

*Jakub Wiśniewski\**  
*Uniwersytet Warszawski*

## **WERYFIKACJA EMPIRYCZNA PARYTETU SIŁY NABYWCZEJ**

**Klasyfikacja JEL:** F31

**Słowa kluczowe:** *parytet siły nabywczej, realny kurs walutowy, stacjonarność, kointegracja*

**Abstrakt:** *W artykule podjęto próbę weryfikacji empirycznej teorii parytetu siły nabywczej. Szczególną uwagę zwrócono na możliwe powody odchylenia kursu walutowego od relacji wyznaczonej przez parytet i na teoretyczne uzasadnienie tego zjawiska. Formalna weryfikacja empiryczna oparta została na narzędziach ekonometrycznych pozwalających na badanie zjawiska kointegracji kursów i cen oraz stacjonarność realnych kursów walutowych. Badanie przeprowadzone zostało na podstawie danych kwartalnych pochodzących z bazy „OECD Statistical Compendium 2009” dla lat 1970–2009. Rozważania kończą się interpretacją otrzymanych wyników w kontekście analiz publikowanych w światowej literaturze.*

---

© Copyright Polskie Towarzystwo Ekonomiczne Oddział w Toruniu.

Tekst wpłynął 9 maja 2012, został zaakceptowany do publikacji 12 lipca 2012.

\* Dane kontaktowe autora: jakubwisniewski89@gmail.com, ul Jaspisowa 3, 87-100 Toruń.

## EMPIRICAL VERIFICATION OF THE PURCHASING POWER PARITY

**JEL Classification:** F31

**Keywords:** *purchasing power parity, real exchange rate, stationarity, cointegration*

**Abstract:** *This paper attempts to empirically verify the Purchasing Power Parity. Particular attention has been paid to the possible reasons behind the deviations of exchange rates from the values implied by the parity and to the theoretical justification of this phenomenon. Formal empirical verification was based on econometric tools appropriate to investigate the cointegration of exchange rates and prices, as well as the stationarity of real exchange rates. The analysis used quarterly data sourced from the "OECD Statistical Compendium 2009" during the 1970-2009 time period. The paper ends with interpretation of findings in the context of the exiting international literature.*

### WPROWADZENIE

Parytet siły nabywczej (The Purchasing Power Parity – PPP) jest jedną z najważniejszych i najstarszych teorii w historii myśli ekonomicznej. Po raz pierwszy została sformułowana przez Gustava Cassela w artykule *Abnormal Deviations in International exchange* opublikowanym w „Economic Journal” w 1918 roku. W swojej pracy Cassel stwierdził istnienie zależności między siłą nabywczą dwóch walut a ich kursem wymiany (Shapiro 2002). Od tego momentu parytet siły nabywczej był powszechnie uważany przez banki centralne jako wskazówka dla działań wpływających na wartość walut krajowych w przypadku wystąpienia głębokiej nierównowagi. Ponadto odkryto wiele nowych praktycznych zastosowań teorii parytetu siły nabywczej; na przykład bywa ona wykorzystywana do przewidywania przyszłych kursów równowagi wymiany walut w długim okresie.

Celem artykułu jest empiryczna weryfikacja tezy parytetu siły nabywczej oraz interpretacja otrzymanych wyników w świetle teorii ekonomii oraz najnowszych opracowań dotyczących tej tematyki. Pytanie badawcze jakie zostało postawione w pracy brzmi: czy dane empiryczne dostarczają dowodów na rzeczywiste istnienie relacji PPP. Zagadnienie parytetu jest w literaturze tematem kontrowersyjnym, gdyż wymaga daleko idącego uproszczenia procesów, które mają wpływ na kształtowanie kursów wal-

towych. Ponadto teoria ta jest ograniczona szeregiem nierealistycznych założeń, których spełnienie w rzeczywistości jest praktycznie niemożliwe.

Mimo swoich braków, teoria parytetu siły nabywczej cieszy się uznaniem wielu ekonomistów, którzy publikują w światowej literaturze coraz więcej empirycznych dowodów na istnienie wpływu tej teorii na obserwowany kurs walutowy. Zastosowanie zaawansowanej statystyki w celu analizy takich zjawisk jak stacjonarność szeregów czasowych lub ich kointegracja pozwoliła naukowcom na zmianę podejścia do badania PPP.

W pierwszej części opracowania – o charakterze teoretycznym – zaprezentowana została teoria uzasadniająca istnienie relacji parytetu siły nabywczej. Przedstawiono w niej podstawowe definicje służące do opisu zagadnień związanych z analizą kursów walutowych. Przybliżona została tematyka fundamentalnej zasady ekonomicznej zwanej prawem jednej ceny. Ponadto przeprowadzone zostały matematyczne dowody poprawności formuł parytetu w absolutnej i względnej wersji, przy wykorzystaniu wzorów PPP bezpośrednio z prawa jednej ceny i analiza wpływu spełnienia PPP na realny kurs walutowy. Zaprezentowano matematyczne dowody opisujące czysto teoretyczną wartość realnego kursu walutowego, jeśli spełniona jest relacja PPP. Opisano także podstawowe problemy związane z pomiarem poziomów cen i spełnieniem założeń prawa jednej ceny. Uwzględniono przy tym czynniki zakłócające działanie parytetu, takie jak koszty transakcyjne i cła. Ponadto przeanalizowano występowanie w gospodarce dóbr niepodlegających wymianie handlowej oraz efekt Balassy – Samuelsona. Zaaakcentowano także wpływ krótkookresowej sztywności cen oraz przedstawiono modele długookresowych zmian realnego kursu walutowego.

Część drugą poświęcono empirycznej weryfikacji PPP. Przeprowadzona została w niej szczegółowa analiza kursów wymiany głównych walut światowych: dolara amerykańskiego (USD), funta brytyjskiego (GBP) oraz japońskiego jena (JPY) w latach 1970-2009. Dane opisujące wartości nominalnych kursów walutowych i poziomy cen pochodzą z bazy OECD Statistical Compendium 2009. Formalnej weryfikacji empirycznej dokonano za pomocą narzędzi ekonometrycznych pozwalających na badanie długookresowych zależności między procesami stochastycznymi. Przedstawiony został zwięzły opis metodologii i wyniki jej praktycznego zastosowania w odniesieniu do zebranych danych. Badane były także zjawiska kointegracji kursów i cen oraz stacjonarności realnych kursów walutowych.

## TEORIA PARYTETU SIŁY NABYWCZEJ

Zmiany kursu walutowego mają więc istotny wpływ na gospodarkę, w szczególności czynią kraje eksportowe bardziej konkurencyjnymi w wyniku deprecjacji lub w wypadku aprecjacji waluty krajowej przyczyniają się do spadku tejże konkurencyjności. W konsekwencji zmiana ulega bilans handlowy kraju oraz szereg wskaźników gospodarczych takich jak stopa inflacji, czy wielkość zadłużenia zagranicznego (Wejner 2008).

Kurs ustalany w wyniku transakcji na rynkach walutowych nazywamy nominalnym kursem walutowym. Jest on obserwowany w rzeczywistości i używany na co dzień w transakcjach wymiany walut. Wartość tego kursu niekoniecznie odzwierciedla jednak siłę nabywczą danej waluty. W tym celu wprowadzono pojęcie realnego kursu walutowego, który zdefiniowany jest następującym wzorem (Krugman, Obstfeld 2007):

$$Q^{HC/FC} = E^{HC/FC} * (P^{FC} / P^{HC})$$

gdzie symbole oznaczają kolejno:

$Q^{HC/FC}$  – realny kurs walutowy;

$E^{HC/FC}$  – nominalny kurs walutowy (ilość waluty krajowej za jednostkę waluty zagranicznej);

$P^{FC}$  – poziom cen za granicą;

$P^{HC}$  – poziom cen w kraju.

