

Katarzyna Czech

**ANOMALIA PREMII TERMINOWEJ
NA RYNKU
JENA JAPOŃSKIEGO**

Wydawnictwo SGGW
Warszawa 2016

© Copyright by Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2016

Recenzenci: prof. dr hab. Stanisław Stańko
dr hab. Piotr Wdowiński, prof. UŁ

Redaktor – Jan Kiryłow
Redaktor techniczny – Zofia Orłowska
Korekta – Dominika Cichocka

ISBN 978-83-7583-725-4

Wydawnictwo SGGW
ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa
tel. 22 593 55 20 (-22, -25 – sprzedaż), fax 22 593 55 21
e-mail: wydawnictwo@sggw.pl
www.wydawnictwosggw.pl

Druk: Polimax s.c., ul. Nowoursynowska 161 L, 02-787 Warszawa

Spis treści

Wstęp	5
1. Podstawowe teorie kursu walutowego	11
1.1. Charakterystyka rynku walutowego	11
1.2. Podstawowe modele kursów walutowych	23
2. Teoria parytetu stóp procentowych	31
2.1. Zabezpieczony i niezabezpieczony parytet stóp procentowych	31
2.2. Anomalia premii terminowej	43
3. Niezabezpieczony parytet stóp procentowych na rynku jena japońskiego	55
3.1. Strategie walutowe <i>carry trade</i> na przykładzie Japonii	55
3.2. Zastosowanie liniowego modelu ekonometrycznego w testowaniu niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych na rynku jena japońskiego	64
4. Zastosowanie nieliniowych modeli ekonometrycznych w wyjaśnieniu anomalii premii terminowej na rynku jena japońskiego	75
4.1. Anomalia premii terminowej a zmienność kursu walutowego – model przełącznikowy Markowa	75
4.2. Premia za ryzyko na rynku jena japońskiego. Modele klasy GARCH-M	84
Podsumowanie	103
Bibliografia	107



Wstęp

W warunkach gospodarki rynkowej kurs walutowy jest kształtowany przede wszystkim przez popyt i podaż. Popyt na waluty obce uzależniony jest w głównej mierze od wysokości wydatków na import dóbr i usług, poziomu transferów za granicę, krajowych inwestycji bezpośrednich i portfelowych za granicą oraz wzrostu rezerw dewizowych. Z kolei najważniejsze czynniki wpływające na wysokość podaży waluty obcej to wpływy z eksportu dóbr i usług, rozmiar dopływów waluty zagranicznej, w tym między innymi transfery otrzymane z zagranicy, rozmiar zagranicznych inwestycji bezpośrednich i portfelowych w kraju oraz spadek rezerw dewizowych. Duży wpływ na poziom równowagi na rynku walutowym ma również aktualny i oczekiwany stan gospodarki danego kraju. Nie należy jednak zapominać o tym, że niezwykle istotnym czynnikiem wpływającym na poziom cen na rynku walutowym jest tak zwana spekulacja walutowa.

Kilkadziesiąt lat temu transakcje na rynku walutowym związane były przede wszystkim z międzynarodową wymianą dóbr i usług. Jednak, począwszy od drugiej połowy XX wieku, postępująca liberalizacja rynków finansowych przyczyniła się do znacznego wzrostu transakcji o charakterze spekulacyjnym. Za datę przełomową można uznać rok 1973, kiedy to załamał się system z Bretton Woods i rozpoczęła się era płynnych kursów walutowych. Podpisane w lipcu 1944 r. porozumienie z Bretton Woods nakładało na państwa obowiązek zastosowania określonej polityki monetarnej, nastawionej na utrzymanie walutowych kursów wymiany w jednoprocentowym przedziale wahań. Powstał wówczas Międzynarodowy Fundusz Walutowy, a dolar amerykański został uznany za główną walutę międzynarodową, opartą na parytecie złota. Podstawowym celem porozumienia było doprowadzenie do stabilizacji kursów walutowych oraz powszechnej wymienialności walut państw członkowskich na złoto. Wraz z rozwojem handlu międzynarodowego system Bretton Woods generował problem zwany dylematem Triffin [Triffin 1960]. Nie jest bowiem możliwe zapewnienie swobody przepływów kapitałowych, liberalizacji przepływów finansowych i utrzymanie niezależnej polityki pieniężnej przy jednoczesnym zagwarantowaniu sztywnego kursu walutowego. W 1973 r. doszło do dewaluacji dolara oraz wprowadzono płynny kurs walutowy, co w efekcie doprowadziło do załamania systemu Bretton Woods.

