacza poziom cen (wyrażony we wspólnej walucie) dóbr z grupy i w gospodarce n , zaś PKB_n oznacza PKB per capita w gospodarce n (zatem w przypadku konkretnego estymowanego równania indeks i był ustalony, natomiast obserwacje indeksowane były indeksem n). Otrzymane wyniki estymacji pozwoliły następnie autorom na oszacowanie wielkości efektu Balassy-Samuelsona dla Polski przy założonych ścieżkach wzrostu PKB w okresie 2001-2011. Przy założeniu, wzrostu PKB per capita w Polsce średniorocznie w tym okresie o 5%, oszacowali oni całkowitą wielkość efektu Balassy-Samuelsona na ok. 20%, zaś w przypadku średniorocznego wzrostu PKB per capita o 3% całkowita wielkość efektu Balassy-Samuelsona oszacowana została na 5%. Odpowiada to średniorocznej dodatkowej inflacji wynikającej z istnienia efektu Balassy-Samuelsona na poziomie odpowiednio 1,8 pkt. proc. oraz 0,49 pkt. proc.

3.2. Nowe oszacowania efektu Balassy-Samuelsona dla Polski

W niniejszym podrozdziale zostaną zaprezentowane autorskie oszacowania efektu Balassy-Samuelsona dla Polski przy wykorzystaniu wniosków płynących z zaprezentowanego powyżej przeglądu literatury. Z uwagi na niewielką długość dostępnych szeregów czasowych można spodziewać się, że wyniki otrzymane przy zastosowaniu różnych podejść będą odmienne. W przypadku, gdy otrzymane wyniki byłyby zbliżone, można byłoby uznać, że są one stosunkowo wiarygodne. Dlatego też w zaprezentowanym poniżej badaniu empirycznym został wykorzystany szereg różnych podejść do empirycznej oceny wielkości efektu Balassy-Samuelsona.

3.2.1. Wykorzystane dane i techniki ekonometryczne

Jak to już zostało podkreślone, ustalenie odpowiednich kategorii ze sprawozdawczości statystycznej, które mają odpowiadać pojęciom modelu jest istotnym elementem badań empirycznych.

Jednak na problemy związane z niemożnością bezpośredniego zaobserwowania części zmiennych, których wykorzystanie sugerowane jest przez model teoretyczny, nakładają się ograniczenia w zakresie dostępności danych. Ograniczenia te dotyczą przede wszystkim częstotliwości obserwacji, długości szeregów czasowych oraz ich porównywalności.

W przypadku Polski dane dostępne z częstotliwością miesięczną mogą odnosić się do produkcji w sektorze dóbr wymiennych (dane o produkcji sprzedanej przemysłu i jego sekcji), częściowo sektora dóbr niewymiennych (produkcja sprzedana w budownictwie), zatrudnienia w gospodarce wg sekcji oraz cen (za wyjątkiem deflatorów PKB). Z częstotliwością kwartalną dostępne są dane pochodzące z rachunków narodowych na temat wartości dodanej w przemyśle, budownictwie i usługach rynkowych, przy czym usługi rynkowe są agregatem³⁵, na który składają się następujące sekcje: handel i naprawy; hotele i restauracje; transport, gospodarka magazynowa i łączność; pośrednictwo finansowe; obsługa nieruchomości i firm; pozostała działalność usługowa komunalna, socjalna i indywidualna.

Jednak kwartalne dane rachunków narodowych dostępne są jedynie od początku 1995 r. Można jednak uznać, że nie jest to duża przeszkoda, gdyż w okresie przed 1995 r. zachodziły głębokie przemiany w gospodarce związane z procesem transformacji. Zmiany strukturalne wiązały się m.in. z uwalnianiem cen uprzednio kontrolowanych. Prowadziło to do dodatkowej presji inflacyjnej. Zatem dla tamtego okresu trudne było rozróżnienie inflacji wynikającej z efektu Balassy-Samuelsona od inflacji korekcyjnej, związanej z dostosowaniem cen uprzednio kontrolowanych bądź zniekształcanych przez brak mechanizmów rynkowych. Dodatkowo, duże zmiany w zatrudnieniu związane z racjonalizacją procesów produkcyjnych wprowadzają zakłócenia również do miar produktywności. Można uznać, że znaczna część tych dostosowań odbyła się przed 1995 r. i wybrany okres analizy umożliwi uniknięcie zakłócenia otrzymanych wyników. W pierwszej połowie lat 90-tych zależności pomiędzy zmiennymi makroekonomicznymi odznaczały się dużą niestabilnością, w związku z czym wykorzystanie tych danych w badaniach empirycznych mogłoby utrudnić otrzymanie wiarygodnych wyników. W sytuacji możliwych zmian w czasie wartości estymowanych parametrów, zasadne jest wykorzystanie w obliczeniach danych z okresu możliwie ustabilizowanego funkcjonowania gospodarki.

Dodatkowym argumentem przeciw zbyt niemu wydłużaniu analizowanych szeregów czasowych w przypadku Polski są zmiany funkcjonujących wówczas reżimów walutowych. Administracyjny mechanizm ustalania kursu walutowego stanowił bowiem kolejne zaburzenie procesów cenotwórczych.

Jak wynika z zaprezentowanego powyżej przeglądu literatury, możliwych jest wiele podejść do konstrukcji, spójnych z modelem teoretycznym, szeregów czasowych, wykorzystywanych następnie w estymacji. Z tego względu, w miarę dostępności danych, zaprezentowane wyniki oparte są na różnych koncepcjach. Interesujące i zasadne z punktu widzenia późniejszego ich praktycznego wykorzystania wydaje się bowiem sprawdzenie, czy wyniki empiryczne nie ulegną wówczas istotnej zmianie.

W porównaniach międzynarodowych jako gospodarkę odniesienia wykorzystano Niemcy, zgodnie z praktyką stosowaną często w empirycznej literaturze przedmiotu dla krajów przystępujących do UE (np. Sinn i Reutter, 2001; Égert, 2002b). Uzasadnieniem dla takiej praktyki jest założenie, że referencyjna wartość inflacji w momencie akcesji do strefy euro będzie prawdopodobnie zbliżona do wartości inflacji obserwowanej w Niemczech. Dodatkowo, Niemcy są największą gospodarką strefy euro i procesy tam zachodzące mają duży wpływ na zachowanie ogólnoeuropejskich agregatów.

Zgodnie z sugestiami Canzoneriego, Cumby'ego i Diby (1996), w empirycznej części niniejszej pracy sektorowa produktywność mierzona jest jako średnia produktywność pracy. Na podstawie danych dostępnych z częstotliwością miesięczną, produktywność w sektorze dóbr wymiennych

³⁵ Dane na temat wartości dodanej w poszczególnych sekcjach składających się na agregat „usługi rynkowe” dostępne są z częstotliwością roczną.

w Polsce można mierzyć jako produktywność w przemyśle ogółem oraz przetwórstwie przemysłowym i obliczać jest jako iloraz odpowiedniego indeksu produkcji sprzedanej oraz indeksu zatrudnienia. Można uznać, że produktywność w przemyśle przetwórczym jest najdokładniejszą dostępną miarą przybliżającą produktywność w sektorze dóbr wymiennych. Agregat „przemysł ogółem” zawiera bowiem sekcję „zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz i wodę”, którą można uznać w dużej mierze za należącą do sektora dóbr niewymiennych. Produktywność w przemyśle została jednak zachowana jako jedna z miar produktywności dla sektora dóbr wymiennych, by umożliwić porównywalność z innymi badaniami.

Jako indeks ogólnego poziomu cen wykorzystano indeks CPI, zaś ceny dóbr wymiennych przybliżane były: indeksem PPI (indeks cen producentów) oraz indeksem cen produkcji sprzedanej w przetwórstwie przemysłowym. Ceny dóbr niewymiennych przybliżane były przez podindeks cen usług indeksu CPI.

Z częstotliwością kwartalną dostępne są pochodzące z rachunków narodowych dane na temat wartości dodanej. Stosunek wartości dodanej w przemyśle do zatrudnienia w przemyśle został wykorzystany jako dodatkowa miara średniej produktywności pracy w sektorze dóbr wymiennych. Produktywność w sektorze dóbr niewymiennych przybliżona została przez dwa szeregi: stosunek wartości dodanej w usługach rynkowych do zatrudnienia w usługach rynkowych oraz stosunek wartości dodanej w usługach rynkowych i budownictwie do łącznego zatrudnienia w usługach rynkowych i budownictwie. Jako kolejna miara ogólnego poziomu cen wykorzystany został deflator PKB, zaś jako miary cen sektorowych – odpowiednie deflatory sektorowe (konstruowane jako stosunek wartości dodanej w danym sektorze wyrażonej w cenach bieżących do wartości dodanej w cenach stałych).

Z uwagi na podkreślane w literaturze duże problemy z interpretacją danych dla rolnictwa (w szczególności istotnym wpływem interwencji państwa na strukturę i poziom cen i związane z tym zaburzenie funkcjonowania mechanizmów rynkowych) zostało ono pominięte w prowadzonej analizie.

W tym miejscu należy wskazać na problemy natury statystycznej związane z danymi na temat zatrudnienia dla Polski. Od początku 2000 r. Główny Urząd Statystyczny zmienił system zbierania danych na temat zatrudnienia oraz wielkości produkcji sprzedanej w przemyśle i budownictwie. Do końca 1999 r. publikowano dane odnoszące się do populacji przedsiębiorstw zatrudniających 5 osób lub więcej. Od 2000 r. próg zatrudnienia wymagany do objęcia przedsiębiorstwa sprawozdawczością został podniesiony z 5 do 9 osób. Ponieważ nie zostały opublikowane dane umożliwiające zachowanie porównywalności danych przed i po zmianie w systemie publikacji danych, przy obliczaniu indeksów produktywności przyjęto założenie, że dynamika zmian zatrudnienia w przedsiębiorstwach zatrudniających 5-8 osób przed 2000 r. była taka sama jak w populacji wszystkich przedsiębiorstw w danym sektorze. Dane na temat zatrudnienia przed 2000 r. zostały proporcjonalnie zmniejszone na podstawie opublikowanych przez GUS wskaźników dynamiki w warunkach porównywalności (dostępnych jednak jedynie dla 2000 r.).

W analogiczny sposób jak dla Polski zostały skonstruowane wykorzystane w analizie szeregi dla Niemiec. Ceny dóbr niewymiennych przybliżone zostały przez podindeks usług w CPI oraz deflator sektora usług z rachunków narodowych. Ceny dóbr wymiennych przybliżane były indeksem PPI. Produktywność w sektorze dóbr wymiennych mierzona była jako stosunek indeksu produkcji sprzedanej przemysłu przetwórczego do indeksu zatrudnienia w przemyśle przetwórczym oraz jako stosunek wartości dodanej w przemyśle (z rachunków narodowych) do zatrudnienia w przemyśle. Dane dla Niemiec na temat wartości dodanej oraz zatrudnienia w poszczególnych sektorach pochodziły z baz OECD: „Quarterly National Accounts” oraz „Main Economic Indicators”. Wykorzystano również indeksy cen publikowane przez Federalny Urząd Statystyczny.

W analizach związanych z realnym kursem walutowym wykorzystano indeks realnego kursu walutowego opartego na średnich miesięcznych oraz kwartalnych kursach fixingowych – przed 1999 r. kursu DEM/PLN, zaś od 1999 r. kursu EUR/PLN. Realny kurs walutowy powstał przez deflowanie kursu nominalnego indeksem CPI.

Szeregi czasowe wykorzystane w obliczeniach zostały poddane procedurze wyrównania sezonowego oraz zlogarytmowane. Wykorzystane dane pochodzą z okresu od I kwartału 1995 r. do II kwartału 2002 r.

Przed przystąpieniem do kolejnych kroków analizy ekonometrycznej warto zweryfikować, czy rzeczywiście dane dla Polski wskazują na potencjalne występowanie efektu Balassy-Samuelsona. W celach ilustracyjnych zostaną teraz przedstawione i omówione wybrane szeregi czasowe.

Na wykresach 3.1 oraz 3.2 przedstawione zostały wskaźniki inflacji obliczanej w stosunku do analogicznego miesiąca roku poprzedniego na podstawie poszczególnych miar cen, zaś na wykresie 3.3 porównanie miar produktywności dla sektorów dóbr wymiennych i niewymiennych. Analiza obu wykresów dostarcza wstępnego potwierdzenia istnienia efektu Balassy-Samuelsona dla Polski. Zgodnie z modelem Balassy-Samuelsona, w przypadku wyższej dynamiki zmian produktywności w sektorze dóbr wymiennych (por. wykres 3.2), powinna być obserwowana wyższa inflacja w sektorze dóbr niewymiennych. Rzeczywiście, w całym okresie styczeń 1996 r. - czerwiec 2002 r. inflacja dla cen usług wchodzących do indeksu CPI (utożsamianych z inflacją w sektorze dóbr niewymiennych) była wyższa niż inflacja obliczana na podstawie indeksu PPI bądź indeksu cen produkcji sprzedanej w przetwórstwie przemysłowym (indeksy te można utożsamiać z cenami w sektorze dóbr wymiennych)³⁶. Analogiczne wnioski można wyciągnąć na podstawie analizy zmian sektorskich deflatorów. Deflator dla usług rynkowych praktycznie przez cały analizowany okres rósł szybciej niż deflator dla przemysłu.

Zgodnie z zaleceniami literatury analiza ekonometryczna oparta była na badaniu kointegracji. Jak wynika z zaprezentowanego w poprzednim rozdziale przeglądu literatury, model Balassy-Samuelsona pozwala na kilka możliwości empirycznego testowania wpływu różnicowania produktywności na inflację i kurs walutowy. Możliwe jest wyróżnienie trzech nurtów:

- badanie wpływu różnicowania produktywności na zróżnicowanie cen względnych dóbr niewymiennych i wymiennych w ramach gospodarki;
- badanie wpływu międzynarodowego zróżnicowania krajowych względnych produktywności sektorów na międzynarodowe zróżnicowanie inflacji mierzonej indeksami ogólnych poziomów cen;
- badanie wpływu międzynarodowego zróżnicowania krajowych względnych produktywności sektorów na poziom i zmiany realnego kursu walutowego.

Dalsze analizy będą wykorzystywały każde z tych podejść. W pierwszym przypadku analiza z punktu 1.2.2. wskazuje na dwa możliwe podejścia badawcze. Po pierwsze, możliwe jest badanie wpływu zmian produktywności na ceny względne dóbr niewymiennych w stosunku do dóbr wymiennych (równanie (1.44)) bądź, przekształcając równanie (1.45), można badać wpływ zmian produktywności na relację pomiędzy ogólnym poziomem cen a ceną dóbr wymiennych. Część badaczy utożsamia te dwa podejścia, jednak powinny być one rozróżnione. Związane jest to z faktem, że wielkość efektu Balassy-Samuelsona zależy od udziału dóbr niewymiennych w indeksie ogólnego poziomu cen.