Najdalej idącą koncepcją teoretycznej współzależności kursów walutowych i cen jest LOOP (*Law of one price*). Prawo jednej ceny stwierdza, że jeśli spełnione są następujące warunki:

- dobra w gospodarkach dwóch krajów podlegają wymianie handlowej;
- dobra produkowane w każdym kraju są homogeniczne;
- nie istnieją ograniczenia handlu międzynarodowego;
- w gospodarkach panuje pełne zatrudnienie, to cena identycznego dobra we wszystkich krajach wyrażona we wspólnej walucie powinna być taka sama (Chmielewski 2003). Można również powiedzieć, że przy odpowiednich warunkach efektywnego rynku siły arbitrażu powodują zbieganie światowych cen homogenicznego dobra do jednolitego poziomu.

Parytet siły nabywczej (*Purchasing Power Parity*) został wyprowadzony w oparciu o wcześniej opisane prawo jednej ceny. Jeśli rozszerzy się

działanie prawa jednej ceny na wszystkie dobra występujące w gospodarce, to wtedy wyliczając stosunek cen z dwóch identycznych koszyków dóbr z dwóch gospodarek jesteśmy w stanie wyznaczyć nominalny kurs walutowy (Eiteman, Stonehill, Moffett 2007). Kurs walutowy zgodny z parytetem siły nabywczej można więc zapisać następująco:

$$E^{HC/FC} = \sum_{i=1}^N \frac{\alpha_i * P_i^{HC}}{\alpha_i * P_i^{FC}}$$

gdzie:

$E^{HC/FC}$  – kurs wymiany walut tzn. ilość waluty kraju za jednostkę waluty zagranicznej;

$P_i^{FC}$  – cena  $i$  – tego dobra na rynku zagranicznym wyrażona w walucie zagranicznej

$P_i^{HC}$  – cena  $i$  – tego dobra na rynku krajowym wyrażona w walucie krajowej

$\alpha_i$  – udział  $i$  – tego dobra w koszyku referencyjnym.

Warto wziąć pod uwagę wpływ spełnienia PPP na realny kurs walutowy, zdefiniowany wcześniej wzorem:

$$Q^{HC/FC} = E^{HC/FC} * (P^{FC} / P^{HC}).$$

Aby obliczyć wartość realnego kursu należy zastosować następujący wniosek wynikający z absolutnego PPP:

$$E^{HC/FC} = P^{HC} / P^{FC}.$$

Po podstawieniu za nominalny kurs walutowy zależności narzucanej przez parytet siły nabywczej otrzymuje się równanie:

$$Q^{HC/FC} = (P^{HC} / P^{FC}) * (P^{FC} / P^{HC}) = 1.$$

Zmiany kursu powinny powodować odpowiednie dostosowania cen, natomiast inflacja powinna powodować zmiany kursu walutowego. Dzięki

tym dostosowaniom realny kurs walutowy powinien teoretycznie być niezmiennie równy jedności.

PPP w wersji absolutnej wymaga spełnienia wielu daleko idących założeń, które okazują się być trudnymi do zaobserwowania w rzeczywistości. Jednak z absolutnego PPP wynika słabsze twierdzenie nazywane parytetem siły nabywczej w wersji względnej. Znalazło ono szerokie zastosowanie, gdyż uważa się, że jest prawdziwe nawet w warunkach ograniczonych możliwości arbitrażu (Wejner 2008).

Zależność względnego PPP można wyprowadzić z absolutnej wersji poprzez podzielenie kursów nominalnych z dwóch kolejnych okresów czasu, co po przekształceniu daje:

$$\frac{E_t^{HC/FC} - E_{t-1}^{HC/FC}}{E_{t-1}^{HC/FC}} = \pi_t^{HC} - \pi_t^{FC}$$

gdzie:

$E_t^{HC/FC}$ ,  $E_{t-1}^{HC/FC}$  – kursy wymiany walut tzn. ilość waluty kraju za jednostkę waluty zagranicznej w chwili czasu odpowiednio  $t$  i  $t-1$ ;

$\Pi_t^{HC}$  – stopa inflacji w kraju w okresie  $t$ ;

$\Pi_t^{FC}$  – stopa inflacji za granicą w okresie  $t$ .

Zatem zgodnie z relatywną wersją PPP procentowa zmiana wartości kursu walutowego jest równa różnicy w inflacjach w dwóch gospodarkach. Warto zauważyć, iż dla prawdziwości powyższej relacji spełnienie PPP absolutnego nie jest warunkiem koniecznym, gdyż relacja implikowana przez względną wersję jest wnioskiem słabszym niż w wypadku wersji absolutnej (Chmielewski 2003). Omawiany parytet jest w szczególności spełniony, jeśli dla nominalnego kursu i poziomów cen zachodzi relacja:

$$E^{HC/FC} = \lambda * (P^{HC} / P^{FC}),$$

gdzie  $\lambda$  jest dodatnią stałą. Parametr  $\lambda$  można interpretować jako proste uwzględnienie w modelu kosztów transportu lub ogólniej kosztów transakcyjnych oraz cel.

Ważnym zagadnieniem jest wpływ spełnienia względnej wersji PPP na realny kurs walutowy. Po podstawieniu do równania realnego kursu walutowego wzoru na kurs nominalny uzyskuje się:

$$Q^{HC/FC} = \lambda * (P^{FC} / P^{HC}) * (P^{HC} / P^{FC}) = \lambda.$$

Prawo jednej ceny pojawia się w wielu teoriach ekonomicznych jako podstawowe założenie, które jest spełniane dzięki działaniu sił arbitrażowych na efektywnym rynku. Jednakże bardzo łatwo można wskazać powody, które uniemożliwiają działanie omawianego prawa. Praktycznie wszystkie dotychczasowe badania empiryczne bez żadnych wątpliwości odrzucały zasadność prawa jednej ceny (Wejner 2008).

Pierwszym, dosyć naturalnym zarzutem przeciwko prawu jednej ceny jest nieuwzględnienie kosztów transportu lub mówiąc ogólniej kosztów transakcyjnych. Podwyższają one koszty arbitrażu i zwiększają różnicę cen między produktami, dla której arbitraż zacznie przynosić zysk. Ponadto nie istnieje legalna droga międzynarodowego transportu dóbr, która pozwalałaby handlowcom na ominięcie uiszczenia ceł oraz różnych innych opłat podatkowych.

Prawo jednej ceny wymaga spełnienia wielu warunków, w tym występowania w rzeczywistości gospodarczej doskonałej konkurencji. Nakłada to następujące ograniczenia (Wejner 2008):

- na rynku musi występować wielu konsumentów i producentów danego dobra;
- homogeniczność produktu, co w wypadku handlu międzynarodowego jest niebywale mocnym założeniem;
- dostępna jest pełna informacja;
- brak barier wejścia na rynek.

W rzeczywistości powyższe warunki z reguły nie są spełnione, co jest jedną z przyczyn zawodności prawa jednej ceny. Otwarta pozostaje także kwestia wyjątków i odstępstw od przyjętej reguły. Mianowicie nie może być mowy o arbitrażu, jeśli w gospodarce występują dobra niehandlowe.