W ostatnich latach zauważalny jest znaczny wzrost zainteresowania walutową strategią spekulacyjną *carry trade*. Strategia ta polega na zadłużeniu się w walucie kraju o niskich stopach procentowych (np. Japonia), a następnie ulokowaniu uzyskanych środków w kraju o wysokich stopach procentowych (np. Nowa Zelandia, Australia). Liczba zawieranych transakcji typu *carry trade* wywiera duży wpływ na kształtowanie się kursów walutowych. Prowadzone na olbrzymią skalę inwestycje w krajach o wyższym koszcie pieniądza przyczyniają się do wzrostu

wartości waluty tych krajów. Z kolei duży odpływ kapitału z krajów o niskiej stopie procentowej przyczynia się do deprecjacji ich waluty. Taki kierunek zależności między stopą procentową a kursem walutowym przeczy teorii niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych (ang. *uncovered interest rate parity*, UIP), która przyjmuje, że waluty krajów o wysokich stopach procentowych mają tendencję do deprecjacji, a waluty krajów o niskich stopach procentowych do aprecjacji. Ten odmienny kierunek zależności między stopami procentowymi a wartością walut dotyczy jednak najczęściej krótkiego okresu oraz nazywany jest w literaturze anomalią premii terminowej. Należy dodatkowo podkreślić, że zgodnie z parytetem UIP nie powinna istnieć żadna systematyczna różnica w stopie zwrotu z kapitału w walucie krajowej i w walucie zagranicznej. Sama zyskowność walutowych strategii *carry trade* jest zatem sprzeczna z teorią parytetu UIP. Najbardziej popularną walutą wykorzystywaną do finansowania inwestycji w strategiach *carry trade* jest jen japoński i to właśnie tej walucie poświęcone są przedstawione w monografii badania.

W literaturze przedmiotu istnieją dwa główne podejścia wyjaśniające odchylenia kursu walutowego od poziomu wynikającego z parytetu UIP. Zgodnie z pierwszym podejściem, niezabezpieczony parytet stóp procentowych nie jest zachowany, gdyż nie jest spełniony warunek racjonalności oczekiwań inwestorów. Zaproponowana przez Mutha mocna wersja hipotezy racjonalnych oczekiwań zakłada, że oczekiwania podmiotów co do zmiennych ekonomicznych równają się rzeczywistej wartości tych zmiennych skorygowanej o błąd prognozy. W drugim podejściu parytet UIP nie jest zachowany, gdyż nie jest spełniony warunek neutralności inwestorów wobec ryzyka. W podejściu tym zakłada się, że inwestorzy mają awersję do ryzyka i oczekują wyższej, niż różnica w stopach procentowych, stopy zwrotu z inwestycji w walucie zagranicznej. Odrzucenie hipotezy parytetu UIP wynika wówczas z istnienia niezerowej premii za ryzyko. W prezentowanych w monografii badaniach, zgodnie z nurtem nowej ekonomii klasycznej, założono racjonalność oczekiwań uczestników rynku. Przyjęto natomiast, że inwestorzy mają awersję do ryzyka, a odchylenia kursu walutowego od poziomu wynikającego z parytetu UIP spowodowane są istnieniem niezerowej, zmiennej w czasie premii za ryzyko.

Niniejsza monografia stanowi podsumowanie badań autorki dotyczących efektywności rynku walutowego, przede wszystkim w odniesieniu do teorii niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Podstawowym celem badań przedstawionych w monografii była identyfikacja przyczyn anomalii premii terminowej na rynku jena japońskiego. W publikacji scharakteryzowano rynek waluty japońskiej oraz przedstawiono historyczne kształtowanie się wartości jena japońskiego przez pryzmat parytetu stóp procentowych, walutowych strategii spekulacyjnych *carry trade* oraz premii za ryzyko. Dodatkowym celem badań była ocena zależ-

ności między zaangażowaniem inwestorów w strategię *carry trade* a wartością waluty japońskiej. Należy tutaj podkreślić, że zdaniem Baillego i Changa [2011] to właśnie strategię *carry trade* odgrywają niezwykle ważną rolę w wyjaśnieniu odchylenia kursu walutowego od poziomu wynikającego z parytetu UIP. Zjawisko to nie zostało jednak jeszcze w pełni zbadane, co tym bardziej świadczy o tym, że niniejsza monografia traktuje o problemach aktualnych i ważnych z punktu widzenia teorii makroekonomii, ekonomii stosunków międzynarodowych czy też finansów międzynarodowych.