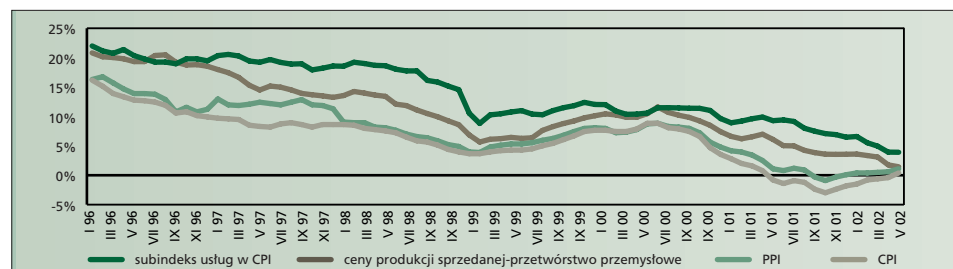
W dalszej części rozdziału przedstawione zostaną wielkości wpływu efektu Balassy-Samuelsona na inflację. Wielkość tego wpływu, oznaczana poniżej jako BS z subskryptem określającym daną postać specyfikacji modelu, definiowana jest jako komponent inflacji występujący na skutek zróżnicowania temp zmian sektorowych produktywności.

Zgodnie z równaniem (1.44), zależność pomiędzy cenami względnymi dóbr niewymiennych i wymiennych a zróżnicowaniem produktywności w obu sektorach, można określić na podstawie

³⁶ Warto w tym miejscu odnieść się do wcześniejszej uwagi, że sekcja „przetwórstwo przemysłowe” może być lepszym przybliżeniem sektora dóbr wymiennych niż agregat „przemysł ogółem”. Znajduje to potwierdzenie w niższej inflacji mierzonej na podstawie indeksu cen produkcji sprzedanej w przetwórstwie przemysłowym niż inflacji mierzonej na podstawie indeksu PPI (który odnosi się do przemysłu ogółem). Wyższa inflacja w przypadku indeksu PPI może być spowodowana wpływem zmian cen w sekcji „zaopatrywanie w gaz, energię elektryczną i wodę”, który w znacznym stopniu nie podlega konkurencji międzynarodowej.

Wykres 3.1.

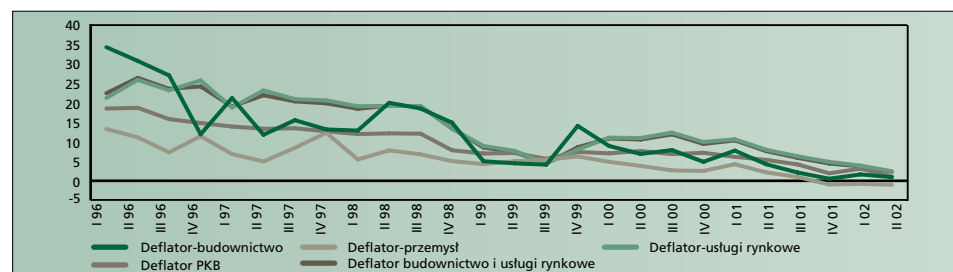
Inflacja rok do roku obliczana na podstawie poszczególnych indeksów cen, obserwacje miesięczne



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Wykres 3.2.

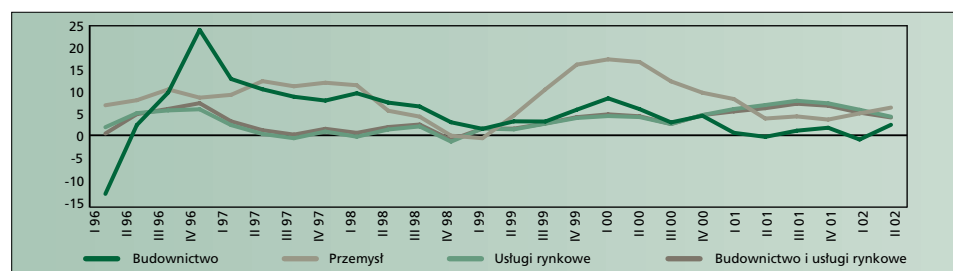
Zmiany sektorowych deflatorów w stosunku do analogicznego kwartału poprzedniego roku



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Wykres 3.3.

Zmiany średniej produktywności pracy w stosunku do analogicznego kwartału poprzedniego roku w poszczególnych sektorach.



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

relacji kointegrującej pomiędzy zmiennymi tworzącymi następujący wektor³⁷: $[p_N - p_T; y_{TL} - y_{NL}]$. Zakładając, że istnieje w tym przypadku wektor kointegrujący postaci $[1 \ -\beta_1]$, długookresową zależność pomiędzy logarytmami poziomów produktywności w obu sektorach a logarytmem ogólnego poziomu cen w gospodarce można zapisać jako³⁸:

³⁷ W dalszej części rozdziału małe litery przyjęto jako oznaczenie naturalnych logarytmów poziomów odpowiednich zmiennych.

³⁸ Zapisanie przedstawionego równania (oraz kolejnych) przy pomocy przyrostów zlogarytmowanych zmiennych daje zależność pomiędzy procentowymi tempami zmian tych zmiennych.

$$(3.1) \quad BS_1 = (1 - \alpha)\beta_1(y_{TL} - y_{NL})$$

Analogicznie, wychodząc od równania (1.45) i oznaczając przez $[1 - \beta_2]$ wektor kointegrujący dla wektora zmiennych $[p - p_T; y_{TL} - y_{NL}]$, otrzymujemy alternatywną zależność pomiędzy logarytmami produktywności a logarytmem ogólnego poziomu cen:

$$(3.2) \quad BS_2 = \beta_2(y_{TL} - y_{NL})$$

Równania (3.1) oraz (3.2) różnią się czynnikiem $(1 - \alpha)$ (udział dóbr niewymiennych w gospodarce). Jeśli następowałoby pełne przenoszenie zmian produktywności na ceny, to oczekiwane wartości współczynników β_1 oraz β_2 wynoszą odpowiednio 1 oraz $(1 - \alpha)$. Nie jest zatem zasadne traktowanie stosunku indeksu CPI do PPI jako przybliżenia cen względnych dóbr niewymiennych w stosunku do dóbr wymiennych (jak to jest czynione w niektórych badaniach empirycznych) i stosowanie do prognoz efektu Balassy-Samuelsona zależności (3.1). W tym przypadku należy wykorzystać równanie (3.2), co prowadzi oczywiście do odmiennych wyników.

W analogiczny sposób otrzymywane są równania umożliwiające estymację parametrów w przypadku porównań międzynarodowych, odnoszących się do międzynarodowego zróżnicowania temp inflacji oraz wpływu międzynarodowego zróżnicowania względnych produktywności na realny kurs walutowy. W tym przypadku wektor analizowanych zmiennych może być postaci

$[(p_N - p_T) - (p_N^* - p_T^*); (y_{TL} - y_{NL}) - (y_{TL}^* - y_{NL}^*)]$ z wektorem kointegrującym $[1 - \beta_3]$ otrzymujemy następującą zależność pomiędzy względnymi poziomami cen w obu gospodarkach a różnicą względnych sektorowych produktywności:

$$(3.3) \quad BS_3 = \beta_3(1 - \alpha)[(y_{TL} - y_{NL}) - (y_{TL}^* - y_{NL}^*)]$$

Jeśli wektor zmiennych kointegrujących będzie postaci

$[(p - p_T) - (p^* - p_T^*); (y_{TL} - y_{NL}) - (y_{TL}^* - y_{NL}^*)]$, zaś wektor kointegrujący oznaczymy przez $[1 - \beta_4]$, wówczas otrzymujemy równanie alternatywnej postaci:

$$(3.4) \quad BS_4 = \beta_4[(y_{TL} - y_{NL}) - (y_{TL}^* - y_{NL}^*)]$$

Analogicznie otrzymujemy specyfikację dla zależności pomiędzy międzynarodowym zróżnicowaniem względnej produktywności a realnym kursem walutowym. Oznaczając przez q logarytm realnego kursu walutowego i przez e logarytm nominalnego kursu walutowego można zapisać $q = p - e - p^*$. Oznaczając przez $[1 - \beta_5]$ wektor kointegrujący dla wektora zmiennych $[q; (y_{TL} - y_{NL}) - (y_{TL}^* - y_{NL}^*)]$, zależność pomiędzy realnym kursem walutowym a względnymi produktywnościami przyjmuje postać:

$$(3.5) \quad q = \beta_5[(y_{TL} - y_{NL}) - (y_{TL}^* - y_{NL}^*)]$$

Należy w tym miejscu jeszcze raz podkreślić, że postać równań (3.3), (3.4) oraz (3.5) wynika z założenia, że udziały dóbr niewymiennych w obu gospodarkach są sobie równe. Do obliczeń przyjęto, że udział dóbr niewymiennych wynosi 35% (co odpowiada udziałowi usług w indeksie CPI dla Polski).

Jak już to zostało wspomniane, w przypadku każdego z równań możliwe jest przyjęcie, jako reprezentację pojęć modelu, różnych rzeczywiście obserwowanych zmiennych. W przypadku idealnym, niezależnie od wziętych do obliczeń szeregów empirycznych, oszacowane wektory kointegrujące powinny być równe w ramach każdej z przedstawionych specyfikacji. Co więcej, przy założonym tempie wzrostu produktywności w poszczególnych sektorach, również oszacowania efektu Balassy-Samuelsona w ramach par specyfikacji (tzn. par równań (3.1) i (3.2) oraz (3.3) i (3.4)) powin-

ny być sobie równe. Przy założeniu stałości nominalnego kursu walutowego, wyniki ze specyfikacji (3.4) oraz (3.5) powinny być analogiczne.

Oczywiście z uwagi na nieuknione zaburzenia występujące w obserwowanych danych należy oczekiwać, że w rzeczywistości wyniki będą nieco odmienne. Dodatkowo, na zróżnicowanie wyników pomiędzy niektórymi specyfikacjami może wpływać niespełnienie wszystkich założeń modelu. W szczególności w przypadku specyfikacji (3.4) oraz (3.5) różnice mogą wynikać z niestabilności poziomu nominalnego kursu walutowego. Dodatkowo, szczególnie na początku analizowanego okresu, pewna część cen (szczególnie w przypadku dóbr niewymiennych) podlegała kontroli administracyjnej. Dla cen kontrolowanych istnieje oczywiście mniejszy związek pomiędzy nimi a zmianami produktywności, szczególnie w krótkim okresie. Jednak problem ten z biegiem czasu zmniejsza się, w miarę uwalniania cen kolejnych grup dóbr.

3.2.2. Uzyskane wyniki

Jak już wspomniano w poprzednim podrozdziale, analiza ekonometryczna oparta była na badaniu kointegracji. Przeprowadzone przy wykorzystaniu rozszerzonego testu Dickey-Fullera (ADF) badanie stacjonarności zmiennych wykorzystanych w dalszej części badania wskazuje, że wszystkie analizowane szeregi są zintegrowane stopnia pierwszego. Niestacjonarność oraz wspólny stopień zintegrowania zmiennych pozwala na przeprowadzenie testów istnienia wektorów kointegrujących dla poszczególnych par zmiennych.

Analiza kointegracji została przeprowadzona przy pomocy procedury Johansena (1988). Poniżej zostało przedstawione zestawienie wyników dla tych kombinacji szeregów czasowych, dla których odrzucona została hipoteza o braku wektora kointegrującego.

W tabelach zamieszczonych w aneksie do niniejszego rozdziału zostały zawarte nazwy zmiennych wykorzystane w poszczególnych przypadkach jako reprezentujące pojęcia modelu teoretycznego oraz wartości oszacowań odpowiednich parametrów każdej ze specyfikacji (drugiego elementu znormalizowanego wektora kointegrującego). Zostały również przedstawione implikowane przez otrzymane wyniki wielkości efektu Balassy-Samuelsona przy dwóch wariantach założeń odnośnie tempa zmian sektorowych produktywności. W pierwszym przypadku założono, że tempa zmian są równe średnim wartościom zmian (w stosunku do analogicznego kwartału poprzedniego roku) z okresu od I kwartału 1999 r. do II kwartału 2002 r., zaś w drugim, że średnim wartościom z całego badanego okresu (od początku 1995 r. do II kwartału 2002 r.).

Prezentowane wyniki dotyczą specyfikacji (3.1), (3.2), (3.3) oraz (3.4). Dla specyfikacji (3.5), w której realny kurs walutowy objaśniany jest przez międzynarodowe zróżnicowanie względnych produktywności, na podstawie analizowanych danych nie udało się uzyskać potwierdzenia istnienia relacji kointegrującej.

Zaprezentowane w aneksie w tabelach 3.1 oraz 3.2 wyniki dotyczą dodatkowej wielkości inflacji, która byłaby obserwowana w Polsce w wyniku występowania zróżnicowanego tempa wzrostu produktywności w sektorach dóbr wymiennych oraz niewymiennych. Gdyby tempo wzrostu produktywności w obu sektorach było identyczne, to inflacja zmniejszyłaby się o oszacowaną wielkość.

Natomiast wyniki przedstawione w aneksie w tabelach 3.3 oraz 3.4 dotyczą różnicy w inflacji występującej pomiędzy Polską a Niemcami w wyniku zróżnicowania względnych sektorowych produktywności pomiędzy oboma krajami. Gdyby tempa zmian względnych sektorowych produktywności w obu krajach były takie, jak średnio w podanych powyżej okresach, to wielkość inflacji w Polsce powinna (teoretycznie) przewyższać inflację w Niemczech o wartości podane w dwóch ostatnich kolumnach tabel.

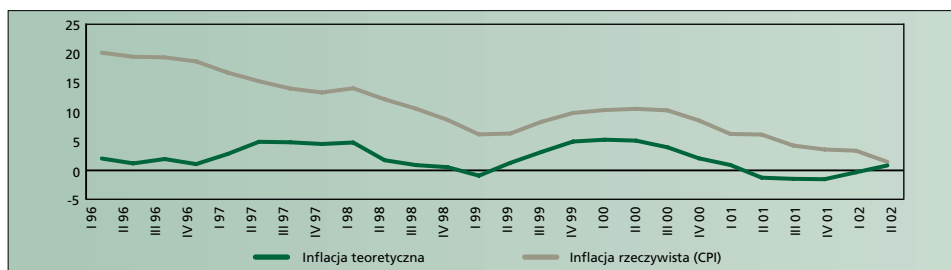
Zgodnie z oczekiwaniami otrzymane wyniki rozproszone są w pewnym przedziale. Porównując te rezultaty z wynikami najnowszej literatury na temat wielkości efektu Balassy-Samuelsona w Polsce można stwierdzić, że jest to zbliżony rząd wielkości (dominują wyniki 1-2 pkt. proc.).

W przypadku specyfikacji (3.1) (tabela 3.1 w aneksie) średnia wielkość efektu Balassy-Samuelsona dla inflacji krajowej wyniosła 1,12 pkt. proc. dla założonych zmian produktywności równym śred-

nim z okresu od pierwszego kwartału 1999 r. do drugiego kwartału 2002 r., natomiast w przypadku założonych zmian produktywności równym średnim zmianom produktywności w obu sektorach w całym okresie badania średnie oszacowanie wielkości efektu wyniosło 1,46 pkt. proc. Są to wartości niższe od średnich oszacowań wpływu zróżnicowania produktywności na krajową inflację przy specyfikacji (3.2) – w tym drugim przypadku wyniosły one odpowiednio 2,26 pkt. proc. i 2,94 pkt. proc. Różnica otrzymanych wyników w zależności od wykorzystanej wersji równania wynika z faktu, że specyfikacja (3.1) wymaga przyjęcia założenia co do udziału dóbr niewymiennych w gospodarce. Wyniki zaprezentowane w aneksie w tabeli 3.1 zostały uzyskane przy założeniu, że w przypadku Polski udział ten wynosi 35%, co odpowiada udziałowi usług w indeksie CPI (co jest zgodne z praktyką stosowaną w literaturze przedmiotu). Oszacowania parametru β_2 z równania kointegrującego zaprezentowane w aneksie w tabeli 3.2 wskazują na wyższy udział dóbr niewymiennych, co oznacza, że część towarów wchodzących w skład indeksu CPI wykazuje cechy dóbr niewymiennych. Może to wiązać się ze wskazywanym m.in. przez Rogoffa (1996) istnieniem komponentu niewymiennego w znacznej części dóbr, które można uznać za wymienne (por. punkt 1.2.1.). Innym wytłumaczeniem może być wpływ dóbr niewymiennych o cenach kontrolowanych, których ceny zmieniają się w znacznym stopniu niezależnie od przebiegających procesów rynkowych.