Konsekwencją niespełnienia warunków doskonałej konkurencji jest występowanie monopolu lub oligopolu. Zdarza się, iż firmy oligopolistyczne operujące na różnych rynkach ustalają dla każdego rynku zbytu inną cenę tego samego produktu. Zjawisko to jest nazywane w literaturze angielskim terminem *pricing to market* (Chmielewski 2003). Ponadto różne grupy wpływów mogą wywierać na rządy naciski w celu wprowadzania barier celnych i biurokratycznych, które ograniczają możliwości arbitrażu i swobodnego przepływu produktów.

PPP wersji absolutnej zakłada, że cena koszyka referencyjnego w poszczególnych krajach w przeliczeniu na jedną walutę powinna być taka. Na

tej podstawie mając dane poziomy cen z dwóch gospodarek można wyliczyć ich stosunek w celu wyznaczenia nominalnego kursu walutowego. Odzwierciedleniem czysto teoretycznych poziomów cen są odpowiednio skonstruowane indeksy. Stosowanie uproszczonych miar powoduje jednak problemy związane z dobieraniem odpowiednich formuł oraz nadawaniem wag dobrom uwzględnianym przy tworzeniu indeksu cenowego.

W rzeczywistości nie można oczekiwać, aby konsumenci we wszystkich krajach cechowali się jednakowymi preferencjami przy gospodarowaniu swoim przychodem. W naturalny sposób wpłynie to na ustalanie wag dóbr przy konstruowaniu referencyjnych koszyków, na podstawie których obliczany jest poziom cen. Przykładowo można przyjąć, iż w koszyku referencyjnym w Japonii ryby będą uwzględniane z dużą wagą, natomiast dla teoretycznego kraju pozbawionego dostępu do morza lub oceanu waga ta będzie mniejsza. Wobec tego nawet jeśli zmiana cen ryb w obu krajach będzie jednakowa to jej wpływ na indeksy cenowe w obu krajach będzie różny (Krugman, Obstfeld 2007).

W celu rozwiązania tego problemu oprócz tradycyjnego indeksu cen towarów i usług konsumpcyjnych (*Consumer Price Index*) można stosować inne, bardziej specjalistyczne wskaźniki. CPI jest konstruowane na podstawie statystycznego koszyka dóbr nabywanych przez przeciętne gospodarstwo domowe w danym kraju. Innym stosowanym indeksem jest PPI (*Producer Price Index*) tworzony z uwzględnieniem cen dóbr produkcji przemysłowej. Pozostałymi popularnymi wskaźnikami są WPI (*Wholesale Price Index*), czyli indeks cen hurtowych oraz delator PKB.

Zagadnienie wyboru indeksów cenowych zostało dogłębnie przedyskutowane w literaturze obejmującej swą tematyką parytet siły nabywczej. Sam pomysłodawca parytetu – Cassel oraz Keynes opowiadali się przeciwko stosowaniu w badaniu indeksów opartych w głównej mierze na dobrach handlowych. Dobra, które mogą być przedmiotem arbitrażu wykazują silną tendencję do spełniania LOOP przez co ich ceny wyrażone w jednej walucie wyrównują się. Dlatego też wobec szeroko rozumianych wskaźników przemysłowych pojawia się zarzut, że nie zawierają w sobie rzeczywistej informacji na temat presji inflacyjnej.

Innym problemem przy omawianiu teorii parytetu siły nabywczej jest zagadnienie dóbr nie podlegających wymianie międzynarodowej, czyli tzw. dóbr niehandlowych. W świetle PPP dobra niehandlowe nie mają wpływu na nominalny kurs walutowy, a mimo to są brane pod uwagę przy tworzeniu indeksów przez urzędy statystyczne (Wejner 2008). Dobra niehandlowe nie mogą być obiektem wymiany międzynarodowej przez co ich ceny nie są uzależnione od kursu walutowego w tym stopniu co dobra, które można importować i eksportować. W konsekwencji występuje moż-



liwość różnego tempa wzrostu cen w sektorach dóbr handlowych i niehandlowych.

Jeśli w koszyku referencyjnym uwzględniane są oba rodzaje dóbr, zmiana relacji cen dóbr handlowych i niehandlowych może prowadzić do zmian realnego kursu walutowego, a zatem odstępstw od PPP. Przyjmijmy, że poziomy cen w kraju i za granicą są średnią ważoną cen dóbr handlowych i niehandlowych:

$$P = P_T^\alpha * P_N^{1-\alpha}$$

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

Dobra handlowe oznaczono literą T (*tradable*), zaś dobra niehandlowe literą N. Udział dóbr handlowych w PKB w kraju i za granicą został odpowiednio oznaczony symbolami  $\alpha$  i  $\alpha^*$ . Realny kurs walutowy można wyrazić więc wzorem:

$$Q^{HC/FC} = \frac{E^{HC/FC} * P^{FC}}{P^{HC}} = E^{HC/FC} * \frac{(P_T^*)^{\alpha^*} * (P_N^*)^{1-\alpha^*}}{P_T^\alpha * P_N^{1-\alpha}}$$

Przyjmując, że utrzymane jest prawo jednej ceny dla dóbr podlegających wymianie handlowej:

$$E^{HC/FC} * \frac{P_T^*}{P_T} = 1.$$

Otrzymujemy:

$$Q^{HC/FC} = \frac{(P_T^*)^{\alpha^*-1} * (P_N^*)^{1-\alpha^*}}{P_T^{\alpha-1} * P_N^{1-\alpha}} = \frac{\left(\frac{P_T^*}{P_N^*}\right)^{1-\alpha}}{\left(\frac{P_T^*}{P_N^*}\right)^{1-\alpha^*}}.$$

Zatem, przyjmując dla uproszczenia, że relacja cen za granicą nie ulega zmianie, wówczas realny kurs walutowy jest funkcją relacji poziomów cen

w sektorach dóbr handlowych i niehandlowych w gospodarce krajowej. Relatywny wzrost cen w sektorze dóbr handlowych w kraju powoduje wzrost  $Q^{HC/FC}$ , a więc realną deprecjację waluty krajowej. Natomiast wzrost cen w sektorze dóbr niehandlowych skutkuje realną aprecjacją waluty krajowej.

W gospodarce mogą występować wstrząsy o charakterze realnym, które powodują potrzebę dostosowania konkurencyjności towarów krajowych do poziomu zapewniającego równowagę między relatywnym popytem i podażą dóbr. W długim okresie powrót do stanu równowagi odbywa się poprzez korekty realnego kursu walutowego. Długookresowy realny kurs równowagi kształtuje się pod wpływem zmian relatywnej podaży dóbr krajowych w stosunku do podaży zagranicznej (RS) i relatywnego popytu na dobra krajowe w stosunku do popytu zagranicznego (RD) w warunkach pełnego zatrudnienia. Jeśli przykładowo nastąpiła zmiana preferencji światowych konsumentów z dóbr zagranicznych na krajowe to nieuchronnie nastąpi wzrost popytu na towary krajowe. Jeśli podaż tych dóbr pozostanie niezmienną, co w warunkach pełnego zatrudnienia jest uzasadnione, to aby nastąpił powrót do stanu równowagi ceny dóbr handlowych produkowanych w kraju będą rosły w stosunku do cen dóbr produkowanych za granicą. Zmiany te przełożą się na poziom realnego kursu walutowego.