Rozważania przeprowadzone w tej monografii dotyczą tylko kursów walutowych w systemie kursów zmiennych. W kwotowaniu bezpośrednim wartość jednostki waluty obcej kwotowana jest w jednostkach monetarnych waluty krajowej, wówczas walutą kwotowaną jest waluta krajowa, a walutą bazową waluta zagraniczna. Należy tutaj dodać, że w poprawnym zapisie matematycznym kursu walutowego waluta kwotowana jest licznikiem, a waluta bazowa mianownikiem. W praktyce rynku walutowego stosowane są bowiem odmienne zapisy i wówczas przykładowo kurs jena japońskiego do dolara australijskiego w kwotowaniu bezpośrednim zapisywany jest jako AUD/JPY (cena jednego dolara australijskiego wyrażona w jednostkach japońskiej waluty), a nie jako JPY/AUD. W dalszej części monografii wszystkie kursy walutowe przedstawiane są w zapisie poprawnym matematycznie, czyli w formie waluta kwotowana/waluta bazowa. Wzrost kursu walutowego oznacza deprecjację waluty kwotowanej i aprecjację waluty bazowej. Z kolei spadek kursu walutowego utożsamiany jest ze wzrostem wartości waluty kwotowanej i spadkiem wartości waluty bazowej.

Do opisu gospodarki Japonii oraz rynku jena japońskiego w latach 1985–2015 wykorzystano dane historyczne rocznych stóp procentowych uzyskane z Ministerstwa Finansów Japonii, dane historyczne cen gruntów miejskich, giełdowego indeksu akcji Nikkei 225 i dziennych kasowych kursów walutowych jena japońskiego do dolara australijskiego (JPY/AUD) pochodzące z bazy Bloomberg. Zaangażowanie inwestorów w walutowe strategie spekulacyjne *carry trade* w jenach japońskich zostało zmierzone na podstawie danych dotyczących liczby otwartych pozycji na rynku kontraktów terminowych na jena japońskiego przez podmioty spekulujące (ang. *non-commercial traders*). Dane te publikowane są w raportach „zaangażowania uczestników rynku” (ang. *Commitments of Traders Report*) przygotowanych przez amerykańską Komisję do spraw Obrotu Giełdowymi Kontraktami Terminowymi (ang. *U.S. Commodity Futures Trading Commission*).

Szczegółowe badania parytetu UIP na rynku waluty japońskiej przeprowadzono dla danych z okresu od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r. Okres ten obejmuje cztery lata poprzedzające pierwszy kryzys finansowy XXI wieku (06.2003–06.2007) oraz cztery lata niepokoju na rynkach finansowych (07.2007–06.2011). Za początek globalnego kryzysu finansowego XXI wieku uznano załamanie na

ryнку kredytów hipotecznych *subprime* w Stanach Zjednoczonych, które nastąpiło na przełomie lipca i sierpnia 2007 r. Zakres czasowy wynika między innymi z dostępności danych oraz z potrzeby wyróżnienia w badanym horyzoncie czasu dwóch równych pod względem trwania, ale różnych pod względem sytuacji na rynkach finansowych, okresów (tj. okresu dużej i małej zmienności cen). Testowanie parytetu UIP na rynku jena japońskiego przeprowadzono na podstawie miesięcznych danych kasowych kursów walutowych jena japońskiego do dolara amerykańskiego (JPY/USD), jena japońskiego do euro (JPY/EUR) i jena japońskiego do dolara australijskiego (JPY/AUD) oraz miesięcznych stóp procentowych pożyczek oferowanych na międzybankowym rynku pieniężnym (tj. LIBOR JPY, LIBOR USD, LIBOR EUR, LIBOR AUD). Powyższe dane zostały uzyskane z bazy Bloomberg. Należy podkreślić, że do badań wybrano kursy walutowe JPY/USD i JPY/EUR, gdyż dolar amerykański i euro to dwie najważniejsze waluty na świecie. Trzeci wybrany kurs walutowy JPY/AUD to z kolei typowa para walutowa wykorzystywana w strategiach *carry trade*.

Identyfikację premii za ryzyko na rynku jena japońskiego przeprowadzono na podstawie miesięcznych danych kursów kasowych JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD, danych miesięcznych kursów terminowych forward JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD, miesięcznych stóp procentowych LIBOR JPY, LIBOR USD, LIBOR EUR, LIBOR AUD oraz danych dotyczących liczby otwartych pozycji na rynku kontraktów terminowych na jena japońskiego. Dane historyczne walutowych kursów kasowych i terminowych oraz dane międzybankowych stóp procentowych zostały uzyskane z bazy Bloomberg. Dane dotyczące liczby otwartych pozycji na rynku kontraktów terminowych pochodzą z raportów Komisji do spraw Obrotu Giełdowymi Kontraktami Terminowymi. Opis premii za ryzyko dla kursu JPY/AUD uzupełniono dodatkowo o analizę 3-miesięcznej zmienności strategii 25-delta *risk reversal* dla kursu JPY/AUD. Dane dotyczące zmienności strategii 25-delta *risk reversal* pochodzą z bazy Bloomberg.