Wykres 3.4.

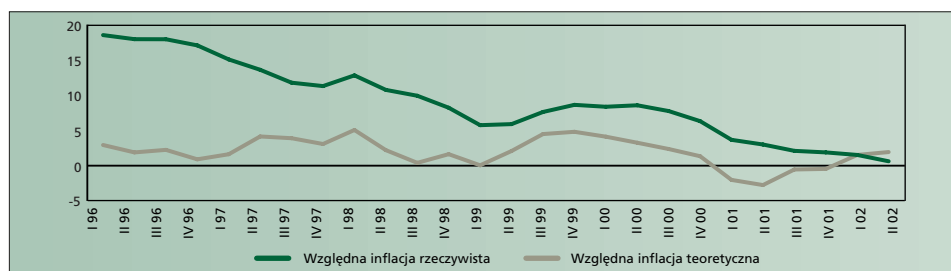
Porównanie inflacji obserwowanej oraz szacowanego wpływu efektu Balassy-Samuelsona na inflację



Uwaga: Zmiany w stosunku do analogicznego kwartału poprzedniego roku.
Źródło: dane GUS oraz obliczenia własne.

Wykres 3.5.

Porównanie międzynarodowego zróżnicowania inflacji oraz szacowanego wpływu efektu Balassy-Samuelsona na międzynarodowe zróżnicowanie inflacji



Uwaga: Zmiany w stosunku do analogicznego kwartału poprzedniego roku.
Źródło: dane GUS, Deutsche Bundesbank oraz obliczenia własne.

Uśrednione wyniki uzyskane na podstawie specyfikacji (3.1) oraz (3.2) posłużyły do konstrukcji wykresu przedstawione na wykresie 3.4. Została tam zestawiona obserwowana inflacja (mierzona jako zmiana cen pomiędzy końcami analogicznych kwartałów kolejnych lat) z oszacowanym wpły-

wem efektu Balassy-Samuelsona na inflację, otrzymanym jako iloczyn względnej zmiany produktywności sektorowych w danym okresie i średniej z wyestymowanych parametrów³⁹. Analiza wykresu wskazuje, że do 1997 r. zmiany produktywności nie oddziaływały w znacznym stopniu na obserwowaną inflację. Natomiast od połowy 1997 r. można dostrzec pewną równoległość zmian obserwowanej inflacji i jej komponentu wynikającego z efektu Balassy-Samuelsona⁴⁰. Wskazuje to na istnienie dwóch składowych w obserwowanej inflacji. Pierwszy ze składników był stosunkowo stały w okresie od połowy 1998 r. do połowy 2001 r. i wynosił ok. 6 pkt. proc. Natomiast drugi wynika ze zróżnicowania temp zmian produktywności pomiędzy sektorami i stanowi wkład efektu Balassy-Samuelsona do obserwowanej inflacji. W drugiej połowie 2001 r. i w pierwszej połowie 2002 r. pierwsza składowa uległa znacznemu zmniejszeniu.

W przypadku analizy międzynarodowego zróżnicowania inflacji szacunki otrzymane na podstawie specyfikacji (3.3) oraz (3.4) są mniej rozbieżne niż w poprzednim przypadku. Dla specyfikacji (3.3) średnie oszacowanie efektu Balassy-Samuelsona przy założeniu zmian produktywności równym średnim ich zmianom z okresu od pierwszego kwartału 1999 r. do drugiego kwartału 2002 r. wyniosło 1,36 pkt. proc., natomiast dla średnich zmian produktywności z całego badanego okresu średnia z oszacowań efektu jest równa 1,82 pkt. proc. Dla specyfikacji (3.4) wartości te wynoszą odpowiednio 1,62 pkt. proc. oraz 2,17 pkt. proc.

Zależność pomiędzy międzynarodowym zróżnicowaniem inflacji a międzynarodowym zróżnicowaniem względnych sektorowych produktywności w świetle oszacowanych parametrów została przedstawiona na wykresie zaprezentowanym na wykresie 3.5 (skonstruowanym analogicznie jak wykres 3.4). Również w tym przypadku, od 1997 r. daje się zauważyć równoległość zmian pomiędzy rzeczywiście obserwowaną różnicą temp inflacji pomiędzy Polską a Niemcami oraz jej składową, którą można przypisać oddziaływaniu efektu Balassy-Samuelsona. W porównaniu z poprzednio analizowanym wpływem zróżnicowania sektorowych produktywności na inflację krajową można zwrócić uwagę na wyraźnie zmniejszający się z upływem czasu komponent międzynarodowego zróżnicowania inflacji niewyjaśniany przez efekt Balassy-Samuelsona. Porównanie wyników przedstawionych na wykresach 3.4 oraz 3.5 może prowadzić do wniosku, że wraz z upływem czasu zmniejsza się istotność wpływu na poziom inflacji czynników charakterystycznych dla gospodarek przechodzących okres transformacji. Jest to odzwierciedlone w malejącym pierwszym (niewyjaśnianym przez efekt Balassy-Samuelsona) komponencie inflacji krajowej oraz (szczególnie) międzynarodowego zróżnicowania inflacji. Może to oznaczać, że dodatkowy komponent inflacji krajowej (niezwiązany ze zmianami produktywności) wynika ze zmian cen dóbr wymiennych na rynkach zagranicznych.

3.3. Podsumowanie

W rozdziale zostały omówione badania empiryczne nad efektem Balassy-Samuelsona dla Polski. W pierwszej części omówiono wcześniejsze prace na ten temat. Większość dotychczas publikowanych analiz efektu Balassy-Samuelsona dla Polski pojawiało się w kontekście badań dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Z uwagi na skąpy zakres dostępnych wówczas danych, pierwsze szacunki dotyczyły całej grupy krajów, co utrudniało wnioskowanie na ich podstawie dla celów polityki gospodarczej poszczególnych państw. Pierwsze opracowania wskazywały też na potencjalnie znaczne rozmiary efektu Balassy-Samuelsona.

W miarę wydłużania się dostępnych szeregów czasowych pojawiły się szacunki wpływu sektorowego zróżnicowania produktywności na inflację i kurs walutowy w poszczególnych krajach. Prace te wskazywały w większości na mniejszy wpływ efektu Balassy-Samuelsona niż sądzono jeszcze kilka lat wcześniej. Rozbieżność pomiędzy początkowymi a późniejszymi oszacowaniami wielkości efektu mogła mieć swe źródło w specyfice początkowego okresu transformacji. Miał

³⁹ W przypadku specyfikacji (3.1) średnia obliczana była na podstawie wartości $(1-\alpha)\beta_1$ kolejnych wersji modelu, natomiast dla specyfikacji (3.2) średnia obliczona była na podstawie oszacowanych wartości β_2 .

⁴⁰ Ujemne wartości komponentu inflacji związanego z efektem Balassy-Samuelsona występują dla okresów, gdy tempo wzrostu produktywności w usługach przewyższało tempo wzrostu produktywności w przemyśle.

wówczas miejsce proces liberalizacji cen oraz dostosowywania struktur cen względnych, wcześniej zniekształcanych przez brak sprawnie funkcjonujących mechanizmów rynkowych. Z drugiej strony, procesy racjonalizacyjne na poziomie przedsiębiorstw (m.in. likwidacja przerostów zatrudnienia) spowodowały gwałtowny skok produktywności mierzonej na podstawie makroagregatów. Procesy te mogły zaburzyć i znacząco utrudnić estymacje zależności pomiędzy względnymi cenami a względnymi produktywnościami w sektorach dóbr wymiennych oraz niewymiennych (por. Komisja Europejska, 2002).

Wskazane problemy powodują konieczność ograniczenia analiz do okresu o stosunkowo ustabilizowanej strukturze gospodarki. Prowadzi to do ograniczenia i tak skąpego zakresu dostępnych danych oraz sprawia, że każda nowa obserwacja wciąż istotnie może się przyczynić do poprawy dokładności i wiarygodności szacunków.

Ponieważ model nie nakłada ścisłych ograniczeń na rodzaj danych wykorzystanych w analizach empirycznych, estymacja efektu Balassy-Samuelsona może być przeprowadzona na podstawie różnych szeregów czasowych bez popadania w sprzeczność ze strukturą teoretyczną. Odmienne dane wykorzystane do reprezentacji tych samych abstrakcyjnych pojęć modelu mogą jednak prowadzić do osiągnięcia różnych wyników. Dlatego istotne jest przeprowadzenie analizy wrażliwości uzyskanych rezultatów na dobór zmiennych wykorzystanych w obliczeniach.

W drugiej części rozdziału zostały zaprezentowane nowe, dokonane przez autora, oszacowania efektu Balassy-Samuelsona dla Polski – zarówno w zakresie wpływu sektorowego zróżnicowania produktywności na krajową inflację, jak i wpływu międzynarodowego zróżnicowania względnych produktywności na różnicę inflacji pomiędzy gospodarkami Polski i Niemiec. Podstawą szacunków były dane z okresu od I kwartału 1995 r. do II kwartału 2002 r. Większość oszacowań wpływu efektu Balassy-Samuelsona na inflację CPI, w zgodzie z niedawnymi publikacjami, zawiera się w przedziale 1-2 pkt. proc. rocznie (przy założeniu temp zmian produktywności na poziomie analogicznym do średniego tempa zmian dla okresu I kwartał 1999 r. – II kwartał 2002 r.), wskazując w przypadku Polski na umiarkowaną wielkość efektu Balassy-Samuelsona.

Przeprowadzona analiza zgodności zmian obserwowanej inflacji oraz jej międzynarodowego zróżnicowania ze składową, którą można utożsamiać z wpływem zmian względnych produktywności, wskazuje na rosnący z czasem udział efektu Balassy-Samuelsona w wyjaśnianiu zmian cen.

Konkludując można stwierdzić, że otrzymane wyniki potwierdzają potencjalną przydatność wyników badań nad wielkością efektu Balassy-Samuelsona dla prowadzenia polityki gospodarczej (a w szczególności polityki pieniężnej). Z biegiem czasu rośnie bowiem udział w rejestrowanej inflacji komponentu wynikającego ze zróżnicowania temp zmian sektorowych produktywności. Analiza możliwych konsekwencji błędnego określenia rozmiaru efektu Balassy-Samuelsona zostanie przedstawiona w kolejnym rozdziale.

ANEKS:
Wyniki estymacji i oszacowania wpływu efektu
Balassy-Samuelsona na inflację

Tabela 3.1.
Wyniki estymacji na podstawie specyfikacji (3.1)

P_N	P_T	Y_{TL}	Y_{NL}	β_1	Wpływ efektu Balassy-Samuelsona 1995:1-2002:2	Wpływ efektu Balassy-Samuelsona 1995:1-2002:2
ceny usług z CPI	PPI	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-1,098	1,49%	1,93%
ceny usług z CPI	PPI	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach	-1,059	1,43%	1,86%
ceny usług z CPI	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysłowym	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-1,290	1,75%	2,27%
ceny usług z CPI	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysłowym	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach	-1,243	1,68%	2,19%
deflator dla usług	PPI	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-0,526	0,71%	0,92%
deflator dla usług	PPI	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach	-0,411	0,56%	0,72%
deflator dla usług	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysłowym	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-0,902	1,22%	1,59%
deflator dla usług	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysłowym	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach	-0,832	1,13%	1,46%
deflator dla usług	deflator dla przemysłu	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-0,944	1,28%	1,66%
deflator dla usług	deflator dla przemysłu	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach	-0,828	1,12%	1,46%
deflator dla usług i budownictwa	PPI	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-0,449	0,61%	0,79%
deflator dla usług i budownictwa	PPI	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach	-0,376	0,51%	0,66%
deflator dla usług i budownictwa	deflator dla przemysłu	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-0,871	1,18%	1,53%
deflator dla usług i budownictwa	deflator dla przemysłu	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach	-0,788	1,07%	1,39%

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3.2.
Wyniki estymacji na podstawie specyfikacji (3.2)

P_N	P_T	Y_{TL}	Y_{NL}	β_2	Wpływ efektu Balassy-Samuelsona 1999:1-2002:2	Wpływ efektu Balassy-Samuelsona 1995:1-2002:2
CPI	PPI	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-0,495	1,91%	2,49%
CPI	PPI	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach	-0,478	1,85%	2,40%
CPI	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysłowym	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-0,622	2,41%	3,13%
CPI	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysłowym	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach	-0,569	2,20%	2,86%
CPI	deflator dla przemysłu	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-0,774	2,99%	3,89%
deflator PKB	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysłowym	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-0,581	2,25%	2,92%
deflator PKB	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysłowym	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach	-0,653	2,52%	3,28%
deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach i budownictwie	-0,562	2,17%	2,82%
deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktywność w przemyśle	produktywność w usługach	-0,528	2,04%	2,65%

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3.3.
Wyniki estymacji na podstawie specyfikacji (3.3)

P_N	P_T	P_N^*	P_T^*	Y_{TL}	Y_{NL}	Y_{TL}^*	Y_{NL}^*	β_3	Wpływ efektu Balassy-Samuelsona 1999:1-2002:2	Wpływ efektu Balassy-Samuelsona 1995:1-2002:2
cenę usług z CPI	PPI	cenę usług z CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,305	1,48%	1,98%
cenę usług z CPI	PPI	deflator usług	PPI	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,602	1,81%	2,2%
cenę usług z CPI	PPI	deflator usług	cenę prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,567	1,77%	2,37%
cenę usług z CPI	PPI	deflator usług	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,541	1,74%	2,33%
cenę usług z CPI	PPI	deflator usług	cenę prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,480	1,67%	2,24%
cenę usług z CPI	cenę prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	cenę usług z CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,687	1,91%	2,55%
cenę usług z CPI	cenę prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	deflator usług	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-2,534	2,87%	3,84%
cenę usług z CPI	cenę prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	cenę usług z CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,628	1,84%	2,46%
cenę usług z CPI	deflator dla przemysłu	deflator usług	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,541	1,74%	2,33%
cenę usług z CPI	deflator dla przemysłu	deflator usług	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,11	1,60%	2,14%
Deflator dla usług	PPI	deflator usług	PPI	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,150	1,30%	1,74%
Deflator dla usług	PPI	deflator usług	cenę prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,354	1,53%	2,05%
Deflator dla usług	PPI	deflator usług	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-0,871	0,98%	1,32%
Deflator dla usług	PPI	cenę usług z CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-0,163	0,18%	0,25%
Deflator dla usług	PPI	deflator usług	cenę prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,262	1,43%	1,91%
Deflator dla usług	PPI	deflator usług	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,199	1,36%	1,82%
Deflator dla usług	deflator dla przemysłu	cenę usług z CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-0,726	0,82%	1,10%
Deflator dla usług	deflator dla przemysłu	deflator usług	cenę prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	-1,506	1,70%	2,28%