## EMPIRYCZNA WERYFIKACJA TEORII PPP

Celem tej części jest weryfikacja empiryczna teorii parytetu siły nabywczej w długim okresie. Analizie poddano kursy wymiany trzech głównych walut światowych: japońskiego jena (JPY), amerykańskiego dolara (USD) oraz funta brytyjskiego (GBP). Do badania użyte zostały dane odnoszące się do poszczególnych kwartałów, pochodzące z bazy *OECD Statistical Compendium 2009*. Dane statystyczne opisują okres od 1970 do 2009 roku.

Jednym ze sposobów badania parytetu siły nabywczej w długim okresie jest testowanie stacjonarności realnych kursów walutowych. W części teoretycznej udowodniono, iż spełnienie parytetu implikuje  $Q^{HC/FC} = \lambda$ , gdzie szczególnym przypadkiem jest  $\lambda = 1 = Q^{FC/HC}$ , kiedy działa absolutny PPP. Jeśli na podstawie danych okazałoby się, iż realny kurs walutowy jest stacjonarny, byłby to dowód na spełnienie relacji parytetu siły nabywczej w wersji względnej w długim okresie<sup>1</sup>.

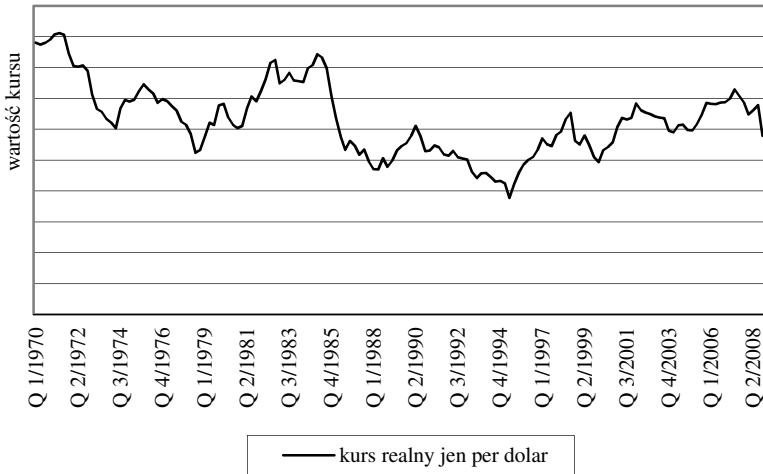
Do sprawdzania stacjonarności realnych kursów walutowych został użyty test KPSS, którego hipotezą zerową jest stacjonarność zmiennej.

---

<sup>1</sup> Do obliczenia realnych kursów walutowych wykorzystano indeks PPI.

Poniżej zaprezentowane są wykresy kursów oraz tabela zawierająca otrzymane wyniki testów.

**Wykres 1. Realny kurs walutowy JPY/USD**

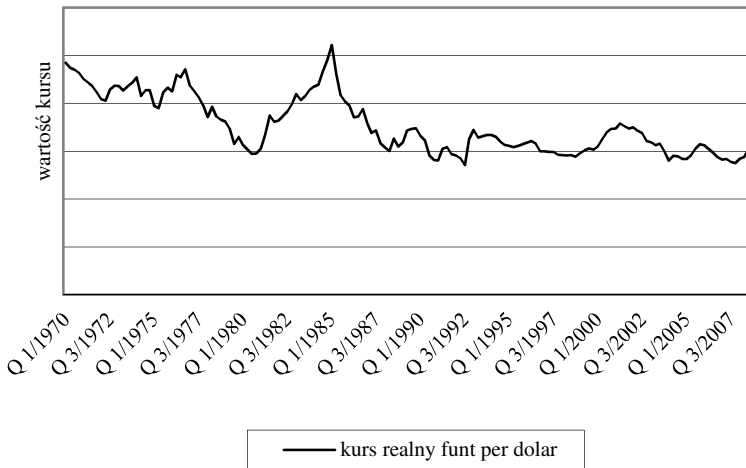


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych OECD.

**Wykres 2. Realny kurs walutowy GBP/JPY**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych OECD.

**Wykres 3. Realny kurs walutowy GBP/USD**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych OECD.

**Tabela 1. Wyniki testu KPSS dla realnych kursów walutowych**

Nazwa kursu	Wartość statystyki KPP	Wartość kryt. testu KPSS	Decyzja
Jeny za dolara	1,65	0,86	niestacjonarność
Funty za jena	2	0,888	niestacjonarność
Funty za dolara	0,565	0,146	niestacjonarność

Źródło: opracowanie własne.

We wszystkich trzech przypadkach uzyskano niestacjonarność realnych kursów walutowych. Jest to zgodne z analizą wykresów, które znacznie różnią się od tych dla szeregów stacjonarnych, gdyż wykazują lekki trend oraz niestałość wariancji w czasie. Nie udało się więc potwierdzić dokładnego działania długookresowej relacji narzucanej przez parytet siły nabywczej.

Podobne wyniki badania stacjonarności realnych kursów walutowych uzyskiwano w literaturze badającej zagadnienie PPP poprzez testowanie stacjonarności realnych kursów walutowych. W 1988 roku Meese i Rogoff badając kursy dolar – marka niemiecka, dolar – funt i dolar – jen w latach 1974-1986 nie byli w stanie odrzucić hipotezy zerowej mówiącej o tym, że

realny kurs walutowy jest procesem błędzenia losowego. Hipotezą alternatywną było długookresowe spełnienie dokładnej relacji PPP.

Najnowsze badania realnych kursów walutowych wykorzystują bardzo długie, ponad siedemdziesięcioletnie szeregi czasowe. Pozwalają one na udowodnienie stacjonarności realnych kursów walutowych, jednak wskazują na bardzo długi, trwający nawet do 5 lat okres powrotu kursu do stanu równowagi (Chmielewski 2003). Podobnie jak w wypadku analizowaniu kointegracji długi czas trwania odchyłeń powoduje odrzucenie stacjonarności w relatywnie krótkim czasie.

Logarytmując wcześniej wspomniany warunek PPP w wersji względnej otrzymano:

$$\ln(E^{HC/FC}) = \ln(\lambda * P^{HC} / P^{FC})$$

$$\ln(E^{HC/FC}) = \ln(\lambda) + \ln(P^{HC}) - \ln(P^{FC}).$$

Powyższy wzór prowadzi do następującego równania opisującego model:

$$e_t = \alpha + \beta^{HC} * p^{HC}_t + \beta^{FC} * p^{FC}_t + \varepsilon_t$$

gdzie symbole oznaczają kolejno:

$e_t$  – logarytm kursu wymiany walut;

$p^{HC}_t$  – logarytm poziomu cen w kraju;

$p^{FC}_t$  – logarytm poziomu cen za granicą;

$\varepsilon_t$  – składnik losowy.

Do tak zapisanego problemu PPP można stosować metodę badania kointegracji szeregów czasowych opisaną w dalszej części.

Proces stochastyczny nazywany jest silnie stacjonarnym jeśli łączne i warunkowe rozkłady prawdopodobieństwa tego procesu nie zależą od czasu (Charemza, Deadman 1997). Bardziej praktyczna i łatwiejsza do weryfikacji na podstawie danych okazuje się jednak definicja słabej stacjonarności. Definicja ta ogranicza się jedynie do założeń na temat wartości oczekiwanej, wariancji i kowariancji procesu stochastycznego. Zakłada się, iż zarówno średnia jak i wariancja takiego procesu są stałe w czasie, a ko-

wariancja dla rozpatrywanej zmiennej w dwóch momentach czasu zależy jedynie od odległości czasu między nimi, a nie od momentów w których przeprowadzamy obserwację. Procesy, które nie charakteryzują się takim zachowaniem i nie spełniają warunków nawet słabej stacjonarności nazywamy niestacjonarnymi.