W rozdziale 1 przedstawiono teorię kształtowania się kursu walutowego. Omówiono w nim czynniki określające wysokość kursu walutowego. Szczególną uwagę poświęcono zagadnieniu spekulacji na rynku walutowym. Scharakteryzowano dwie najbardziej popularne walutowe strategie spekulacyjne, tj. *momentum* i *carry trade*. W rozdziale 1 zaprezentowano także podstawowe modele kursów walutowych, w tym teorię parytetu siły nabywczej, modele równowagi kursu walutowego, monetarne modele kursu walutowego oraz podejście portfelowe i mikrostrukturalne w modelowaniu kursu walutowego.

Rozdział 2 poświęcono analizie parytetu stóp procentowych. Zaprezentowano tutaj wykorzystywane w literaturze metody testowania hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych oraz przedstawiono wyniki badań uzyskane przez innych badaczy zajmujących się tym zagadnieniem. W rozdziale 2 scharak-

teryzowano dokładnie problem anomalii premii terminowej i wyszczególniono, na podstawie studium literatury przedmiotu, możliwe jej źródła i przyczyny.

Rozdział 3 zawiera charakterystykę rynku jena japońskiego w odniesieniu do prowadzonej polityki gospodarczej, sytuacji na japońskim rynku akcji i nieruchomości oraz działań japońskiego Banku Centralnego. Szczególną uwagę poświęcono problemowi utrzymujących się przez długi czas niskich stóp procentowych w tym kraju. Należy tutaj podkreślić, że to właśnie niskie stopy procentowe w Japonii spowodowały, że jen japoński stał się jedną z najbardziej popularnych walut finansujących w strategiach spekulacyjnych *carry trade*. W dalszej części rozdziału 3 dokonano weryfikacji hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych na rynku jena japońskiego na podstawie liniowego modelu regresji. Model ten zbudowano dla danych obejmujących cały okres badawczy oraz dodatkowo dla danych podzielonych na dwa podokresy. Analiza regresji przeprowadzona w podokresach umożliwiła dokładną ocenę zależności między przyrostami kursów walutowych a stopami procentowymi.

Rozdział 4 poświęcono problemowi anomalii premii terminowej na rynku jena japońskiego. W pierwszej części tego rozdziału scharakteryzowano związek między istnieniem anomalii premii terminowej a zmiennością kursu walutowego. Założono, że występują dwa odrębne reżimy, gdzie jeden odpowiada okresowi dobrych nastrojów rynkowych i małej zmienności cen, a drugi okresowi o dużej zmienności cen i niepokoju na rynkach finansowych. W monografii wykorzystano heteroskedastyczny model przełącznikowy typu Markowa, w którym przejście między reżimami sterowane jest przez pewien nieobserwowalny proces stochastyczny. Model przełącznikowy Markowa opisany jest przez określenie prawdopodobieństwa przejścia z jednego reżimu do drugiego. W drugiej części rozdziału założono, że anomalia premii terminowej może wynikać z istnienia niezerowej, zmiennej w czasie premii za ryzyko. Badanie premii za ryzyko na rynku jena japońskiego przeprowadzono na podstawie uogólnionego modelu autoregresyjnej heteroskedastyczności warunkowej typu GARCH-M. W modelach klasy GARCH-M zależność wynikająca z niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych ma charakter warunkowy względem zmiennej premii za ryzyko.

Monografię kończy podsumowanie, w którym zaprezentowano najważniejsze wnioski z przeprowadzonych badań, oraz bibliografia.



PODSTAWOWE TEORIE KURSU WALUTOWEGO

1.1. Charakterystyka rynku walutowego

Rynek walutowy to rynek, na którym handluje się walutami [Krugman, Obstfeld 2007]. Jest to rynek zdecentralizowany. Decentralizacja oznacza, że notowania odbywają się bez nadzoru określonej centralnej instytucji. Współczesny rynek walutowy można określić jako rynek pozagiełdowy (ang. *over-the-counter*, OTC). Rynek walutowy spełnia dwie bardzo ważne funkcje, tj. tworzy kurs wymiany walut i umożliwia zarządzanie ryzykiem walutowym. Kurs walutowy to cena waluty danego kraju wyrażona w walucie innego kraju [Bernaś 2006]. Wyróżnia się dwa rodzaje kwotowań kursów walutowych: pośrednie (anglosaskie) i bezpośrednie (europejskie) [Zajac 2005]. W kwotowaniu bezpośrednim wartość jednostki waluty obcej kwotowana jest w jednostkach monetarnych waluty krajowej, wówczas walutą kwotowaną jest waluta krajowa, a walutą bazową waluta zagraniczna. W kwotowaniu pośrednim wartość waluty krajowej jest wyrażona w jednostkach waluty obcej i wtedy walutą kwotowaną jest waluta obca, a walutą bazową waluta krajowa.