P_N	P_T	P_N^*	P_T^*	Y_{TL}	Y_{NL}	Y_{TL}^*	Y_{NL}^*	β_3	Wpływ efektu Balassy-Samuelsona 1995:1-2002:2	Wpływ efektu Balassy-Samuelsona 1995:1-2002:2
Deflator dla usług	deflator dla przemysłu	deflator usług	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,271	1,44%	1,92%
Deflator dla usług	deflator dla przemysłu	ceny usług z CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,712	0,80%	1,08%
Deflator dla usług	deflator dla przemysłu w przetwórstwie przemysł.	deflator usług	ceny prod. sprzed. dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,379	1,56%	2,09%
Deflator dla usług	deflator dla przemysłu PPI	deflator usług z CPI	deflator dla przemysłu w przetwórstwie przemysł.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,206	1,36%	1,83%
Deflator dla usług i budownictwa	PPI	deflator usług	PPI	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,704	0,80%	1,07%
Deflator dla usług i budownictwa	PPI	deflator usług	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,288	1,46%	1,95%
Deflator dla usług i budownictwa	PPI	deflator usług	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,287	1,46%	1,95%
Deflator dla usług i budownictwa	PPI	deflator usług	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,849	0,96%	1,8%
Deflator dla usług i budownictwa	PPI	ceny usług z CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,209	0,24%	0,32%
Deflator dla usług i budownictwa	PPI	deflator usług	PPI	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,196	1,35%	1,81%
Deflator dla usług i budownictwa	PPI	deflator usług	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,199	1,36%	1,81%
Deflator dla usług i budownictwa	PPI	deflator usług	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,143	1,29%	1,73%
Deflator dla usług i budownictwa	PPI	ceny usług z CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,056	1,19%	1,60%
Deflator dla usług i budownictwa	deflator dla przemysłu	deflator usług z CPI	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,739	0,84%	1,12%
Deflator dla usług i budownictwa	deflator dla przemysłu	ceny usług z CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,453	1,64%	2,20%
Deflator dla usług i budownictwa	deflator dla przemysłu	deflator usług	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,245	1,41%	1,88%
Deflator dla usług i budownictwa	deflator dla przemysłu	ceny usług z CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,973	1,10%	1,47%
Deflator dla usług i budownictwa	deflator dla przemysłu	ceny usług z CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,728	0,82%	1,10%
Deflator dla usług i budownictwa	deflator dla przemysłu	deflator usług	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	produktowność w przemyśle	produktowność w usł. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,336	1,51%	2,02%
Deflator dla usług i budownictwa	deflator dla przemysłu	deflator usług	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-1,185	1,34%	1,79%

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3.4.
Wyniki estymacji na podstawie specyfikacji (3.4)

P_N	P_T	P_N^*	P_T^*	Y_{TL}	Y_{NL}	Y_{TL}^*	Y_{NL}^*	β_4	Wpływ efektu Balassy-Samuelsona 1999-1-2002:2	Wpływ efektu Balassy-Samuelsona 1995:1-2002:2
CPI	PPI	CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w ust. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,338	1,09%	1,46%
CPI	PPI	deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w ust. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,502	1,62%	2,17%
CPI	PPI	CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,330	1,07%	1,43%
CPI	PPI	deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,449	1,45%	1,94%
CPI	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w ust. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,254	0,82%	1,10%
CPI	ceny prod. sprzed. w przetwórstwie przemysł.	deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,182	0,59%	0,79%
CPI	deflator dla przemysłu	CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w ust. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,706	2,28%	3,06%
CPI	deflator dla przemysłu	deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w ust. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,868	2,81%	3,76%
CPI	deflator dla przemysłu	CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,651	2,10%	2,81%
CPI	deflator dla przemysłu	deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,787	2,54%	3,40%
deflator PKB	PPI	deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w ust. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,378	1,22%	1,64%
deflator PKB	PPI	CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,351	1,13%	1,52%
deflator PKB	PPI	deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,358	1,16%	1,55%
deflator PKB	deflator	CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w ust. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,580	1,88%	2,51%
deflator PKB	deflator	deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w ust. i budown.	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,637	2,06%	2,76%
deflator PKB	deflator	CPI	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,556	1,80%	2,41%
deflator PKB	deflator	deflator PKB	deflator dla przemysłu	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	produktowność w przemyśle	produktowność w usługach	-0,590	1,91%	2,55%

Źródło: obliczenia własne.

4

Efekt Balassy-Samuelsona a warunki wstąpienia do strefy euro

Rozdział ten poświęcony będzie analizie wpływu efektu Balassy-Samuelsona na strategię prowadzenia polityki pieniężnej w okresie poprzedzającym przystąpienie Polski do strefy euro. Prowadzenie polityki pieniężnej będzie wymagało wówczas uwzględnienia konwergencji (zbieżności) realnej i spełnienia kryteriów konwergencji nominalnej, omówionych w podrozdziale 4.1. Spełnienie warunków nominalnej zbieżności jest formalnym wymogiem dla krajów mających dołączyć do strefy euro. W przypadku występowania silnego efektu Balassy-Samuelsona, polityka pieniężna nadmiernie nakierowana na spełnienie kryteriów konwergencji nominalnej, może niekorzystnie wpłynąć na tempo procesu konwergencji realnej. Co więcej, wybór sposobu absorpcji aprecjacji realnego kursu walutowego wynikającej z oddziaływania tego efektu może nie być neutralny dla realnej sfery gospodarki. Podrozdział 4.2. poświęcony będzie dyskusji możliwych interakcji pomiędzy procesami nominalnej i realnej konwergencji w kontekście efektu Balassy-Samuelsona. W podrozdziale 4.3. zostanie dokonana analiza możliwości spełnienia kryteriów z Maastricht z perspektywy przedstawionych w rozdziale 3. autorskich oszacowań efektu Balassy-Samuelsona. Podrozdział 4.4. będzie zawierał rozważania nad możliwym wpływem efektu Balassy-Samuelsona na gospodarkę po wstąpieniu Polski do unii monetarnej.

4

4.1. Kryteria traktatu z Maastricht

W traktacie z Maastricht zostały zawarte wytyczne w zakresie osiągnięcia przez państwa członkowskie Unii Europejskiej, które docelowo miały utworzyć unię monetarną, stanu zbieżności procesów zachodzących w gospodarkach tych krajów. Celem tych uregulowań było doprowadzenie do tego, by poszczególne gospodarki były w stanie bez przeszkód funkcjonować w ramach wspólnego organizmu ekonomicznego unii gospodarczo-walutowej.

W zakresie polityki gospodarczej i walutowej w Traktacie znalazły się dwie ogólne grupy zapisów o charakterze, który można określić jako jakościowy, bądź ilościowy. Do pierwszej grupy należą przede wszystkim przepisy dotyczące wspólnej koordynacji polityki gospodarczej oraz niezależności narodowych banków centralnych. Drugą grupę tworzy pięć kryteriów nominalnej zbieżności. Ich spełnienie miało zapewnić osiągnięcie „wysokiego poziomu trwałej zbieżności”. Dwa spośród kryteriów dotyczyły polityki fiskalnej poszczególnych krajów i nakładały ograniczenie na wielkość deficytu finansów publicznych (który nie może przekraczać 3% PKB) oraz stosunek zadłużenia publicznego do PKB (który nie mógł przekraczać 60%). Pozostałe trzy kryteria odnosiły się do wielkości inflacji, wysokości długoterminowych stóp procentowych oraz stabilności nominalnych kursów walutowych. W zakresie tych kryteriów osiągnięcie „wysokiego poziomu trwałej zbieżności” było uwarunkowane (Z. Brodecki, M. Drobysz, S. Majkowska, 2002):

- wysokim poziomem stabilności cen, co miało być stwierdzone na podstawie poziomu inflacji nie przekraczającej o więcej niż 1,5 pkt. proc. średniej inflacji występującej w trzech najlepiej funkcjonujących pod względem stabilności cen państwach członkowskich;
- przestrzeganiem „normalnych granic” wahań kursów walutowych zgodnie z warunkami przewidzianymi w Europejskim Systemie Walutowym przez co najmniej dwa lata, bez przeprowadzania dewaluacji względem waluty żadnego z państw członkowskich Unii oraz bez występowania w tym okresie napięć na rynku walutowym;
- poziomem długoterminowych stóp procentowych nie przekraczającym o więcej niż 2 pkt.

proc. średniej z poziomów długoterminowych stóp procentowych. w trzech najlepiej funkcjonujących pod względem stabilności cen państwach członkowskich.

Spśród powyższych trzech kryteriów, kryterium odnoszące się do stabilności kursu walutowego pozostawia możliwość dość dowolnej jego interpretacji. W momencie negocjowania traktatu dopuszczalne pasmo wahań kursów walutowych („normalne granice wahań”) wynosiło $\pm 2,25\%$ (wyjątkowo dla niektórych krajów $\pm 6\%$), po czym w sierpniu 1993 r. zostało ono rozszerzone do $\pm 15\%$ (EBC, 2002). Wydaje się jednak zasadne uznanie pasma $\pm 15\%$ za odpowiadające pojęciu „normalnych granic wahań”.

Mniej jednoznaczna jest interpretacja warunku niewystępowania napięć na rynku walutowym. Z uwagi na podkreślenie w kryterium kursowym niedopuszczalności dewaluacji waluty krajowej, wydaje się, że nawet długotrwałe odchylenia po stronie aprecyjnej kursu walutowego od kursu centralnego w ramach dopuszczalnego pasma wahań nie muszą być uznane za niespełnienie tego kryterium.

Traktat reguluje też sytuację, w której państwo członkowskie Unii nie spełniłoby kryteriów konwergencji. Wówczas państwo to zostaje objęte derogacją (czasowo zawieszana jest część zobowiązań i uprawnień wynikających z członkostwa w unii monetarnej), w wyniku czego nie rozpoczyna ono uczestnictwa w unii walutowej. Jednak przynajmniej co dwa lata (lub częściej – w przypadku wniosku złożonego przez kraj objęty derogacją) Komisja Europejska oraz Europejski Bank Centralny przedkładają Radzie UE raport na temat stanu spełnienia kryteriów konwergencji. Nawet w przypadku państw objętych derogacją ich polityka kursowa jest przedmiotem wspólnego zainteresowania wszystkich krajów członkowskich Unii.

Poza kryterium kursowym, zgodnie z którym kurs walutowy ma być stabilny i związany z euro przez okres przynajmniej dwóch lat, pozostałe cztery kryteria konwergencji nominalnej muszą być spełnione w ciągu roku poprzedzającego moment oceny osiągnięcia stanu „wysokiego poziomu trwałej zbieżności”. Okres, na podstawie którego oceniane jest spełnienie kryteriów nominalnej konwergencji, nazywany jest okresem referencyjnym.

Dla omawianych kryteriów, poza kryterium kursowym, definiuje się też wartości referencyjne. Są to maksymalne wartości odpowiednio stosunku deficytu budżetowego do PKB, długu publicznego do PKB, inflacji oraz długookresowych nominalnych stóp procentowych, przy których dane kryterium jest jeszcze spełnione (EBC, 2002).

4.2. Polityka pieniężna, ustalanie celów inflacyjnych i uczestnictwo w systemie ERM II

Prowadzenie polityki pieniężnej w przypadku gospodarki, w której może wystąpić efekt Balassy-Samuelsona, wymaga możliwie dokładnej wiedzy na temat jego potencjalnej wielkości. Rozbieżność pomiędzy opinią decydentów o możliwej wielkości tego efektu a rzeczywistą siłą oddziaływania sektorowego zróżnicowania produktywności na inflację i realny kurs walutowy może mieć poważne konsekwencje. Należy bowiem zauważyć, że w przypadku występowania efektu Balassy-Samuelsona, w obserwowanej inflacji można umownie wyróżnić dwie składowe. Pierwsza składowa to inflacja, jaka wystąpiłaby niezależnie od istnienia omawianego efektu. Druga składowa związana jest zaś z występującym zróżnicowaniem produktywności pomiędzy sektorami, czyli wynika z efektu Balassy-Samuelsona. Pierwszą składową można określić jako inflację „złą”, której władze monetarne powinny przeciwdziałać, natomiast inflacja związana ze zmianami strukturalnymi⁴¹ jest inflacją „dobrą” (por. F. Schardax, 2001). Istnienie „dobrej” inflacji powinno być tolerowane, gdyż odzwierciedla ona zmiany strukturalne w gospodarce, a zatem również proces realnej konwergencji. Przeciwdziałanie temu rodzajowi inflacji odbiłoby się negatywnie na sferze realnej gospodarki i opóźniło proces konwergencji realnej.

⁴¹ Do tej grupy można również zaliczyć inne, oprócz efektu Balassy-Samuelsona, czynniki zwiększające inflację związane z konwergencją realną, jak np. poprawę jakości dóbr, dostosowania struktury cen bądź uwalnianie cen kontrolowanych.

W tym podziale inflacja wynikająca z występowania efektu Balassy-Samuelsona jest inflacją „dobrą”, a zatem polityka pieniężna nie powinna z nią walczyć. Przeanalizujemy możliwe skutki działań zmierzających do ograniczenia tego komponentu ogólnej inflacji.

Przy założeniu stabilności nominalnego kursu walutowego, możliwością ograniczenia inflacji związanej z efektem Balassy-Samuelsona jest zmniejszenie sektorowego zróżnicowania temp wzrostu produktywności. Dalsza analiza wymaga założenia, że, przynajmniej w krótkim okresie, polityka pieniężna nie jest neutralna. Jej zmiany mogą więc modyfikować zachowanie podmiotów realnej sfery gospodarki.

Wzrost restrykcyjności polityki pieniężnej w postaci wzrostu realnych stóp procentowych pociąga za sobą względne pogorszenie warunków gospodarowania. Na poziomie przedsiębiorstw skutkuje to mniejszym zaangażowaniem w udoskonalanie stosowanych technologii, które można utożsamiać w pewnej mierze z procesami inwestycyjnymi. Podobny efekt, jednak działający tylko w sektorze dóbr wymiennych, będzie miało umocnienie się realnego kursu walutowego wynikające z podniesienia stóp procentowych. Rezultatem tego będzie pogorszenie się pozycji konkurencyjnej producentów dóbr wymiennych na rynkach zagranicznych. Spadek cen ich produktów, wyrażonych w walucie krajowej, nie jest bowiem rekompensowany wzrostem produktywności. W rezultacie producenci w sektorze dóbr wymiennych odczuwają w większym stopniu wzrost restrykcyjności polityki pieniężnej niż podmioty w sektorze dóbr niewymiennych.

Potencjalna korzyść z prac nad udoskonalaniem technologii jest większa w sektorze dóbr wymiennych i z tego względu zaniechanie procesu udoskonalania spowoduje spowolnienie dynamiki zmian względnych produktywności. W następstwie tego zostanie obniżona inflacja, ale kosztem tempa rozwoju gospodarki. Omawiane obniżenie tempa wzrostu gospodarczego wynika w tym przypadku z utrzymywania inflacji poniżej jej poziomu optymalnego i nie jest bezpośrednim skutkiem procesu dezinflacji. Zmniejszenie zróżnicowania temp wzrostu produktywności (przy założeniu niewielkiego tempa wzrostu produktywności w sektorze dóbr niewymiennych i niewielkiego międzynarodowego zróżnicowania produktywności w tym sektorze) oznacza wolniejszy wzrost produktywności w sektorze dóbr wymiennych. Proces „nadgania” determinowany jest przede wszystkim przez tempo wzrostu produktywności w sektorze dóbr wymiennych, więc spadek tempa wzrostu produktywności w tym sektorze pociąga za sobą spowolnienie wzrostu całej gospodarki względem zagranicy. W efekcie prowadzi to do spowolnienia konwergencji realnej, a zatem późniejszego wyrównania się poziomów dochodu pomiędzy gospodarką „nadganiającą” a gospodarką „doganianą”.