Poruszony problem jest istotny dla wnioskowania statystycznego, gdyż pominięcie kwestii niestacjonarności zmiennych przy regresji powoduje na ogół wyciągnięcie wątpliwych wniosków z analizy otrzymanych wyników. Aby wyeliminować niestacjonarność można różnicować zmienną tzn. wygenerować jej kolejne przyrosty oznaczane grecką literą  $\Delta$ . Niestety operacja ta pozbawia nas zawartych w danych informacji długookresowych.

Szereg czasowy nazywany jest zintegrowanym stopnia  $k$ , jeśli szereg  $k$  – tych przyrostów jest stacjonarny. Procesy o tej własności oznacza się symbolem  $X_t \sim I(k)$ . Trzeba jednak pamiętać, iż różnicowanie danych prowadzi do utraty informacji na temat zależności długookresowych.

Jeśli dwa szeregi czasowe  $Y_t, X_t$  są zintegrowane tego samego rzędu  $I(d)$  i istnieje kombinacja liniowa  $Y_t, X_t$  która jest rzędu  $I(b)$  ( $b < d$ ) to takie szeregi nazywamy skointegrowanymi rzędu  $d, b$  co w skrócie zapisuje się jako (Charemza, Deadman 1997):

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} \sim CI(d, b).$$

Szczególnie interesujący przypadek kointegracji występuje gdy zmienne  $Y_t, X_t$  są zintegrowane stopnia  $I(1)$ . Można wtedy zapisać następujące równanie (Charemza, Deadman 1997):

$$Y_t = \beta * X_t + \varepsilon_t.$$

W takim wypadku zmienne są skointegrowane jeśli  $\varepsilon_t \sim I(0)$ .  $\varepsilon_t$  interpretuje się jako krótkookresowe odchylenie od stanu równowagi wyznaczonego przez parametr kointegracyjny  $\beta$ . Kointegracja między zmiennymi zapewnia, iż będą one podążały do wspólnego stanu równowagi w długim okresie, wykazując pewne wspólne cechy jak na przykład wspólny trend.

Opisane zagadnienie kointegracji pozwala na modelowanie długookresowych zależności między szeregami czasowymi. Narzędzie to jest użyteczne w badaniu relacji PPP, gdyż pozwala na przeanalizowanie tej zależności, mimo krótkookresowych odchyłeń od trendu.

Podstawowym i najpopularniejszym testem do wykrywania niestacjonarności jest test Dickey-Fullera, który z czasem został uogólniony do ulepszonej wersji nazywanej rozszerzonym testem Dickey-Fullera. Hipotezą zerową w teście ADF jest niestacjonarność zmiennej losowej, zaś hipotezą alternatywną jej stacjonarność (Charemza, Deadman 1997).

Często używanym w praktyce bywa także test znany pod nazwą KPSS, pochodząca od wynalazców tej statystyki testowej: Kwiatkowskiego, Philipsa, Schmidta i Shina. Zasadniczą różnicą między testem KPSS, a testem Dickey-Fullera jest przeciwna hipoteza zerowa. W teście KPSS jest nią stacjonarność badanej zmiennej losowej, alternatywną zaś jej niestacjonarność (Charemza, Deadman 1997).

Statystyczne badanie niestacjonarności zmiennych rozpoczęto od zastosowania testu KPSS do logarytmów nominalnych kursów. Uzyskana została niestacjonarność kursów (tabela 2). Następnie zbadana została niestacjonarność kolejnych różnic (tabela 3).

**Tabela 2. Wyniki testu KPSS dla kursów walutowych**

Logarytm	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Konkluzja
JPY/USD	1,99	0,609	Niestacjonarność
GBP/USD	2,98	0,888	Niestacjonarność
GBP/JPY	1,89	0,661	Niestacjonarność

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 3. Wyniki testu ADF dla pierwszych różnic kursów walutowych**

$\Delta$ logarytmu	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Konkluzja
JPY/USD	-9,458	-2,886	Stacjonarność
GBP/USD	-9,669	-2,886	Stacjonarność
GBP/JPY	-8,958	-2,886	Stacjonarność

Źródło: opracowanie.

Wyniki testu potwierdzają wcześniejsze przypuszczenia odnośnie stacjonarności pierwszych różnic kursów. Obliczone wartości statystyk należy rozpatrywać inaczej niż w wypadku testu KPSS. Wartości bezwzględne DF są większe od bezwzględnych wartości krytycznych co skutkuje odrzuceniem hipotez zerowych, a więc wszystkie przyrosty są stacjonarne.

Przeprowadzone testy udowodniły pierwszy stopień zintegrowania kursów walutowych. Kolejnym krokiem jest przeprowadzenie analogicznego postępowania dla szeregów czasowych logarytmów poziomów cen indeksów CPI i PPI dla poszczególnych krajów.

Analizę stacjonarności szeregów logarytmów cen rozpoczęto od testu KPSS (tabela 4). Test ten wskazał na odrzucenie hipotezy o stacjonarności badanych logarytmów indeksów cenowych. W celu ustalenia stopnia integracji przeprowadzono test ADF dla pierwszych przyrostów logarytmów poziomów cen (tabela 5).

**Tabela 4. Wyniki testu KPSS dla poziomów cen**

Logarytm		Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Konkluzja
Japońskie	CPI	3,29	1,67	Niestacjonarność
	PPI	2,76	1,4	Niestacjonarność
Brytyjskie	CPI	3,88	1,95	Niestacjonarność
	PPI	3,59	1,82	Niestacjonarność
Amerykańskie	CPI	3,73	3,73	Niestacjonarność
	PPI	3,22	1,62	Niestacjonarność

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 5. Wyniki testu ADF dla pierwszych przyrostów cen**

Logarytm $\Delta$		Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Konkluzja
Japońskiego	CPI	-4,785	-2,886	Stacjonarność
	PPI	-7,147	-2,886	Stacjonarność
Brytyjskiego	CPI	-6,097	-2,886	Stacjonarność
	PPI	-3,661	-2,886	Stacjonarność
Amerykańskiego	CPI	-4,666	-2,886	Stacjonarność
	PPI	-7,282	-2,886	Stacjonarność

Źródło: opracowanie własne.

Dla pierwszych przyrostów logarytmów badanych indeksów cenowych uzyskano odrzucenie hipotezy zerowej testu ADF. Wszystkie testowane zmienne są stacjonarne, co prowadzi do wniosku, iż zmienne logarytmów poziomów cen są zintegrowane rzędu  $I(1)$ .

Podsumowując analizę stacjonarności należy stwierdzić, że zarówno kursy walutowe, jak i indeksy cen są zintegrowane rzędu  $I(1)$ . Zarówno



logarytmy nominalnych kursów walutowych, jak i logarytmy indeksów cenowych po pierwszym zróżnicowaniu dają zmienną stacjonarną.

Estymowany będzie wcześniej wyprowadzony model na logarytmach kursu i poziomów cen:

$$e_t = \alpha + \beta^{HC} * p^{HC}_t + \beta^{FC} * p^{FC}_t + \varepsilon_t$$

Estymacja zostanie dokonana na badanych w pracy walutach: JPY/USD, GBP/JPY oraz GBP/USD. Regresje przeprowadzono względem zarówno indeksu CPI, jak i indeksu PPI.