Na świecie funkcjonuje około 100 różnych walut, jednak tylko niewielka grupa z nich pełni funkcję pieniądza międzynarodowego. Większość walut ma charakter jedynie lokalny. Można wyróżnić trzy podstawowe czynniki decydujące o roli waluty na rynku międzynarodowym [Dmowski i in. 2010]:

- znacząca pozycja kraju/obszaru;
- powszechne zaufanie do waluty (stabilność polityczna kraju/obszaru);
- posiadanie rozwiniętego rynku finansowego, który zapewni płynność transakcji.

Cykliczną statystykę rynku walutowego prowadzi Bank Rozrachunków Międzynarodowych (Bank for International Settlements, BIS). Co trzy lata publikuje on raport dotyczący stopnia rozwoju rynku walutowego oraz pozagiełdowego rynku instrumentów pochodnych (tzw. Triennial Central Bank Survey). Zgodnie z terminologią przyjętą przez Bank Rozrachunków Międzynarodowych, rynek walutowy obejmuje rynek kasowych transakcji walutowych (tzw. transakcje spot) oraz rynek walutowych instrumentów pochodnych, takich jak walutowe transakcje terminowe (ang. *outright forwards*), swapy walutowe (ang. *foreign exchange swaps*), dwuwalutowe transakcje wymiany płatności odsetkowych (ang. *currency*

interest rate swap, CIRS), opcje walutowe (ang. *currency options*) oraz inne walutowe instrumenty pochodne. Transakcja spot to umowa wymiany określonej kwoty wyrażonej w jednej walucie na jej równowartość w innej walucie, z dostawą najczęściej drugiego dnia po dacie zawarcia transakcji [Chisholm 2011]. Należy podkreślić, że dotyczy to dwóch dni roboczych, przy czym dzień roboczy jest dniem pracy w krajach obu walut. Transakcja terminowa to z kolei transakcja, przy której dostawa następuje w ściśle określonym terminie w przyszłości, natomiast terminowy kurs wymiany ustalany jest w momencie zawierania transakcji.

W tabeli 1 zaprezentowano wyniki badań obrotów na światowym rynku walutowym opracowane przez Bank Rozrachunków Międzynarodowych [Bank for International Settlements BIS 2016].

Z raportów Banku Rozrachunków Międzynarodowych wynika, że w ciągu dwunastu lat od 2001 r. do 2013 r. wartość obrotu dziennego na globalnym rynku walutowym wzrosła ponad 330%. Rynek walutowy to zatem niezwykle ważny i prężnie rozwijający się element rynku finansowego, którego znaczenie z roku na rok jest coraz większe. Między kwietniem 2004 r. a kwietniem 2007 r. nastąpił 72-procentowy wzrost wartości przeciętnego obrotu dziennego. Wzrost ten wynikał w dużym stopniu ze wzrostu transakcji walutowych spot oraz transakcji na rynku walutowych kontraktów swap. Poziom walutowych transakcji spot wzrósł wówczas o 59%, a poziom transakcji na rynku walutowych kontraktów swap wzrósł o około 80% (tabela 1). Z kolei 20-procentowy wzrost, który nastąpił między latami 2007 a 2010 dotyczył przede wszystkim rynku kasowych transakcji walutowych (spot), gdzie średni dzienny obrót walutowy wzrósł o 48%. Bardzo duży, bo aż 60-procentowy, wzrost przeciętnej wartości obrotu dziennego na globalnym rynku walutowym, który nastąpił między latami 2010 a 2013, wynikał

Tabela 1. Struktura transakcyjna globalnego rynku walutowego – średnie dzienne obroty (w mld USD) w latach 2001–2016

Rodzaje transakcji	2001	2004	2007	2010	2013	2016
Kasowe transakcje wymiany walutowej (spot)	386	631	1005	1488	2046	1654
Walutowe transakcje terminowe (outright forward)	130	209	362	475	679	700
Swapy walutowe (foreign exchange swaps)	656	954	1714	1759	2239	2383
Dwuwalutowe swapy na stopę procentową (currency swaps)	7	21	31	43	54	96
Opcje i inne instrumenty finansowe	60	119	212	207	337	254
Całkowity obrót dzienny	1239	1934	3324	3971	5355	5088

Źródło: Opracowanie własne na podstawie raportu Banku Rozrachunków Międzynarodowych [Bank for International Settlements BIS 2016].

głównie z 26-procentowego wzrostu średniego dziennego obrotu na rynku walutowych kontraktów swap oraz 27-procentowego wzrostu średniego dziennego obrotu na rynku kasowych transakcji walutowych (spot). Warto podkreślić, że między kwietniem 2007 r. a kwietniem 2010 r. średni dzienny obrót na rynku kontraktów swap wzrósł jedynie o 51 mld dolarów, co mogło być spowodowane między innymi zawirowaniami, jakie wystąpiły wówczas na globalnym rynku finansowym, w tym na rynku walutowym.