Oprócz samego faktu istnienia efektu Balassy-Samuelsona, dla prowadzenia polityki pieniężnej istotne jest oszacowanie, jaka część obserwowanej (i prognozowanej) inflacji jest inflacją „dobrą”, a jaka inflacją „złą”.

W sytuacji, gdy w ocenie decydentów wpływ efektu Balassy-Samuelsona⁴² na inflację może być znaczny, zaś w rzeczywistości siła efektu okaże się mniejsza, możliwe jest wystąpienie podwyższonej (w stosunku do optymalnej) inflacji. Decydent, przewidując w danym momencie wysoki poziom inflacji, przypisze w takim przypadku jej występowanie efektowi Balassy-Samuelsona i nie podejmie działań zmierzających do zacieśnienia polityki monetarnej. Jednak w tej sytuacji wzrost restrykcyjności polityki byłby konieczny, gdyż wzrasta inflacja niezwiązana z przekształceniami strukturalnymi (inflacja „zła”). Wówczas dodatkowa inflacja (powyżej wielkości inflacji dóbr wymiennych za granicą i wielkości efektu Balassy-Samuelsona w kraju) stanowi koszt złego oszacowania wpływu efektu Balassy-Samuelsona.

Jeśli szacowany wpływ efektu Balassy-Samuelsona okazałby się mniejszy od rzeczywistego, wówczas władze monetarne będą walczyć z niewłaściwą inflacją. Oznacza to, że władza monetarna uzna inflację pochodzącą z rzeczywistości z efektu Balassy-Samuelsona za inflację „złą”, wynikającą z istnienia nierównowagi w gospodarce. Wówczas polityka pieniężna staje się nadmiernie re-

⁴² Dla uproszczenia prezentacji wywodu przyjęte jest założenie, że inne czynniki strukturalne związane z realną konwergencją wpływające na inflację (wskazane w przypisie 41) są stałe w czasie.

strykcyjna i wzrost realnych stóp procentowych pociąga za sobą omówione powyżej negatywne skutki dla realnej sfery gospodarki. Widać więc, że skutki błędnego oszacowania wpływu efektu Balassy-Samuelsona mogą być istotne.

Powyższe rozważania wskazują na możliwość występowania zamienności pomiędzy procesem realnej a nominalnej konwergencji. Istnieje bowiem bliska analogia pomiędzy sytuacją, w której decydenci nie uwzględnili w wystarczającym stopniu wpływu efektu Balassy-Samuelsona a istnieniem niedostosowanych do charakteru danej gospodarki ograniczeń co do możliwych ścieżek zmian zmiennych nominalnych. W sytuacji, kiedy na zmienne nominalne, takie jak nominalny kurs walutowy oraz inflacja, nałożone są ograniczenia o charakterze egzogenicznym, abstrahując od struktury danej gospodarki, wówczas konieczność spełnienia ograniczeń nominalnych (zajścia konwergencji nominalnej) może w znacznym stopniu utrudniać proces konwergencji realnej (np. spadek tempa wzrostu gospodarczego poniżej jego wielkości potencjalnej w przypadku inflacji permanentnie niższej od jej poziomu optymalnego). I na odwrót: proces konwergencji realnej może implikować taką ścieżkę zmian zmiennych nominalnych, która okaże się sprzeczna z ograniczeniami zadanymi przez kryteria konwergencji nominalnej.

W rozważaniach nad implikacjami efektu Balassy-Samuelsona dla polityki gospodarczej (a w szczególności dla polityki pieniężnej) istotne jest określenie optymalnej strategii absorpcji realnej aprecjacji przy braku ograniczeń nakładanych przez kryteria nominalnej konwergencji, a następnie sprawdzenie, czy strategia taka stoi w sprzeczności (a jeśli tak, to w jakim stopniu) z kryteriami nominalnej konwergencji.

Realna aprecjacja kursu walutowego może zaistnieć na dwa sposoby: poprzez nominalną aprecjację przy zbliżonych tempach inflacji w obu gospodarkach (w systemie kursu płynnego) lub poprzez zróżnicowanie inflacji (w systemie kursu stałego). Oczywiście w tym przypadku podział na system kursu stałego bądź płynnego jest umowny – istotne jest faktyczne zachowanie nominalnego kursu walutowego.

W ramach modelu Balassy-Samuelsona żadna z tych możliwości nie jest a priori zdeterminowana – wybór jednej z nich (lub pewnej ich kombinacji) jest odpowiedzią polityki gospodarczej na efekt Balassy-Samuelsona. W oryginalnym sformułowaniu modelu obie te możliwości mają te same skutki, zatem żadne z tych rozwiązań nie jest dominującym. Warto jednak zauważyć, że rzeczywiste procesy w gospodarce nie odpowiadają wszystkim założeniom modelu. W szczególności, model opisuje zależności długookresowe, co pociąga za sobą m.in. założenie o doskonałej elastyczności cen i płac. W krótkim okresie zarówno ceny, jak i płace mogą okazać się sztywne, szczególnie „sztywne w dół”. Znaczna „sztywność w dół” wielkości nominalnych może oznaczać, że krótkookresowy wpływ na gospodarkę inflacji oraz nominalnej aprecjacji może być odmienny, choć oba te procesy będą prowadzić do realnej aprecjacji kursu walutowego. Kolejnym czynnikiem, obserwowanym w praktyce, a wpływającym na występowanie różnych skutków dwu wymienionych sposobów osiągnięcia dostosowania realnego kursu walutowego, jest niepełne przenoszenie zmian nominalnego kursu walutowego na ceny dóbr handlowych wyrażone w walucie krajowej.

Przeprowadźmy jeszcze raz analizę wniosków płynących z modelu Balassy-Samuelsona, lecz teraz w sytuacji istnienia nominalnych sztywności w gospodarce. Z modelu wynika, że w przypadku wystąpienia nominalnej aprecjacji większej niż różnica zmian sektorowych produktywności konieczne jest obniżenie nominalnych płac, ponieważ nominalna aprecjacja oznacza (*ceteris paribus*) obniżenie ceny dobra wymiennego wyrażonego w walucie krajowej. Wówczas, aby zachowany był warunek, że krańcowy produkt pracy równy jest płacy, konieczne jest obniżenie płac nominalnych. Jeśli jednak, z uwagi na sztywności, nie jest to możliwe, wówczas obniża się konkurencyjność krajowego sektora dóbr wymiennych.

W sytuacji niepełnego przekładania się zmian kursu walutowego na cenę dóbr wymiennych wyrażonych w walucie krajowej, nominalna aprecjacja kursu powoduje, że producenci dóbr wymiennych konfrontowani są z dwiema cenami ich produktu. Pierwsza z cen (niższa) występuje w produkcji eksportowej, gdyż ze względu na fakturowanie w walucie obcej przychód wyrażony w walucie krajowej zmienia się o wielkość zmiany nominalnego kursu walutowego. Druga cena (wyż-

sza) wiąże się ze sprzedażą na rynek krajowy⁴³. Jeśli jednak możliwości produkcyjne producentów dóbr wymiennych przekraczają chłonność rynku wewnętrznego, muszą oni część produkcji przeznaczyć na eksport, bądź ograniczyć wielkość produkcji⁴⁴.

W im mniejszym stopniu zmiany kursu nominalnego przekładają się na zmiany poziomu cen dóbr wymiennych, tym głębsza musi być nominalna aprecjacja konieczna do skompensowania względnego wzrostu cen dóbr niewymiennych poprzez obniżenie krajowych cen dóbr wymiennych. Oznacza to głębszą realną aprecjację niż ta wynikająca z efektu Balassy-Samuelsona. To zaś, w sytuacji istnienia nominalnych sztywności w dół, doprowadzi do zmniejszenia konkurencyjności krajowych eksporterów na rynkach zagranicznych. W tym sektorze bowiem niemożność obniżenia płac nominalnych będzie skłaniać eksporterów do prób utrzymania przychodów z eksportu wyrażonych w walucie krajowej na poziomie sprzed aprecjacji, co oznacza wzrost ceny ich produktów wyrażonych w walucie zagranicznej.

Opisane negatywne skutki dla krajowego sektora dóbr wymiennych związane są z absorpcją realnej aprecjacji wynikającej z efektu Balassy-Samuelsona poprzez aprecjację nominalną. Zarówno sektor dóbr wymiennych, jak i sektor dóbr niewymiennych zostają dotknięte poprzez restrykcyjną politykę monetarną. Jednak opisany powyżej mechanizm nadmiernej aprecjacji kursu nominalnego może spowodować, że na skutek obniżenia międzynarodowej konkurencyjności, sytuacja przedsiębiorstw w sektorze dóbr wymiennych ulega głębszemu pogorszeniu niż sytuacja przedsiębiorstw w sektorze dóbr niewymiennych. Podmioty gospodarcze w sektorze dóbr wymiennych, przewidując możliwość podjęcia przez władze monetarne działań zmierzających do absorpcji realnej aprecjacji poprzez nominalną aprecjację waluty krajowej, mogą zmienić zakres swojej działalności i przenieść ją do sektora dóbr niewymiennych. Taka ucieczka do sektora mniej dotkniętego przez restrykcyjną politykę monetarną może prowadzić do nieoptymalnej alokacji zasobów w gospodarce w wyniku nadmiernej (przynajmniej okresowo) koncentracji działalności w sektorze dóbr niewymiennych.

Tego typu niekorzystne procesy nie wystąpiłyby w przypadku stałości nominalnego kursu walutowego. Wówczas, przy założeniu stałości cen dóbr wymiennych zagranicą, dodatkowa inflacja krajowa wynika ze zmian względnej produktywności pomiędzy sektorami. W tym przypadku zmiana realnego kursu walutowego odpowiada wielkości inflacji krajowej, a co za tym idzie, względnym zmianom produktywności. Międzynarodowa pozycja konkurencyjna sektora dóbr wymiennych pozostaje zatem niezmienną.

Z powyższych rozważań wynika, że w sytuacji istnienia nominalnych sztywności w gospodarce (w szczególności sztywności w dół), realna aprecjacja występująca w wyniku międzynarodowego zróżnicowania inflacji jest, z punktu widzenia międzynarodowej konkurencyjności sektora dóbr wymiennych, korzystniejsza niż realna aprecjacja wynikająca z nominalnej aprecjacji przy zrównaniu temp inflacji. Konkludując można stwierdzić, że sposób absorpcji realnej aprecjacji wynikającej z istnienia efektu Balassy-Samuelsona nie jest neutralny dla procesu realnej konwergencji. Należy jednak wyraźnie w tym miejscu podkreślić, że przedstawiona argumentacja nie przemawia za rozluźnianiem polityki pieniężnej. Inflacja w kraju powinna być wyższa od inflacji zagranicznej o wielkość efektu Balassy-Samuelsona – tylko wtedy jest „dobrą” inflacją. W sytuacji, gdy różnica pomiędzy inflacją krajową a zagraniczną byłaby większa (przy założeniu stałości nominalnego kursu walutowego), wówczas aprecjacja realnego kursu walutowego byłaby większa, niż wynikałoby to z efektu Balassy-Samuelsona. W efekcie osłabiałaby się międzynarodowa pozycja konkurencyjna krajowego sektora dóbr wymiennych. Wynika z tego, że ta wyższa inflacja byłaby już inflacją złą.

Wróćmy teraz do ograniczeń nakładanych przez kryteria konwergencji nominalnej. Jeśli prognozowany wpływ efektu Balassy-Samuelsona na realny kurs walutowy oraz międzynarodowe zróżnicowanie inflacji przekraczałby margines dozwolonego zróżnicowania temp inflacji, wówczas część dostosowań realnego kursu walutowego musiałaby się odbyć poprzez aprecjację kursu nomi-

⁴³ Cena na rynku krajowym jest wyższa od ceny (w walucie krajowej) uzyskiwanej w eksporcie, gdyż jedynie część nominalnej aprecjacji przełożyła się na cenę dobra na rynku krajowym. Pośrednio wynika również z tego, że dla dóbr wymiennych przestaje być spełniony parytet siły nabywczej.

⁴⁴ Decyzja zależy od relacji wielkości marży zysku oraz kosztów stałych i zmiennych przy produkcji eksportowej.

nalnego. Z powyższych rozważań wynika, że nie jest to rozwiązanie optymalne. Wynika z tego, że w przypadku występowania silnego efektu Balassy-Samuelsona, ograniczenia nakładane przez kryteria nominalnej konwergencji negatywnie wpływałyby na proces konwergencji realnej⁴⁵. Ich wpływ można uznać za potencjalnie neutralny, jeśli szacowana wielkość efektu Balassy-Samuelsona nie przekroczy dozwolonego zróżnicowania temp inflacji.

Opisane zależności pomiędzy tempem konwergencji realnej a spełnieniem kryteriów konwergencji nominalnej wywołały w literaturze dyskusję na temat ewentualnych modyfikacji kryteriów konwergencji nominalnej z Maastricht. Instytucje Unii Europejskiej stoją na stanowisku, że zmiana ustaleń traktatu z Maastricht nie jest możliwa, gdyż naruszyłoby to zasadę równego traktowania obecnych i przyszłych członków Unii (por. Komisja Europejska, 2002). Z punktu widzenia państw mających przystąpić do Unii Europejskiej, G. Szapáry (2000) argumentował, że nieuwzględnienie w kryteriach nominalnej konwergencji potencjalnego wpływu efektu Balassy-Samuelsona może doprowadzić do destabilizacji gospodarek tych krajów. Szapáry jako rozwiązanie kompromisowe proponował określenie kryterium inflacyjnego jako średniej inflacji w całej strefie euro, zamiast w trzech państwach UE o najniższej inflacji. Takie rozwiązanie uwzględniałoby wyższą inflację występującą w szybciej rozwijających się krajach eurolandu, takich jak Irlandia, Hiszpania i Portugalia. D. Rosati (2001) również zalecał modyfikację kryterium inflacyjnego, ale w kierunku zwiększenia (do 2,5 pkt. proc.) dopuszczalnej różnicy inflacji w oryginalnym sformułowaniu tego kryterium.

Z kolei A. Simon (2001) zwracał uwagę na fakt, iż stosowanie do przyszłych członków Unii tych samych wymagań, które stosowano do obecnych państw członkowskich, oznacza w rzeczywistości odmienne traktowanie. Wynika to w głównej mierze z dużo większej obecnie niż w przeszłości destabilizacji otoczenia zewnętrznego. W rezultacie kryteria z Maastricht, zamiast sprzyjać stabilizacji, mogą doprowadzić do wytrącenia szybko rozwijającej się gospodarki z równowagi.