**Tabela 6. Wyniki regresji logarytmu kursu JPY/USD**

	<b>CPI</b>	<b>PPI</b>
Ln indeksu cen japońskich	0,17227 (0,10153)	0,77874 (*) (0,10687)
Ln indeksu cen amerykańskich	-0,85501 (*) (0,06371)	-1,14362 (*) (0,04630)
Stała	4,76595 (*)	4,76679 (*)
R <sup>2</sup>	0,8678	0,8540
F	518,69	447,42

(\*) oznacza istotność na poziomie 5%, w nawiasach podano błędy standardowe

Źródło: opracowanie własne.

Jako pierwsze przedstawione zostaną wyniki regresji USD/JPY względem logarytmów poziomów cen w obu krajach. Wyniki tej regresji, uzyskane przy pomocy programu Stata, zaprezentowano w tabeli 6. Zmienne istotne statystycznie zostały oznaczone gwiazdką. W badaniu przyjęty został 5% poziom ufności i będzie on stosowany we wszystkich przeprowadzonych testach.

Poddawany regresji model ma zlogarytmowane wszystkie zmienne, to też wyliczone estymatory parametrów regresji są elastycznościami kursu walutowego względem poziomów cen w Japonii oraz Stanach Zjednoczonych.

Otrzymane estymatory parametrów przy logarytmach indeksów cen konsumpcyjnych mają (zgodnie z PPP) przeciwne znaki – wyniki to odpo-

wiednio 0,17 dla cen japońskich i -0,85 dla cen amerykańskich. Estymator przy cenach japońskich jest zdecydowanie różny od jedności, ponadto jest nieistotny statystycznie.

W kolumnie trzeciej umieszczono wyniki uzyskane z przeprowadzenia analogicznej procedury z użyciem indeksu cen dóbr przemysłowych PPI. Zmiana indeksów powoduje uzyskanie wyników bliższych parytetowi siły nabywczej.

Szczególną uwagę należy poświęcić współczynnikom uzyskanym w regresji kursu walutowego względem logarytmów PPI. Dla logarytmu poziomu cen dóbr przemysłowych w Stanach Zjednoczonych wartość ta wynosi (-1.14), co jest relatywnie bliskie (-1) wynikającej z PPP. Parametr przy cenach japońskich dóbr przemysłowych wyniósł 0,78, co jest wartością znacznie mniejszą od jedynki, jednakże znak wpływu przewidywany przez parytet został zachowany.

**Tabela 7. Wyniki regresji logarytmu kursu GBP/JPY**

	<b>CPI</b>	<b>PPI</b>
Ln indeksu cen japońskich	-0,05754 (0,11751)	-0,67418 (*) (0,02783)
Ln indeksu cen brytyjskich	0,70285 (*) (0,05052)	0,89605 (*) (0,10228)
Stała	-5,21925 (*)	-5,22660 (*)
R <sup>2</sup>	0,9233	0,9227
F	950,78	913,09

(\*) oznacza istotność na poziomie 5%, w nawiasach podano błędy standardowe

Źródło: opracowanie własne.

Zmiana indeksów cenowych znacznie przybliżyła wyniki estymacji do wartości wynikających z teorii parytetu siły nabywczej. Dzięki uwzględnieniu w badaniu jedynie dóbr, które w znacznie większej mierze można uznać za handlowe, uzyskano istotność wszystkich zmiennych oraz spowodowano uzyskanie wektora parametrów regresji bardziej zgodnego z przewidywanym przez teorię PPP.

Tabela numer 7 opisuje wyniki regresji liniowej logarytmu kursu GBP/JPY na logarytmy poziomów cen w Japonii i Wielkiej Brytanii.

Zamiana rozpatrywanych indeksów CPI na indeks dóbr przemysłowych spowodowała uzyskanie wyników bliższych teorii parytetu. Estymator wpływu japońskiego poziomu cen znacznie zbliżył się do poziomu wynikającego z absolutnego PPP, a więc (-1). Rezultaty te potwierdzają przypuszczenie, iż parytet siły nabywczej jest bliższy spełnienia w wypadku poziomu cen dóbr przemysłowych, niż w przypadku regresji kursu względem indeksów CPI. Współczynnik przy logarytmie brytyjskiego PPI także zbliżył się do jedynki.

**Tabela 8. Wyniki regresji logarytmu kursu GBP/USD**

	<b>CPI</b>	<b>PPI</b>
Ln indeksu cen amerykańskich	-1,09463 (*) (0,12699)	-1,25356 (*) (0,15367)
Ln indeksu cen brytyjskich	0,90641 (*) (0,08701)	0,96904 (*) (0,09651)
Stała	-0,44966 (*)	-0,45940 (*)
R <sup>2</sup>	0,6500	0,6516
F	146,72	143,09

(\*) oznacza istotność na poziomie 5%, w nawiasach podano błędy standardowe

Źródło: opracowanie własne.

Przeprowadzone regresje są najbardziej zgodne z parytetem siły nabywczej spośród dotychczas wykonanych. W odróżnieniu od poprzednich przypadków estymatory badanego wpływu logarytmów indeksów CPI znajdują się blisko wartości przewidywanych przez parytet siły nabywczej. Współczynniki przy logarytmach poziomów cen wyniosły odpowiednio – 1,09 dla Stanów Zjednoczonych i 0,91 dla Wielkiej Brytanii, a więc wartości bezwzględne parametrów są zbliżone do jedności i siebie nawzajem. Ponadto mają przeciwne znaki, co potwierdza kolejną tezę PPP.

Zmiana indeksu cenowego na PPI przyniosła niejednoznaczny efekt. Co prawda estymator przy cenach brytyjskich zbliżył się do jedynki, jednakże wpływ cen amerykańskich oddalił się nieco od minus jedynki wynikającej z PPP. Warto odnotować fakt, iż przypadek kursu walutowego GBP/USD był jedynym, gdzie zaobserwowano relację zbliżoną do parytetu dla indeksów cen konsumpcyjnych.

Z przeprowadzonych regresji można wysnuć następujące wnioski:

- Zmiana indeksu cenowego z opisującego ceny towarów i usług konsumpcyjnych na indeks cen dóbr przemysłowych powodowała otrzymanie wyników bliższych teorii. Wynika to także z tego, iż usługi zaliczane są do szerokiej klasy dóbr niehandlowych. Właśnie między innymi dobra niehandlowe powodują odchylenia od relacji wyznaczonej przez parytet.
- W większości przypadków stwierdzono statystycznie istotną relację między nominalnym kursami, a cenami. Ponadto znaki oszacowanych współczynników są zgodne z teorią PPP.

Jeśli tylko reszty z regresji okażą się stacjonarne to oszacowania parametrów wpływu logarytmów poziomów cen będą wyznaczały wartość długookresowego wpływu zmian cen na nominalny kurs walutowy. Natomiast reszty będą odzwierciedlały wartość krótkookresowych odchyień od stanu równowagi wyznaczanego przez parametry wektora kointegrującego postaci:

$$[1 - \hat{\beta}_{HC} - \hat{\beta}_{FC}] .$$

Aby zweryfikować, czy uzyskane wcześniej wektory rzeczywiście opisują długookresową relację między logarytmami kursów nominalnych i poziomów cen przeprowadzono testy stacjonarności reszt. Jeśli reszty okażą się stacjonarne, zostanie udowodniona kointegrująca zależność między zmiennymi. W poniższej tabeli zawarto wyniki przeprowadzonych testów ADF dla reszt.