Według raportu Banku Rozrachunków Międzynarodowych [Bank for International Settlements BIS 2016], większość transakcji walutowych dokonywana jest na parach walutowych: EUR/USD, JPY/USD, GBP/USD, AUD/USD i CHF/USD (tabela 2).

Tabela 2. Udziały w obrocie netto na pozagięldowym rynku walutowym w podziale na pary walutowe (w %)

Pary walutowe	2001	2004	2007	2010	2013	2016
USD/EUR	30,0	28,0	26,8	27,7	24,1	23,0
USD/JPY	20,2	17,0	13,2	24,3	18,3	17,7
USD/GBP	10,4	13,4	11,6	9,1	8,8	9,2
USD/AUD	4,1	5,5	5,6	6,3	6,8	5,2
USD/CAD	4,3	4,0	3,8	4,6	3,7	4,3
USD/CNY	0,8	2,1	3,8
USD/CHF	4,8	4,3	4,5	4,2	3,4	3,5
USD/MXN	2,4	2,1

Źródło: Opracowanie własne na podstawie raportu Banku Rozrachunków Międzynarodowych [Bank for International Settlements BIS 2016].

Z wyników zaprezentowanych w tabeli 2 wynika, że udział transakcji walutowych pomiędzy euro i dolarem amerykańskim ulega stopniowemu obniżeniu (z poziomu 30% w 2001 r. do poziomu 23% w 2016 r.). Z kolei w latach 2007–2010 zauważalny był wzrost transakcji przeprowadzonych na parze walutowej JPY/USD. Ten wzrost mógł wynikać między innymi ze zwiększenia liczby transakcji z udziałem jena japońskiego (JPY), co z kolei jest powiązane z dużą aktywnością inwestorów wykorzystujących strategię *carry trader* na rynku walutowym. Dokładny opis strategii *carry trade* znajduje się w dalszej części monografii. Z tabeli 2 wynika również, że począwszy od 2010 r. zauważalny jest duży wzrost obrotu walutami rynków wschodzących, między innymi juana chińskiego (CNY) czy też meksykańskiego peso (MXN).

W latach 2001–2016 największe znaczenie miały waluty takie jak dolar amerykański, euro, jen japoński, funt szterling i australijski dolar [Bank for International Settlements BIS 2016]. W 2004 r. transakcje z udziałem dolara amerykańskiego

stanowiły 88% transakcji ogółem, z udziałem euro 37,4%, a z udziałem jena japońskiego 20,8%. W 2013 r. proporcje te nieznacznie się zmieniły, transakcje z udziałem dolara amerykańskiego stanowiły 87%, z udziałem euro 33,4%, a z udziałem jena japońskiego 23%.

W literaturze przedmiotu wyróżnia się trzy podstawowe systemy kursu walutowego [Misztal 2004]:

- system kursów arbitralnych, gdzie mamy do czynienia ze sztywnym kursem walutowym, ustalonym przez odpowiednie władze monetarne;
- system kursów stałych, gdzie kurs walutowy może się wahać w ustalonych, dopuszczalnych granicach, wyznaczonych przez bank centralny;
- system kursów zmiennych, gdzie kurs walutowy determinowany jest przez popyt i podaż na dane waluty. W systemie tym wyróżnia się dwa podsystemy: brudnego kursu zmiennego i czystego kursu zmiennego. W przypadku pierwszego z nich bank centralny podejmuje pewne czynności w celu stabilizacji waluty danego kraju. W systemie czystego kursu zmiennego bank centralny w ogóle nie interweniuje na rynku walutowym.

Rozważania przeprowadzone w niniejszej monografii dotyczą tylko kursów walutowych notowanych w systemie kursów zmiennych. W systemie tym kurs walutowy determinowany jest przede wszystkim przez popyt i podaż waluty. W sytuacji, gdy podaż danej waluty przewyższa popyt na tę walutę, dochodzi do obniżenia jej wartości, czyli do deprecjacji. Z kolei, gdy popyt na walutę przewyższa jej podaż, to wzrasta wartość tej waluty i wówczas mamy do czynienia z jej aprecjacją. Wyznaczenie czynników determinujących poziom popytu i podaży na walutę stanowi jedno z najważniejszych zagadnień, którym zajmują się ekonomiści specjalizujący się w makroekonomii międzynarodowej [Montiel 2012].

Bożyk i inni [2002] wyróżnili dwie grupy czynników kształtujących popyt i podaż na walutę, tj. czynniki ekonomiczne i czynniki pozaekonomiczne. W tabeli 3 zaprezentowano wyznaczone przez nich determinanty kursu walutowego. Każdy z tych czynników charakteryzuje się odmienną intensywnością oddziaływania na kurs walutowy w poszczególnych podokresach. Inne czynniki wpływają na kurs walutowy w krótkim, a inne w długim okresie.