W przypadku niemożności zmiany kryteriów nominalnej konwergencji, ich spełnienie, przy znacznych spodziewanych rozmiarach efektu Balassy-Samuelsona, może okazać się możliwe tylko na drodze okresowego stłumienia wzrostu gospodarczego. Może do tego dojść w sytuacji, gdy spodziewana dodatkowa inflacja wynikająca z różnic w tempach zmian sektorowych produktywności przekroczy margines dopuszczany przez kryterium inflacyjne. Aby utrzymać inflację na odpowiednio niskim poziomie, konieczne stanie się doprowadzenie do obniżenia cen dóbr wymiennych poprzez nominalną aprecjację kursu walutowego. Przedstawiona powyżej analiza skutków istnienia sztywności w gospodarce wskazuje, że w takim przypadku może dojść do spadku aktywności gospodarczej w sektorze dóbr wymiennych. Ponieważ o dynamice konwergencji realnej decyduje przede wszystkim sektor dóbr wymiennych, proces ten może ulec spowolnieniu.

Można oczekiwać, że po uzyskaniu członkostwa w strefie euro i zdjęciu z gospodarki ograniczeń w postaci kryteriów konwergencji nominalnej, przytłumiony w celu ich spełnienia proces konwergencji realnej nabierze ponownego przyspieszenia. Wraz z przyspieszeniem realnej konwergencji może powrócić ze wzmocnioną siłą inflacja wynikająca z efektu Balassy-Samuelsona. Szapáry (2000) omawiając ten proces nazwał go „syndromem boksera”. Podobnie jak bokser tuż przed ważeniem przed walką w sztuczny sposób próbuje ograniczyć masę ciała, gospodarka obniża tempo realnej konwergencji, aby spełnić kryteria konwergencji nominalnej w okresie referencyjnym. Jednak zaraz po ważeniu bokser wraca do swej normalnej wagi, zaś gospodarka po przyłączeniu do obszaru unii walutowej powraca na ścieżkę szybkiego wzrostu koniecznego do osiągnięcia realnej konwergencji, co w rezultacie prowadzi m.in. do zwiększonej inflacji.

W naturalny sposób powstaje pytanie, jak w przypadku występowania efektu Balassy-Samuelsona i konieczności spełnienia kryteriów konwergencji nominalnej powinien być ustalany średniookresowy cel inflacyjny dla polityki pieniężnej. Wydaje się oczywiste, że z uwagi na konieczność spełnienia kryterium inflacyjnego, ustalany cel nie powinien przekroczyć średniej wielkości spodziewanej inflacji dla trzech państw o najniższych jej prognozowanych wskaźnikach, powiększonej o dopuszczalne odchylenie inflacji krajowej od tej średniej. Z drugiej strony, nie powinien być on niższy od wielkości inflacji zagranicznej, „importowanej” w cenach dóbr wymiennych, powiększonej o prognozowaną wielkość efektu Balassy-Samuelsona, gdyż każda mniejsza wartość negatywnie wpłynie na wiarygodność prowadzonej polityki pieniężnej.

W dalszej kolejności należy rozważyć, bliżej którego krańca tak określonego przedziału należy ustalić cel inflacyjny. Ponieważ nawet w przypadku niewystępowania w Polsce efektu Balassy-Samuelsona można byłoby spodziewać się inflacji przekraczającej inflację „importowaną” (np. ze względu na wzrost cen wynikający z poprawy jakości produktów), zasadne byłoby przesunięcie celu inflacyjnego w kierunku górnej granicy omawianego przedziału. Z tym punktem widzenia wydaje się zgodny cel inflacyjny ustalony przez Radę Polityki Pieniężnej na okres po 2003 r. (RPP, 2003), wynoszący 2,5% z dopuszczalnym przedziałem wahań ± 1 pkt. proc. Przy założeniu, że wielkość wpływu efektu Balassy-Samuelsona na inflację, zgodnie z wynikami niniejszego opracowania, będzie wynosiła 1-2 pkt. proc. rocznie, to taki cel jest spójny ze średnią inflacją w grupie państw będących podstawą do obliczania wartości referencyjnej na poziomie 0,5-1,5%. W kontekście dotychczas obserwowanych zależności w gospodarkach krajów UE założenie takie wydaje się dobrze uzasadnione.

W sytuacji, gdy prognozowana wielkość efektu Balassy-Samuelsona przekraczałaby różnicę pomiędzy prognozowaną inflacją krajową a wartością referencyjną, jedyną wartością dla celu inflacyjnego pozostaje poziom zgodny ze spełnieniem kryterium inflacyjnego. Część dostosowania kursu realnego będzie musiała odbyć się wówczas poprzez zmianę kursu nominalnego, a restrykcyjna polityka pieniężna doprowadzi do czasowego ograniczenia tempa realnej konwergencji (rozumianej jako zbieżność poziomów PKB per capita), a przez to również i wielkości efektu Balassy-Samuelsona.

Jeśli ograniczanie tempa realnej konwergencji w celu spełnienia kryteriów konwergencji nominalnej zostanie uznane za rozwiązanie zbyt kosztowne, wówczas będzie musiało dojść do aprecjacji nominalnego kursu walutowego. Świadomość konieczności tego procesu będzie kształtowała oczekiwania uczestników rynku walutowego, co powinno zostać uwzględnione przy ustalaniu poziomu centralnego parytetu złotego względem euro w momencie przystąpienia do systemu ERM II.

Z punktu widzenia stabilności przyszłego funkcjonowania polskiej gospodarki w ramach unii monetarnej należy dążyć do powiązania złotego z euro na poziomie długookresowego realnego kursu równowagi. Przy założeniu (mocnym), że możliwe jest stosunkowo dokładne oszacowanie takiego poziomu kursu, pozostaje jeszcze prognoza inflacji w okresie uczestnictwa w systemie ERM II. Poziom parytetu ustalany jest bowiem jako wielkość nominalna i, w zależności od ścieżek inflacji w obu gospodarkach, może w efekcie wyznaczać różne kursy realne. Problem mógłby wystąpić w sytuacji, gdyby w momencie przystępowania do ERM II kurs rynkowy odbiegał od długookresowego kursu równowagi. Ponieważ realna aprecjacja na skutek efektu Balassy-Samuelsona występuje niezależnie od początkowego poziomu kursu realnego, konieczne w pewnym momencie byłoby dostosowanie kursu nominalnego do odpowiedniej ścieżki, prawdopodobnie w wyniku interwencji banku centralnego.

Bazując na doświadczeniach Grecji można stwierdzić, że w ramach systemu ERM II rewaluacja parytetu centralnego nie będzie uznana za złamanie zasady stabilności kursu walutowego. Natomiast sprzeczna z wymogami kryterium kursowego byłaby dewaluacja centralnego parytetu. Z tych powodów zasadne jest ustalenie kursu parytetowego nieco słabszego od szacowanej wartości kursu równowagi na koniec okresu uczestnictwa w systemie ERM II. Jeżeli nominalna aprecjacja okaże się zbyt mocna, wówczas (np. w wyniku wyższego niż się spodziewano wpływu efektu Balassy-Samuelsona) możliwe jest jeszcze dostosowanie nominalnego kursu walutowego tuż przed przystąpieniem do Unii.

4.3. Szacunki efektu Balassy-Samuelsona a możliwość spełnienia kryteriów nominalnej konwergencji

Jak to już zostało wcześniej wspomniane, spośród kryteriów z Maastricht szczególnie kryteria kursowe oraz inflacyjne mogą okazać się sprzeczne. Czy taka sprzeczność rzeczywiście wystąpi, zależy w dużej mierze od przyszłej wielkości efektu Balassy-Samuelsona oraz interpretacji warunków spełnienia kryterium kursowego.

Jeśli przyjmiemy założenie, że w krajach członkowskich Unii Europejskiej, charakteryzujących się najniższymi wskaźnikami inflacji, efekt Balassy-Samuelsona nie występuje i inflację w tych gospodarkach można uznać za równą inflacji dóbr wymiennych na rynku światowym, to możliwa jest następująca procedura. Maksymalna dopuszczalna inflacja w kraju chcącym przystąpić do strefy euro jest równa średniej inflacji w 3 państwach o najniższych jej wskaźnikach powiększonej o 1,5 pkt. proc. W sytuacji, gdy szacowana wielkość efektu Balassy-Samuelsona nie przekracza owych 1,5 pkt. proc., wówczas łączne spełnienie kryteriów nie jest zagrożone, gdyż margines wyznaczony w kryteriach z Maastricht obejmuje wpływ efektu Balassy-Samuelsona. Jeśli prognozowana wielkość efektu Balassy-Samuelsona jest większa niż margines przewidziany w Traktacie z Maastricht, wówczas konieczne jest obliczenie wielkości nominalnej aprecjacji kursu walutowego, która jest w tym przypadku konieczna do zachowania założonej różnicy inflacji pomiędzy obiema gospodarkami. Z badań empirycznych dla Polski (J. Przystupa, 2002) wynika, że po roku od zaistnienia zmiany nominalnego kursu walutowego w cenach dóbr wymiennych przejawia się poniżej 50% pierwotnego szoku kursowego. Do zniwelowania nadwyżki inflacji konieczna jest zatem odpowiednio większa i wcześniejsza nominalna aprecjacja kursu.

Oznacza to, że jeśli rzeczywista wielkość efektu Balassy-Samuelsona dla Polski przekraczałaby 1,5 pkt. proc., to do osiągnięcia inflacji zgodnej z kryterium inflacyjnym z Maastricht konieczna byłaby nominalna aprecjacja większa niż tylko różnica pomiędzy wielkością efektu Balassy-Samuelsona a 1,5 pkt. proc. Z kolei głębsza nominalna aprecjacja oznacza realną aprecjację przekraczającą tę związaną z efektem Balassy-Samuelsona i zgodnie z tym, co zostało powiedziane powyżej, oznacza pogorszenie międzynarodowej konkurencyjności krajowego sektora dóbr wymiennych. Konieczność absorpcji części realnej aprecjacji poprzez aprecjację nominalną, wynikająca z górnego ograniczenia międzynarodowego zróżnicowania temp inflacji, wiąże się z koniecznością rozpoczęcia działań w tym zakresie przed rozpoczęciem okresu referencyjnego. Wynika to z opóźnionego wpływu zmian kursu nominalnego na krajowy poziom cen, przy czym opóźnienie to może wynosić ponad rok (por. R. Kokoszczyński i in., 2002).

Przedstawione w podrozdziale 3.2. oszacowania efektu Balassy-Samuelsona wskazują, podobnie jak inne wyniki prezentowane w literaturze przedmiotu, że nie jest możliwa jednoznaczna konkluzja o wielkości punktowej oceny tego efektu. Otrzymane wyniki pozwalają na stwierdzenie, że prawdopodobieństwo wystąpienia efektu Balassy-Samuelsona przekraczającego 1,5 pkt. proc. należy uznać za zbliżone do szansy zaobserwowania wielkości tego efektu poniżej 1,5 pkt. proc. Decydujące znaczenie dla stopnia wpływu tego efektu na inflację będą miały, bardzo trudne do oszacowania obecnie, tempa wzrostu sektorowej produktywności. Drugim istotnym czynnikiem będzie udział dóbr wykazujących cechy dóbr wymiennych. Na to ostatnie wpływ będą miały dwa przeciwstawne procesy. Z jednej strony, postępująca liberalizacja polskiej gospodarki, objawiająca się m.in. zmniejszeniem zakresu cen kontrolowanych administracyjnie oraz zacieśnianie więzi gospodarczych z krajami strefy euro i rozszerzanie międzynarodowej wymiany handlowej, powinien powiększyć zakres dóbr wymiennych. Z drugiej strony, pozytywny wpływ procesu realnej konwergencji na poziom dochodów, poprzez efekt Baumola-Bowena, może doprowadzić do przesunięcia konsumpcji w kierunku dóbr niewymiennych i tym samym zwiększyć rozmiary efektu Balassy-Samuelsona. Obecnie nie wydaje się możliwe wiarygodne i dokładne oszacowanie efektu netto tych procesów.

Należy pamiętać, że wielkość inflacji niezwiązanej z efektem Balassy-Samuelsona najprawdopodobniej będzie w Polsce wyższa niż inflacja w strefie euro (a w szczególności w państwach o najniższej inflacji). Może to wynikać np. ze wzrostu cen związanych z poprawą jakości dóbr wymiennych. Bez podjęcia dodatkowych działań inflacja wynikająca z efektu Balassy-Samuelsona nawet niższa niż 1,5 pkt. proc. może prowadzić do niespełnienia inflacyjnego kryterium konwergencji przy jednoczesnym utrzymaniu stabilności nominalnego kursu walutowego.

4.4. Efekt Balassy-Samuelsona po wstąpieniu do strefy euro

Można spodziewać się, że okres zróżnicowania tempa wzrostu gospodarczego pomiędzy Polską a obecnymi krajami strefy euro nie ustanie z chwilą naszego przystąpienia do unii monetarnej.

Co więcej, można oczekiwać, że jeśli zrealizują się oczekiwane dodatnie efekty członkostwa w Unii Europejskiej, różnica temp wzrostu może nawet ulec zwiększeniu. Oznacza to, że efekt Balassy-Samuelsona będzie działał również wtedy, gdy polska gospodarka będzie częścią strefy euro. Jednak sytuacja wówczas będzie zdecydowanie odmienna od obecnej.

Odmienność skutków efektu Balassy-Samuelsona występującego w gospodarce będącej częścią unii monetarnej wynika przede wszystkim z dwóch czynników. Po pierwsze, nie są możliwe wówczas jakiegokolwiek dostosowania poprzez zmiany nominalnego kursu walutowego. Po drugie, obowiązujące nominalne stopy procentowe będą stopami ustalonymi dla całej strefy euro. Zatem realne stopy procentowe w Polsce będą niższe niż w krajach, w których efekt Balassy-Samuelsona nie występuje.

Brak możliwości dostosowań poprzez nominalny kurs walutowy sprawi, że realna aprecjacja wynikająca z różnicy temp wzrostu produktywności będzie musiała objawić się wyłącznie wzrostem cen krajowych i zróżnicowaniem stóp inflacji w stosunku do bardziej rozwiniętych państw należących do strefy euro. Brak możliwości dostosowania poprzez zmiany nominalnego kursu walutowego może prowadzić do występowania inflacji wyższej niż w okresie uczestnictwa w systemie ERM II (co odpowiada wspomnianemu wcześniej „syndromowi boksera”). Z punktu widzenia wymogów formalnych związanych z członkostwem w strefie euro nie jest to problemem, gdyż po wstąpieniu do unii monetarnej nie są nakładane na kraje członkowskie żadne ograniczenia odnośnie inflacji. Jednak systematycznie wyższa inflacja niż w pozostałej części unii walutowej⁴⁵ może doprowadzić do ponownego ukształtowania się w Polsce trwałych oczekiwań inflacyjnych i powrotu (niejawnych) mechanizmów indeksacyjnych. To zaś oznaczałoby utrwalanie zróżnicowania temp inflacji pomiędzy Polską a pozostałymi gospodarkami strefy euro, a w efekcie m.in. trwałe obniżenie realnych stóp procentowych. Wzrost oczekiwań inflacyjnych i mechanizmów indeksacyjnych mógłby przyczynić się do podsycania „złej” inflacji. W wyniku takiego procesu następowałaby realna aprecjacja, która nie byłaby skompensowana przez wzrost produktywności. W efekcie obniżałaby się międzynarodowa konkurencyjność krajowej gospodarki.