**Tabela 9. Stacjonarność reszt**

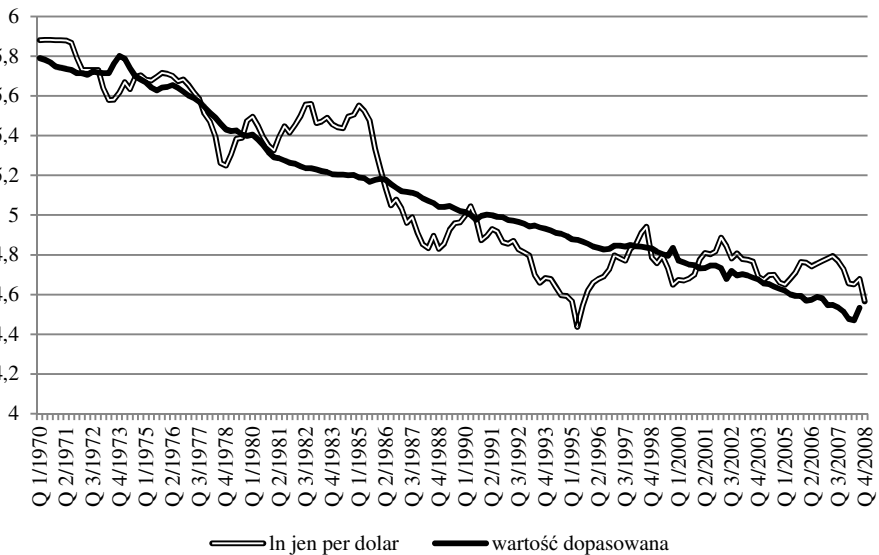
Regresja źródłowa reszt		ADF	Konkluzja
logarytm kursu JPY/USD	ln(CPI)	-2,847	Niestacjonarność
	ln(PPI)	-3,020	Niestacjonarność
logarytmu kursu GBP/JPY	ln(CPI)	-3,480	Niestacjonarność
	ln(PPI)	-3,248	Niestacjonarność
logarytmu kursu GBP/USD	ln(CPI)	-3,735	Niestacjonarność
	ln(PPI)	-2,996	Niestacjonarność

Źródło: opracowanie własne.

Dla wszystkich zbadanych reszt z regresji testy nie odrzuciły niestacjonarności. Wartość krytyczna testu ADF (bez trendu) dla 150 obserwacji

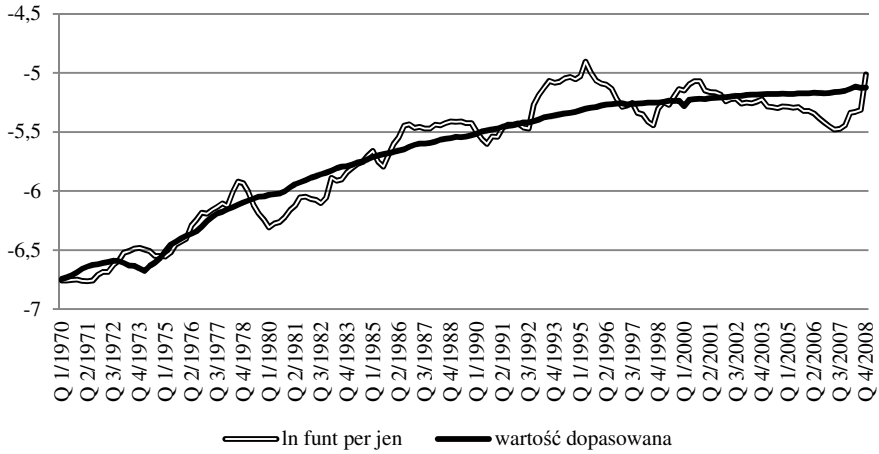
i dwóch zmiennych, między którymi badamy kointegrację wynosi  $-3,77$ . Wszystkie uzyskane wartości ADF są większe od wartości krytycznej dlatego nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niestacjonarności. Niestacjonarność reszt powoduje odrzucenie hipotezy o istnieniu relacji kointegrującej między logarytmem kursów walutowych, a logarytmami indeksów cenowych dla badanych par krajów utworzonych z następujących państw: Japonii, Wielkiej Brytanii i Stanów Zjednoczonych. W konsekwencji nie da się formalnie dowieść istnienia relacji równowagi opartej na parytecie siły nabywczej dla badanych krajów w latach 1970–2009. Należy zwrócić jednak uwagę, iż wartości testów ADF znajdują się relatywnie blisko wartości krytycznych dla 5% poziomu ufności. Poniżej zamieszczono wykresy logarytmów badanych kursów walutowych oraz wartości dopasowanych wynikających z długookresowej równowagi estymowanej wcześniej metodą najmniejszych kwadratów względem logarytmów indeksów PPI.

**Wykres 4. Wartości rzeczywiste i dopasowane logarytmu kursu JPY/USD**



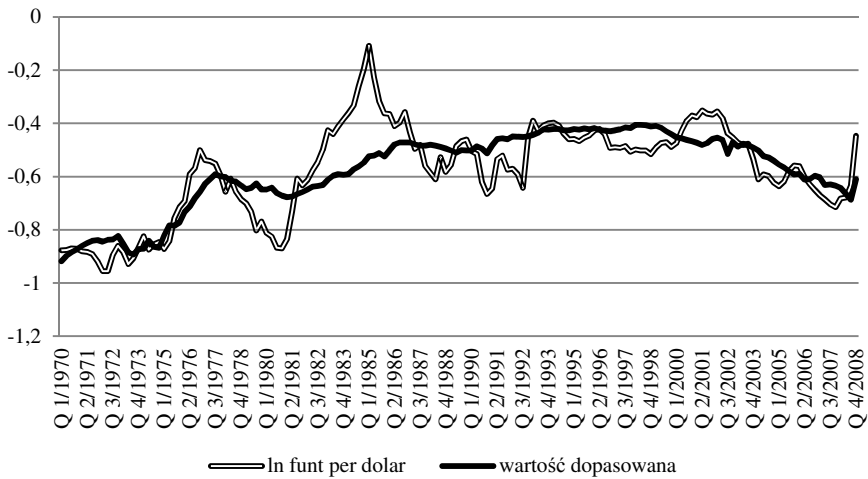
Źródło: opracowanie własne.

**Wykres 5. Wartości rzeczywiste i dopasowane logarytmu kursu GBP/JPY**



Źródło: opracowanie własne.

**Wykres 6. Wartości rzeczywiste i dopasowane logarytmu kursu GBP/USD**



Źródło: opracowanie własne.

Wnioskiem płynącym z powyższych wykresów jest to, iż wartości dopasowane relacji długookresowej charakteryzują się podobnym do wartości obserwowanych przebiegiem w czasie. Jednakże we wszystkich wypadkach zbyt duże odchylenia od relacji równowagi powodują odrzucenie hipotezy o parytecie siły nabywczej jako relacji kointegrującej. Szeregi reszt nie spełniają definicji stacjonarności z powodu zbyt dużej zmienności wariancji w czasie, przez co kointegracja dla zebranych danych okazała się niemożliwa do udowodnienia.