Duży wpływ na poziom równowagi na rynku walutowym ma aktualny i oczekiwany stan gospodarki danego kraju. Podstawowe mierniki kondycji gospodarczej to dynamika produktu krajowego brutto (PKB), zmiana poziomu stóp procentowych oraz cen. Istnieje ogólnie przyjęta zależność, że wzrost PKB powoduje wzrost wartości waluty danego kraju w stosunku do walut innych krajów. Związek ten wynika między innymi z modelu Balassy-Samuelsona (Balassa [1964], Samuelson [1964]), gdzie zakłada się, że waluty krajów o szybkim wzroście gospodarczym wykazują tendencję do aprecjacji. Gdyby nie wzrost realnej wartości walut, to kraje o wyższej produktywności i wyższych realnych

Tabela 3. Czynniki determinujące poziom kursu walutowego

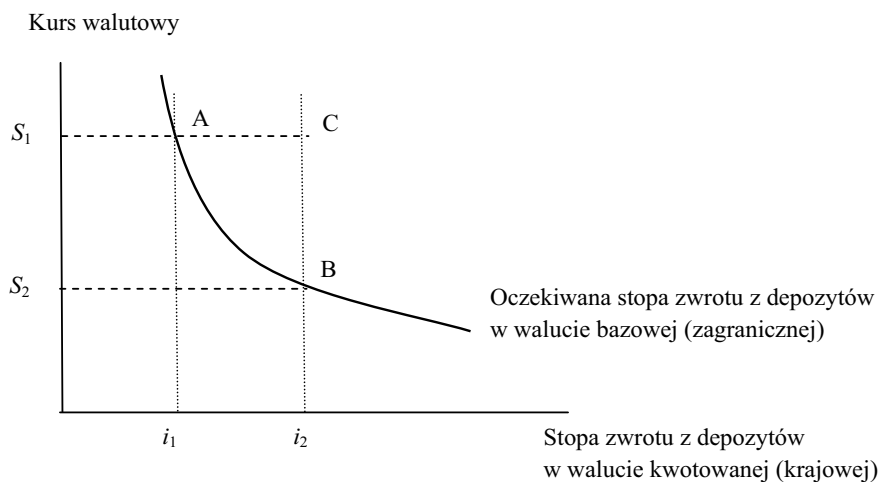
Czynniki ekonomiczne	Czynniki pozaekonomiczne
strukturalne <ul style="list-style-type: none"> • poziom rozwoju i struktura gospodarki • poziom konkurencyjności gospodarki • sytuacja w bilansie płatniczym 	polityczne <ul style="list-style-type: none"> • stopień stabilizacji politycznej • stopień ryzyka politycznego • „szoki polityczne”
techniczne <ul style="list-style-type: none"> • intensywność i struktura przemian technicznych • poziom rozwoju zaplecza technicznego funkcjonowania rynków 	instytucjonalne <ul style="list-style-type: none"> • stosowane rozwiązania systemowe • stopień liberalizacji rynków • stosowana polityka pieniężna i fiskalna • częstość i sposoby interwencji banku centralnego
koniunkturalne <ul style="list-style-type: none"> • tempo wzrostu PKB • tempo inflacji • zmiany stóp procentowych 	psychologiczne <ul style="list-style-type: none"> • oczekiwania społeczeństwa i świata biznesu • poziom ryzyka finansowego

Źródło: Opracowanie własne na podstawie Bożyk P., Misala J., Puławski M. [2002], *Międzynarodowe stosunki ekonomiczne*. Wydanie drugie, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Warszawa, str. 239.

dochodach na mieszkańca (*per capita*) osiągnęłyby zbyt wysoki poziom konkurencyjności, co jest szkodliwe dla wymiany międzynarodowej [Begg i inni 2007]. Duży wzrost wartości waluty danego kraju prowadzi natomiast do wzrostu kosztów eksportu, co zmniejsza atrakcyjność kraju na arenie międzynarodowej. Sama publikacja poziomu wskaźnika PKB rzadko kiedy wywiera istotny wpływ na rynek walutowy. Dzieje się tak, ponieważ inwestorzy na bieżąco obserwują publikacje wszystkich wskaźników cząstkowych wchodzących w skład PKB, tj. konsumpcji, inwestycji, wydatków rządowych i bilansu handlu zagranicznego. Ogólna kondycja gospodarki znana jest zatem dużo wcześniej i publikacja tej danej na ogół potwierdza oczekiwania uczestników rynku [Kochan 2010].