Długotrwałe obniżenie, w porównaniu ze znaczną częścią strefy euro, realnych stóp procentowych może mieć poważne skutki. Dotychczas Europejski Bank Centralny (EBC) w swej strategii nie uwzględniał regionalnego zróżnicowania temp inflacji. Można oczekiwać, że w dążeniu do spełnienia swego celu stabilności cen, EBC będzie kierował się przede wszystkim sytuacją w największych gospodarkach wchodzących w skład strefy euro. Wynika to z faktu, że ze względu na stosunkowo niski udział PKB Polski w PKB strefy euro (jak również innych krajów mających przystąpić do UE), wyższa inflacja wynikająca z efektu Balassy-Samuelsona nie będzie istotnym zagrożeniem dla spełnienia celu EBC w skali całej unii monetarnej. Nominalne stopy EBC będą zatem ustalone tak, by osiągnąć pewien poziom stóp realnych, przy skali inflacji niższej niż występująca w Polsce. Z perspektywy uczestników życia gospodarczego działających w Polsce, stopy realne będą więc niższe niż w pozostałej części strefy euro.

Spadek realnych stóp procentowych związany z wejściem do strefy euro może pociągnąć za sobą znaczny wzrost popytu krajowego, z potencjalnie niebezpiecznymi skutkami dla stabilności gospodarki. Istnieje bowiem niebezpieczeństwo, że podmioty gospodarujące pomyłą jednorazowe znaczne obniżenie się realnych stóp procentowych z trwałym wzrostem dochodu (Komisja Europejska, 2001). Można spodziewać się też znacznego zwiększenia wartości udzielanych kredytów. Niskie realne stopy procentowe mogą spowodować nie tylko wzrost aktywności inwestycyjnej przedsiębiorstw, ale również wzrost konsumpcji gospodarstw domowych. Jeśli krajowe banki refinansowałyby udzielane kredyty konsumpcyjne na zagranicznych rynkach finansowych, to ograniczenie możliwości takiego refinansowania zagroziłoby również stabilności krajowego systemu finansowego. Po kilku latach, w przypadku niewystarczająco ostrożnej polityki kredytowej banków, może to doprowadzić do pogorszenia się ich portfeli kredytowych. Szczególnie w początkowym okresie członko-

⁴⁵ Warto w tym miejscu zauważyć, że jeśli efekt Balassy-Samuelsona byłby skrajnie duży, wówczas absorpcja implikowanej przez ten efekt realnej aprecjacji mogłaby wymagać zmiany nominalnego kursu walutowego przekraczającej dopuszczalny przedział jego wahań. W takim przypadku kryteria nominalnej konwergencji byłyby nie tylko niespójne z procesem konwergencji realnej, ale również wewnętrznie sprzeczne.

stwa w unii monetarnej może nie dojść jeszcze do pełnej integracji gospodarczej pomiędzy Polską a resztą strefy euro. W wyniku tego krajowe podmioty gospodarcze mogą być postrzegane, nawet przez partnerów z innych krajów unii monetarnej, jako narażone na nieco większe ryzyko, niż analogiczne firmy działające w innych krajach strefy euro. Zjawisko to może stać się wyraźniejsze w przypadku destabilizacji gospodarki. Taka destabilizacja może być wynikiem np. opisanego poniżej wzrostu deficytu na rachunku obrotów bieżących.

Kolejnym skutkiem może być znaczący wzrost deficytu na rachunku obrotów bieżących. Co prawda w sytuacji istnienia unii monetarnej nie jest to samo w sobie niebezpieczne, jednak deficyt wymaga finansowania napływem oszczędności zagranicznych. Uporczywy deficyt na rachunku obrotów bieżących oznacza akumulowanie długu zagranicznego. Ponieważ na wielkość deficytu budżetowego oraz skumulowanego długu publicznego nałożone są ograniczenia zawarte w Pakcie Stabilności i Wzrostu, a także polskiej konstytucji, zatem wzrastający dług będzie przede wszystkim zobowiązaniem podmiotów prywatnych – przedsiębiorstw oraz gospodarstw domowych. Rosnące zadłużenie może doprowadzić do weryfikacji poziomu wiarygodności kredytowej krajowych podmiotów przez zagranicznych kredytodawców i w efekcie do ograniczenia kredytowania. Jeśli taki proces nastąpiłby w stosunkowo krótkim czasie, to w przypadku gospodarki w dużym stopniu korzystającej z zewnętrznych źródeł finansowania mogłoby to mieć negatywne skutki dla wzrostu gospodarczego.

Ilustracją możliwych zagrożeń może być obecna sytuacja Portugalii. Znaczny wzrost popytu wewnętrznego, za którym nie następował odpowiedni wzrost możliwości produkcyjnych, doprowadził do wystąpienia w 2000 r. deficytu na rachunku obrotów bieżących sięgającego 9% PKB. Towarzysząca temu procesowi stosunkowo wysoka inflacja doprowadziła, ze względu na niemożność wystąpienia dostosowań poprzez nominalny kurs walutowy, do utraty międzynarodowej konkurencyjności gospodarki portugalskiej. Utrzymujący się wysoki deficyt na rachunku obrotów bieżących skutkował zakumulowaniem dużego zadłużenia zagranicznego. Obsługa tego zadłużenia, w sytuacji zmniejszenia popytu ze strony zagranicy wynikającej z utraty międzynarodowej konkurencyjności, oznacza konieczność ograniczenia poziomu konsumpcji. Ta negatywna sytuacja pogłębianą jest dodatkowo poprzez konieczność wystąpienia deflacji w sektorze dóbr wymiennych, koniecznej do przywrócenia międzynarodowej konkurencyjności gospodarki (Komisja Europejska, 2001). Jeśli jednak, jak to ma miejsce w modelu Balassy-Samuelsona, płace w gospodarce powiązane są z cenami w sektorze dóbr wymiennych, deflacja w tym sektorze będzie prowadziła do obniżenia płac w całej gospodarce. Obniżenie płac w sektorze dóbr niewymiennych doprowadzi, zgodnie z modelem, do obniżenia cen produktów tego sektora. W rezultacie, deflacja w sektorze dóbr wymiennych, konieczna do przywrócenia międzynarodowej konkurencyjności gospodarki, może przenieść się również do sektora dóbr niewymiennych.

Analizując ostatnie doświadczenia takich krajów jak Irlandia, Portugalia i Hiszpania można spodziewać się, że jeśli zrealizowałby się scenariusz wyższej inflacji, wynikającej w szczególności z efektu Balassy-Samuelsona, prowadzącej na skutek niskich realnych stóp procentowych do boomu konsumpcyjnego i deficytu na rachunku obrotów bieżących, wówczas ze strony organów Unii Europejskiej można spodziewać się nacisku na Polskę, by „schładzać” rozpędzoną gospodarkę poprzez zacieśnianie polityki fiskalnej. Powstaje wówczas pytanie, czy taka operacja byłaby możliwa w sytuacji, gdy wydatki sztywne stanowią obecnie znaczną część budżetu i w perspektywie kilku najbliższych lat deficyt budżetowy będzie musiał ulec znaczącemu obniżeniu. Wówczas jakkolwiek manewr w zakresie polityki fiskalnej może być mocno utrudniony.

Stopień spełnienia przedstawionych scenariuszy wybranych procesów po wejściu do unii monetarnej zależy od rzeczywistej wielkości występującego wówczas efektu Balassy-Samuelsona. Na wielkość tego efektu wpływ będą mieć w znacznym stopniu dwa przeciwstawne czynniki. Po pierwsze, wzrost dochodu, w duchu efektu Baumola-Bowena (omówionego w punkcie 1.2.1), będzie prowadzić do wzrostu udziału dóbr niewymiennych w konsumpcji, a w efekcie do wzrostu wielkości efektu Balassy-Samuelsona. Jednak z drugiej strony postępująca konwergencja będzie pociągała za sobą zmniejszanie się tempa wzrostu polskiej gospodarki, związanego z procesem doganiania poziomu rozwoju gospodarek państw obecnie należących do strefy euro. Trudno jest jednak a priori powiedzieć, który efekt przeważa oraz jaka będzie ścieżka zmian ich efektu netto.

4.5. Podsumowanie

Przedstawiona w powyższym rozdziale dyskusja zależności pomiędzy konwergencją realną a konwergencją nominalną wskazuje, że w przypadku wystąpienia efektu Balassy-Samuelsona o znacznej sile, konieczność spełnienia nominalnych warunków zbieżności może negatywnie odbić się na realnej sferze gospodarki.

Występowanie efektu Balassy-Samuelsona może więc w istotny sposób oddziaływać na proces wstępowania Polski do strefy euro. Oszacowania wielkości tego efektu nie wykluczają, że spełnienie kryterium inflacyjnego będzie wymagało wystąpienia nominalnej aprecjacji kursu walutowego. To zaś, w sytuacji istnienia w gospodarce sztywności (szczególnie sztywności „w dół”) oraz niepełnego i rozłożonego w czasie przenoszenia zmian nominalnego kursu walutowego na krajowe ceny dóbr wymiennych, pogorszy sytuację podmiotów gospodarczych działających w sektorze dóbr wymiennych stosunkowo bardziej niż tych z sektora dóbr niewymiennych. Przy założeniu, że wzrost gospodarczy jest przede wszystkim efektem poprawy efektywności w sektorze dóbr wymiennych, opisany proces może negatywnie wpływać na proces konwergencji realnej.

Ustalony przez Radę Polityki Pieniężnej cel inflacyjny na okres po 2003 r. na poziomie 2,5% z dopuszczalnym przedziałem wahań ± 1 pkt. proc. jest spójny z wynikami zaprezentowanych w niniejszym rozdziale rozważań na temat optymalnej ścieżki absorpcji realnej aprecjacji złotego, wynikającej z występowania efektu Balassy-Samuelsona. Realna aprecjacja kursu walutowego, będąca skutkiem występowania tego efektu, może nastąpić poprzez aprecjacje nominalnego kursu walutowego przy zbliżonych tempach inflacji w obu analizowanych gospodarkach, bądź poprzez zróżnicowanie temp inflacji przy stabilnym poziomie nominalnego kursu walutowego. Analiza wskazuje, że wybór ścieżki absorpcji aprecjacji realnego kursu walutowego może nie być neutralny dla realnej sfery gospodarki. Korzystniejsze wydaje się dopuszczenie do umocnienia realnego kursu walutowego na drodze zróżnicowania temp inflacji, przy zachowaniu stabilności nominalnego kursu walutowego. Za zasadne należy zatem uznać ustalenie celu inflacyjnego bliskiego górnemu ograniczeniu wyznaczonemu przez konieczność spełnienia kryterium inflacyjnego. Presja na aprecjacje nominalnego kursu walutowego, wynikająca z napływu kapitału zagranicznego, może być czynnikiem komplikującym wprowadzanie w życie przyjętej strategii. Napływ kapitału, szczególnie krótkoterminowej natury, może wynikać z oczekiwanego obniżenia nominalnych stóp procentowych i wynikającego stąd wzrostu cen aktywów finansowych.

Oddziaływanie efektu Balassy-Samuelsona będzie się również zaznaczać po przystąpieniu do strefy euro. Brak możliwości dostosowań poprzez zmiany nominalnego kursu walutowego może doprowadzić nawet do wzrostu inflacji w porównaniu z okresem uczestnictwa w systemie ERM II. Prowadzona w ramach unii monetarnej wspólna polityka pieniężna doprowadzi do obniżenia realnych stóp procentowych w Polsce w porównaniu z obecną sytuacją. Przy braku dostosowań ze strony polityki fiskalnej może to doprowadzić do niekorzystnej sytuacji obserwowanej w ostatnich latach szczególnie ostro w Portugalii. Wzrost popytu wewnętrznego, spowodowany nadmiernie optymistycznymi, pod wpływem znacznie obniżonych realnych stóp procentowych, oczekiwaniami co do przyszłej ścieżki wzrostu dochodu, może skutkować rosnącym deficytem na rachunku obrotów bieżących. Taka sytuacja oznaczałaby szybki wzrost zadłużenia zewnętrznego gospodarki. Równolegle, wysoki popyt wewnętrzny może wpłynąć na przyspieszenie inflacji, prowadząc do pogorszenia międzynarodowej pozycji konkurencyjnej gospodarki. Przy wzrastających kosztach obsługi rosnącego zadłużenia zagranicznego opisane procesy prowadziłyby do pogłębienia nierównowagi w gospodarce (Banco de Portugal, 2002).

5 Zakończenie

W pracy zostały omówione implikacje występowania efektu Balassy-Samuelsona dla prowadzenia polityki pieniężnej w Polsce w okresie dążenia do spełnienia kryteriów konwergencji nominalnej, warunkujących przystąpienia do strefy euro.

Model Balassy-Samuelsona sugeruje, że dla kraju rozwijającego się szybciej niż jego partnerzy handlowi będziemy obserwować realną aprecjację kursu walutowego. Zachodzi to w sytuacji szybszego wzrostu produktywności w sektorze dóbr wymiennych w porównaniu z sektorem dóbr niewymiennych. Jednocześnie, z uwagi na doskonałą mobilność siły roboczej pomiędzy sektorami, w obu sektorach gospodarki płace są równe. Wzrost produktywności w sektorze dóbr wymiennych prowadzi do wzrostu płac w tym sektorze (gdyż cena dobra wymiennego dana jest egzogenicznie przez cenę tego dobra na rynku światowym). Wzrost płac przenosi się do sektora dóbr niewymiennych, gdzie prowadzi do wzrostu cen produktu tego sektora. Ceny w sektorze dóbr niewymiennych rosną, gdyż tempo wzrostu produktywności w tym sektorze jest mniejsze niż tempo wzrostu płac.

Badania empiryczne nad efektem Balassy-Samuelsona publikowane są od blisko 40 lat, jednak do tej pory nie dały one jednoznacznych wyników. W zależności od okresu badania, grupy krajów oraz przyjętych założeń, badacze dochodzili do odmiennych wniosków na temat znaczenia rozpatrywanego efektu dla objaśniania zmian cen krajowych.

W przypadku krajów mających przystąpić do Unii Europejskiej, zależność pomiędzy zróżnicowaniem temp wzrostu względnych produktywności a zmianami względnych inflacji bądź realnych kursów walutowych znajdowała potwierdzenie. Badacze różnili się jednak (szczególnie w początkowym okresie badań nad tymi krajami) w ocenie wielkości tego wpływu.

W państwach tych dokładne oszacowanie wpływu efektu Balassy-Samuelsona nabiera szczególnej wagi ze względu na proces przystępowania do Unii Europejskiej, a docelowo – do strefy euro. Konieczność spełnienia kryteriów konwergencji nominalnej może bowiem okazać się sprzeczna z zachowaniem zadowalającego tempa konwergencji realnej.

Większość przedstawionych w niniejszej pracy autorskich oszacowań wielkości wpływu efektu Balassy-Samuelsona na inflację dla Polski zawiera się w przedziale 1-2 pkt. proc. rocznie (przy założeniu temp zmian produktywności na poziomie analogicznym do średniego tempa zmian dla okresu od 1999 r.).

Przeprowadzona analiza zgodności zmian obserwowanej inflacji oraz jej międzynarodowego zróżnicowania z oszacowaniami składowej, którą można przypisać zmianom względnych produktywności, wskazuje na rosnący z czasem, szczególnie w okresie po 1998 r., udział efektu Balassy-Samuelsona w wyjaśnianiu zmian cen w Polsce. Należy jednak pamiętać, że prognoza wielkości tego efektu musi bazować na założeniach odnośnie przyszłych temp zmian sektorowych produktywności. Przystąpienie do Unii Europejskiej będzie oznaczało dla polskich przedsiębiorstw istotną jakościową zmianę warunków gospodarowania. Wzrost nacisku konkurencyjnego może wystąpić nie tylko w sektorze dóbr wymiennych (w efekcie swobody przepływu dóbr), ale również w sektorze dóbr niewymiennych. To ostatnie może być spowodowane ułatwionym dokonywaniem inwestycji bezpośrednich oraz otwieraniem w Polsce oddziałów firm działających w pozostałych państwach Unii Europejskiej (w tym np. banków i innych instytucji finansowych). W efekcie może wystąpić, szybszy niż obserwowany dotychczas, wzrost produktywności w sektorze dóbr niewymiennych, co z kolei wpłynęłoby na zmniejszenie rozmiarów efektu Balassy-Samuelsona.