Michael Rosenberg w swojej książce zwraca uwagę na sporą długość cykli ruchów nominalnego kursu wymiany dolara (Rosenberg 2003). Długości te często przekraczały wielkość innych typowych cykli gospodarczych zarówno w Stanach Zjednoczonych jak i na świecie. Cykle dolara trwały średnio 5 lat, w szczególnych przypadkach znacznie przekraczając nawet tę wartość. Na koniec każdego większego cyklu dolar wykazuje tendencje do przestrzelenia długookresowego kursu równowagi. Powstają wtedy znaczne odchylenia od wartości szacowanej z PPP, co powoduje poważne stany nierównowagi wewnętrznej i zewnętrznej nie tylko w Stanach Zjednoczonych, ale także w Europie i Japonii. Kiedy odchylenia osiągają poziom powszechnie uznawany za krytyczny, siły rynkowe prowadzą do końca przestrzelenia, co kończy cykl i prowadzi do powrotu do relacji wynikającej z parytetu siły nabywczej. Mimo, że w badaniu uwzględniono obserwacje z 40 lat, proces powrotu do równowagi jest prawdopodobnie zbyt długi w stosunku do analizowanego okresu, co może powodować niestacjonarność reszt i odrzucenie hipotezy o kointegracji. Być może wydłużenie czasu obserwacji sprawiłoby, iż stacjonarność reszt oraz kointegracja stałyby się możliwe do udowodnienia.

Wyniki testów kointegracji są zgodne z innymi badaniami prowadzonymi w literaturze. Zhenhui Xu (Zhenhui 2003) w swojej pracy odrzuca długookresowe działanie parytetu siły nabywczej, przy założeniu a priori dokładnej zależności PPP na temat wpływu poziomów cen. Badał on kursy wybranych ośmiu państw o najbardziej rozwiniętych gospodarkach. A. Serletis i P. Gogas (Gogas, Serletis 2004) także nie znaleźli dowodu na rzeczywiste istnienie długookresowej relacji PPP dla dolara, jena i niemieckiej marki. Zauważają jednak, iż użycie indeksów PPI zamiast indeksów cen konsumenckich znacznie przybliży wartości testów do tych potwierdzających hipotezy o kointegracji.

Jednakże istnieją prace potwierdzające występowanie kointegracji między cenami a kursem. R. McNown oraz M. Wallace (McNown, Wallace 1989) w swoim badaniu przeanalizowali pary krajów dotkniętych w przeszłości wysoką inflacją. Wyniki testów dla Argentyny, Chile, Brazylii i Izraela z użyciem PPI dowodzą istnienie długookresowej zależności wynikającej z parytetu siły nabywczej. Jednocześnie wskazują oni, iż prze-

strzelenia kursów i polityka rządów znacznie wydłuża powrót kursu walutowego na ścieżkę długookresowej równowagi zgodnej z PPP.

H. Kim (Kim 1998) próbował rozwiązać niezgodność otrzymanywanych parametrów długookresowego wpływu cen na kurs poprzez wydłużenie badanej próby, co w dużym stopniu usunęło obciążenie estymatorów. Analizując próbę opisującą lata 1900-1987 nie tylko odrzucił on hipotezę o braku kointegracji dla badanych par walut, ale otrzymał także współczynniki zaskakująco bliskie teorii parytetu siły nabywczej.

## ZAKOŃCZENIE

Parytet siły nabywczej jest zjawiskiem niezwykle trudnym do empirycznej weryfikacji. Mimo, iż wymaga on spełnienia szeregu nierealistycznych założeń, nominalny kurs walutowy wykazuje czasami tendencję do zbieżności w kierunku długookresowego stanu równowagi wyznaczonego przez relację cen w poszczególnych krajach. Zaobserwowane zjawisko ma swoje uzasadnienie w teorii makroekonomii gospodarki otwartej.

Jest wiele czynników powodujących odstępstwa od parytetu. Można wskazać tutaj: cła i koszty transakcyjne w handlu międzynarodowym, występowanie dóbr niehandlowych i efekt Balassy-Samuelsona, zmiany długookresowego realnego kursu równowagi, a także krótkookresowe odchylenia opisane przez model przestrzelenia kursu walutowego Dornbuscha. Krótkookresowa sztywność cen, przy jednoczesnej pełnej elastyczności kursów nominalnych sprawia, iż PPP należy interpretować jedynie jako możliwość długookresowego stanu równowagi, a nie dosłowną zależność spełnioną w każdym momencie czasu.

Przeprowadzone analizy wydają się świadczyć o niewystępowaniu długookresowej zależności między cenami, a kursami walutowymi zbliżonej do wynikającej z teorii – formalna weryfikacja nie pozwoliła na potwierdzenie istnienia dokładnej relacji długookresowej przewidywanej przez parytet siły nabywczej. Dla wszystkich badanych kursów walutowych nie wykazano istnienia relacji kointegrującej, która byłaby spełniania mimo krótkookresowych odchylenia od parytetu. Jest to zgodne z innymi badaniami prowadzonymi o podobnym okresie analizy (Wejner 2008).

Testy stacjonarności realnych kursów walutowych także nie dostarczyły dowodów na to, iż zachowują się one jak szereg słabo stacjonarny. Jest to konsekwencją wcześniejszych wniosków o zbyt długich cyklach odchylenia od relacji parytetu siły nabywczej, co skutkuje formalnym brakiem podstaw do pozytywnej weryfikacji teorii PPP w analizowanych krajach.

Należy jednak podkreślić, że w najnowszych badaniach realnych kursów walutowych wykorzystuje się bardzo długie szeregi czasowe. W tych



analizach stosowane są także bardziej zaawansowane metody ekonometryczne, szczególnie modele panelowe. Pozwalają one na udowodnienie stacjonarności realnych kursów walutowych i wskazują na bardzo długi, trwający nawet do 5 lat, okres powrotu do długookresowej relacji PPP po wystąpieniu wahań.

## LITERATURA

- Charemza W., Deadman D. (1997), *Nowa ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne. Warszawa.
- Chmielewski T. (2003), *Od kursu płynnego do unii monetarnej. Znaczenie efektu Balassy – Samuelsona*, Warszawa, [http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/publikacje/materialy\\_i\\_studia/informacja.html](http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/publikacje/materialy_i_studia/informacja.html).
- Coe P., Serletis A. (2002), *Bound tests of theory of PPP*, “Journal of Banking & Finance”, No. 26.
- Eiteman, Stonehill, Moffett (2007), *Multinational Business Finance*, Pearson. Addison Wesley.
- Johnson P. (1991), *Aggregate price indexes, cointegration and test of the PPP hypothesis*, “Economic Letters”, No. 36.
- Krugman P.R., Obstfeld M. (2007), *Ekonomia międzynarodowa. Teoria i polityka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Lo M., Wong S. (2006), *What explains the deviations of PPP across countries? International evidence from macro data*, “Economic Letters”, No 91.
- McNown R., Wallace M. (1989), *National price levels, PPP and cointegration: a test of four high inflation economies*, “Journal of International Money and Finance”, No 8.
- Moosa I., Bhati R. (1997), *International Parity Conditions. Theory, Econometric Testing and Empirical Evidence*, Macmillan Press LTD. Great Britain.
- Rosenberg R.M. (2003), *Exchange – Rate Determination*, The McGraw – Hill, Nowy Jork.
- Serletis A., Gogas P. (2004), *Long horizon regression tests of the theory of PPP*, “Journal of Banking & Finance”, No. 28.
- Shapiro A. (1983), *What does PPP mean?*, “Journal of International Money and Finance”, No. 2.
- Wejner P. (2008), *Parytet siły nabywczej jako wyznacznik realnego kursu walutowego*, [http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/publikacje/materialy\\_i\\_studia/informacja.html](http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/publikacje/materialy_i_studia/informacja.html)
- Zhenhui X. (2003), *PPP, price indices and exchange rate forecasts*. “Journal of International Money and Finance”, No. 22.