Przedstawione szacunki tego efektu sugerują, że w okresie poprzedzającym przystąpienie do strefy euro, spełnienie kryterium inflacyjnego może wymagać wystąpienia nominalnej aprecjacji kur-

su walutowego. To zaś, w sytuacji istnienia w gospodarce sztywności oraz niedoskonałego przenoszenia zmian nominalnego kursu walutowego na krajowe ceny dóbr wymiennych, mogłoby negatywnie wpływać na proces konwergencji realnej. W takich bowiem warunkach przedsiębiorstwa w sektorze dóbr wymiennych odczują silniejszy wzrost restrykcyjności polityki pieniężnej niż firmy z sektora dóbr niewymiennych.

Wybór ścieżki absorpcji aprecjacji realnego kursu walutowego może więc nie być neutralny dla realnej sfery gospodarki. Należałoby zatem rozważyć dopuszczenie do umocnienia realnego kursu walutowego na drodze zróżnicowania temp inflacji, przy stabilności nominalnego kursu walutowego. Z tym punktem widzenia wydaje się zgodna inflacja w górnej części przedziału $2,5\% \pm 1$ pkt. proc, tj. pomiędzy $2,5\%$ a $3,5\%$.

Oddziaływanie efektu Balassy-Samuelsona będzie się również zaznaczać po przystąpieniu do strefy euro. Prowadzona w ramach unii monetarnej wspólna polityka pieniężna w sytuacji zróżnicowania poziomów inflacji pomiędzy poszczególnymi krajami będzie oznaczała odmienny poziom realnych stóp procentowych występujących w poszczególnych gospodarkach tworzących strefę euro. Względnie niskie realne stopy procentowe, szczególnie w początkowym okresie pełnego członkostwa w unii monetarnej, mogą przyczynić się do wzrostu popytu wewnętrznego. Jeśli wzrost ten okaże się nadmierny, w stosunku do przyszłych możliwości wytwórczych naszej gospodarki, wówczas rosnący nadmiernie w jego rezultacie deficyt rachunku bieżącego oraz wynikający z tego wzrost zadłużenia zagranicznego mogą przyczynić się do zachwiania równowagi zewnętrznej gospodarki.

Możliwość wystąpienia takiego scenariusza podkreśla istotność prowadzenia analiz wielkości efektu Balassy-Samuelsona dla Polski i innych krajów przystępujących do Unii Europejskiej.

6

Bibliografia

Alexius A., Nilsson J. (2000), „Real Exchange Rates and Fundamentals: Evidence from 15 OECD Countries”, *Open Economies Review*, ss. 383–397.

Backé P., Fidrmuc J., Reininger T., Schardax F. (2002), „Price Dynamics in Central and Eastern European EU Accession Countries”, Working Paper 61, Oesterreichische Nationalbank.

Bahmani-Oskooee M. (1992), „A Time-Series Approach to Test the Productivity Bias Hypothesis in Purchasing Power Parity”, *Kyklos*, ss. 227–236.

Bahmani-Oskooee M., Niroomand F. (1996), „A Reexamination of Balassa’s Productivity Bias Hypothesis”, *Economic Development and Cultural Change*, ss. 195–204.

Balassa B. (1964), „The Purchasing Power Doctrine – A Reappraisal”, *Journal of Political Economy*, ss. 584–596.

Banco de Portugal (2002), „The Portuguese Economy in the Euro Area: Implications for Adjustment Mechanisms and for the Conduct of Economic Policy”, *Economic Bulletin*, marzec, ss. 42–43.

Baumol W., Bowen W. (1966), „Performing arts: The economic dilemma”, *The Twentieth Century Fund*, Nowy Jork.

Begg D., Eichengreen B., Halpern L., von Hagen J., Wyplosz Ch. (2001), „Sustainable Regimes of Capital Movements in Accession Countries”, CEPR, Londyn.

Bofinger P. (2001), „Monetary Policy. Goals, Institutions, Strategies, and Instruments”, Oxford University Press.

Borowski J., Brzoza-Brzezina M., Szpunar P. (2003), „Exchange rate regimes and Poland’s participation in ERM II”, *Bank i Kredyt*, nr 1 ss. 18–27.

Brodecki Z., Drobysz M., Majkowska S. (2002), „Traktat o Unii Europejskiej. Traktat ustanawiający Wspólnotę Europejską z komentarzem”, Wydawnictwo Prawnicze LexisNexis, Warszawa.

Burda M., Wyplosz Ch. (2000), „Makroekonomia: podręcznik europejski”, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.

Canzoneri M. B., Cumby R. E., Diba B. (1996), „Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of OECD countries”, NBER Working Paper, Cambridge. (opublikowane również jako: Canzoneri M. B., Cumby R. E., Diba B. (1999), „Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of OECD countries”, *Journal of International Economics*, ss. 245–266).

Chinn M. D. (1997a), „Sectoral Productivity, Government Spending and Real Exchange Rates: Evidence for OECD Countries”, NBER Working Paper, Cambridge.

Chinn M. D. (1997b), „The Usual Suspects? Productivity and Demand Shocks and Asia-Pacific Real Exchange Rates”, NBER Working Paper, Cambridge.

Chinn M. D. (1998), „On the Won and Other East Asian Currencies”, NBER Working Paper, Cambridge.

Chinn M. D., Dooley M. P. (1999), „International monetary arrangements in the Asia-Pacific before and after”, *Journal of Asian Economics*, ss. 361–384.

Chinn M. D., Johnston L. (1996), „Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries”, NBER Working Paper, Cambridge.

- Clague C., Tanzi V. (1972), „Human Capital, Natural Resources and the Purchasing-Power Parity Doctrine: Some Empirical Results”, *Economia Internazionale*, ss. 3-18.
- De Broeck M., Sløk T. (2001), „Interpreting Real Exchange Rate Movements in Transition Countries”, IMF Working Paper, Washington.
- De Gregorio J., Giovannini A., Wolf H. S. (1994), „International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation”, *European Economic Review*, ss. 1225-1244.
- De Gregorio J., Wolf H. C. (1994), „Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate”, NBER Working Paper, Cambridge.
- DeLoach S. B. (2001), „More Evidence in Favor of the Balassa-Samuelson Hypothesis”, *Review of International Economics*, ss. 336-342.
- Dobrinsky R. (2001), „Convergence in Per Capita Income Levels, Productivity Dynamics and Real Exchange Rates in the Candidates Countries on the Way to EU Accession”, Interim Report, International Institute for Applied Systems Analysis.
- Dornbusch R. (1987), „Purchasing Power Parity”, w: „The New Palgrave: A Dictionary of Economics”, Macmillan Press Limited.
- Égert B. (2002a), „Does the Productivity-Bias Hypothesis Hold in the Transition? Evidence from Five CEE Economies in the 1990s”, *Eastern European Economics*, ss. 5-37.
- Égert B. (2002b), „Estimating the impact of the Balassa-Samuelson effect on inflation and the real exchange rate during the transition”, *Economic Systems*, ss. 1-16.
- Égert B. (2002c), „Investigating the Balassa-Samuelson hypothesis in transition: Do we understand what we see?”, BOFIT Discussion Papers, Bank of Finland, Helsinki.
- Égert B., Drine I., Lommatzsch K., Rault Ch. (2002), „The Balassa-Samuelson effect in Central and Eastern Europe: Myth or reality?”, William Davidson Working Paper, The William Davidson Institute.
- Europejski Bank Centralny (2002), „Convergence Report 2002”, Frankfurt nad Menem.
- Evans C. (1992), „Productivity shocks and real business cycles”, *Journal of Monetary Economics*, ss. 191-208.
- Fischer Ch. (2002), „Real currency appreciation in accession countries: Balassa-Samuelson and investment demand”, Discussion Paper, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank.
- Froot K. A., Rogoff K. (1991), „The EMS, the EMU and the Transition to a Common Currency”, NBER Working Paper, Cambridge.
- Froot K. A., Rogoff K. (1994), „Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates”, NBER Working Paper, Cambridge (opublikowane również jako: Froot K. A., Rogoff K. (1995), „Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates”, w: Grossman G., Rogoff K. (red.), „Handbook of International Economics”, t. 3).
- Grice-Hutchinson M. (1952), „The School of Salamanca: Readings in Spanish Monetary Theory; 1544-1605”, The Clarendon Press, Oxford.
- Grunwald J., Salazar-Carrillo J. (1972), „Economic Integration, Rates of Exchange and Value Comparison in Latin America”, w: Daly D.J. (red.) „International Comparison of Prices and Output”, Columbia University Press, Nowy Jork.
- Hall R. E., Taylor J. B. (2000), „Makroekonomia”, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Halpern L., Wyplosz Ch. (1996), „Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies”, IMF Working Paper, Washington.
- Halpern L., Wyplosz Ch. (1998), „Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Further Results”, plik dostępny w Internecie: heiwwww.unige.ch/~wyplosz/halpwyp2.pdf.

Halpern L., Wyplosz Ch. (2001), „Economic Transformation and Real Exchange Rate in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection”, w: „UN-ECE Economic Survey of Europe”.

Hsieh D. A. (1982), „The Determination of the Real Exchange Rate – the Productivity Approach”, *Journal of International Economics*, ss. 355-362.

Ito T., Isard P., Symansky S. (1997), „Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis in Asia”, NBER Working Paper, Cambridge.

Johansen S. (1988), „Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, ss. 231-254.

Kakkar V. (2002), „Capital-Labor Ratios and Total Factor Productivity in the Balassa-Samuelson Model”, *Review of International Economics*, ss. 166-176.

Kakkar V., Ogaki M. (1999), „Real exchange rates and nontradables: A relative price approach”, *Journal of Empirical Finance*, ss. 193-215.

Kasa K. (1992), „Adjustment Costs and Pricing-to-Market: Theory and Evidence”, *Journal of International Economics*, ss. 1-30.

Kokoszcyński R., Łyziak T., Pawłowska M., Przystupa J., Wróbel E. (2002), „Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne”, „Materiały i Studia” nr 151, Narodowy Bank Polski, Warszawa.

Komisja Europejska (2001), „European Economy” nr 73, plik dostępny w Internecie: http://europa.eu.int/comm/economy_finance/publications/european_economy/2001/ee73en.pdf

Komisja Europejska (2002), „EU Economy: 2002 Review”, plik dostępny w Internecie: http://europa.eu.int/comm/economy_finance/publications/european_economy/2002/ee75en.pdf

Krajnyák K., Zettelmeyer J. (1998), „Competitiveness in Transition Economies: What Scope for Real Appreciation?”, *IMF Staff Papers*, ss. 309-362.

Krugman P. R. (1987), „Pricing to Market When the Exchange Rate Changes”, w: Arndt S. W. i Richardson J. D. (red.) (1987), „Real-Financial Linkages Among Open Economies”, MIT Press, Cambridge, ss. 49-70.

Krugman P. R., Obstfeld M. (2001), „Międzynarodowe stosunki gospodarcze: teoria i polityka”, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

MacDonald R. (1998), „What determines real exchange rates? The long and the short of it”, *Journal of International Financial Markets*, ss. 117-153.

MacDonald R., Ricci L. (2001), „PPP and the Balassa Samuelson Effect: The Role of the Distribution Sector”, IMF Working Paper, Washington.

Marston R. C. (1990), „Systematic Movements in Real Exchange Rates in the G-5”, *Journal of Banking and Finance*, ss. 1023-1044.

Meese R., Rogoff K. (1988), „Was it real? The exchange rate interest differential relation over the modern floating exchange rate period”, *Journal of Finance*, ss. 933-948.

O'Connell P. G. J. (1998), „The overvaluation of purchasing power parity”, *Journal of International Economics*, ss. 1-19.

Officer L.H. (1976a), „The Purchasing-Power-Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article”, *IMF Staff Papers*, ss. 1-60.

Officer L.H. (1976b), „The Productivity Bias in Purchasing Power Parity: An Econometric Investigation”, *IMF Staff Papers*, ss. 545-579.

Orłowski W. M., Zienkowski L. (2001), „Skala inflacji korekcyjnej w Polsce w latach 2001-2011”, mimeo.

- Osterwald-Lenum M. (1992), „A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, ss. 461–472.
- Pappel D. H. (1997), „Searching for stationarity: purchasing power parity under the current float”, *Journal of International Economics*, ss. 313–332.
- Przystupa J. (2002), „The exchange rate in the monetary transmission mechanism”, „Materiały i Studia” nr 25, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Rawdanowicz Ł. (2002), „Badanie wpływu efektu Harroda-Balassy-Samuelsona na ceny relatywne w Polsce”, CASE, mimeo.
- Rogers J. H., Jenkins M. (1995), „Haircuts or hysteresis? Sources of movements in real exchange rates”, *Journal of International Economics*, ss. 339–360.
- Rogoff K. (1992), „Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate”, NBER Working Paper, Cambridge.
- Rogoff K. (1996), „The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, ss. 647–668.
- Rosati D. (2001), „Członkostwo Polski w Unii Gospodarczo-Walutowej. Kiedy i dlaczego”, Centrum Badawczo-Rozwojowe Wyższej Szkoły Zarządzania i Administracji w Zamościu, Zamość.
- RPP (1998), „Średniookresowa strategia polityki pieniężnej na lata 1999–2003”, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- RPP (2003), „Strategia polityki pieniężnej po 2003 roku”, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Samuelson P. (1964), „Theoretical Notes on Trade Problems”, *Review of Economics and Statistics*, ss. 145–164.
- Sarno L., Taylor M. P. (2002), „Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate”, *IMF Staff Papers*, ss. 65–105.
- Schardax F. (2001), „Konwergencja realna, realne kursy walutowe oraz inflacja w krajach Europy Środkowo-Wschodniej”, *Bank i Kredyt* nr 11–12, ss. 134–143.
- Simon A. (2001), „Konwergencja w krajach Europy Środkowo-Wschodniej a euro”, *Bank i Kredyt* nr 11–12, ss. 156–161.
- Sinn H. W., Reutter M. (2001), „The Minimum Inflation Rate for Euroland”, NBER Working Paper, Cambridge.
- Stankiewicz W. (2000), „Historia myśli ekonomicznej”, PWE, Warszawa.
- Strauss J. (1996), „The Cointegrating Relationship between Productivity, Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity”, *Journal of Macroeconomics*, ss. 299–313.
- Strauss J. (1999), „Productivity differentials, the relative price of non-tradables and real exchange rates”, *Journal of International Money and Finance*, ss. 383–409.
- Summers R., Heston A. (1991), „Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950–1988”, *Quarterly Journal of Economics*, ss. 327–368.
- Szapáry G. (2000), „Maastricht and the Choice of Exchange Rate Regime in Transition Countries During the Run-Up to EMU”, NBH Working Paper 7/2000, Budapest.
- de Vries M. G. (1968), „Exchange Depreciation in Developing Countries”, *IMF Staff Papers*, ss. 560–578.
- Woźniak P. (2002), „Zmiany cen relatywnych a inflacja w Polsce 1991–2001”, CASE, mimeo.