Stopy procentowe to kolejny ważny czynnik determinujący poziom kursu walutowego. Na rysunku 1 przedstawiono zależność między poziomem stóp procentowych a wysokością kursu walutowego.

Uczestnicy rynku określają swój popyt na depozyty w różnych walutach przez porównanie oczekiwanych stóp zwrotu z danych inwestycji. Oczekiwana stopa zwrotu w danej walucie zależy od wysokości stóp procentowych w kraju tej waluty oraz od oczekiwanej zmiany kursu walutowego. Zazwyczaj podwyższenie stóp procentowych prowadzi w krótkim terminie do wzrostu wartości waluty. Na rysunku 1 zaprezentowano, jak wzrost oprocentowania waluty krajowej z poziomu i_1 do poziomu i_2 wpłynie na kurs walutowy S , przy założeniu, że oczekiwany przyszły kurs walutowy jest stały. Kurs walutowy S wyrażony jest w jednostkach waluty kwotowanej za jednostkę waluty bazowej. Spadek kursu walutowego S oznacza spadek wartości waluty bazowej i wzrost wartości waluty kwotowanej. Z rysunku 1 wynika, że wzrost oprocentowania aktywów denominowanych w walucie kwoto-



Rysunek 1. Zmiana stóp procentowych a poziom kursu walutowego

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Krugman P., Obstfeld M. [2007], *Ekonomia międzynarodowa. Teoria i polityka. Tom II*, Wydawnictwo Naukowe PWN, str. 75.

wanej spowoduje spadek kursu z S_1 do S_2 , a zatem przyczyni się do aprecjacji tej waluty. Można zatem przyjąć, że przy innych czynnikach niezmiennych wzrost oprocentowania depozytów w danej walucie przyczyni się do wzrostu wartości tej waluty względem waluty bazowej.

Założenie o stałości oczekiwań odnośnie do przyszłego poziomu kursu walutowego jest jednak niewłaściwe. Poza tym, jeżeli wzrosło oprocentowanie depozytów w walucie krajowej, a dodatkowo waluta ta aprecjonowała, to wysoce prawdopodobne jest, że depozyty w walucie zagranicznej staną się mniej atrakcyjne i wystąpi nadmierna podaż depozytów w walucie zagranicznej oraz nadmierny popyt na depozyty w walucie krajowej. W efekcie oczekiwane stopy zwrotu z tych depozytów będą różne, a rynek walutowy nie będzie w równowadze. Dlatego też teoria parytetu stóp procentowych zakłada, że wraz ze wzrostem oprocentowania danej waluty powinno dojść do jej deprecjacji, gdyż tylko wówczas oczekiwane stopy zwrotu z depozytów w różnych walutach będą równe, a rynek walutowy znajdzie się w równowadze. Teoria parytetu stóp procentowych została dokładnie opisana w rozdziale 2.1.

Kolejnym czynnikiem, który wywiera duży wpływ na kurs walutowy jest zmiana poziomu cen w danych krajach. Związek między cenami a kursem walutowym został opisany między innymi w teorii parytetu siły nabywczej (ang. *purchasing power parity*, PPP). W teorii PPP wyróżnia się dwa podejścia: wersję absolutną i wersję relatywną. W pierwszej z nich kurs walutowy jest równy relacji poziomów cen w danych krajach. Wersja relatywna zakłada natomiast, że procentowa zmiana kursu walutowego między dwiema gospodarkami wyraża procentowe zmiany,

jakie zachodzą w poziomie cen w danych krajach [Drabowski 1985]. Parytet siły nabywczej wskazuje na to, że spadek siły nabywczej pieniądza, a tym samym wzrost poziomu cen w danym kraju, będzie wiązał się ze spadkiem wartości jego waluty. Szybki wzrost krajowej inflacji przyczynia się bowiem do wzrostu względnej konkurencyjności cenowej towarów importowanych, wzrostu deficytu handlowego, spadku wpływów dewizowych, co w rezultacie powoduje deprecjację waluty krajowej względem walut zagranicznych. W krótkim okresie obserwuje się jednak dodatnią zależność między poziomem cen w kraju a wartością waluty. Zjawisko to znane jest w literaturze jako *purchasing power parity puzzle* [Rogoff 1996]. Bardzo często wzrost średniego poziomu cen utożsamiany jest bowiem ze wzrostem stóp procentowych. Z kolei wzrost kosztu pieniądza w danym kraju, tak jak to zostało opisane powyżej, zazwyczaj przyczynia się w krótkim okresie do aprecjacji waluty tego kraju. Zdaniem Rogoffa [1996], jedynie mała część ekonomistów uznaje, że parytet siły nabywczej jest spełniony w krótkim okresie, większość z nich wierzy jednak intuicyjnie w prawdziwość tej teorii w długim okresie.

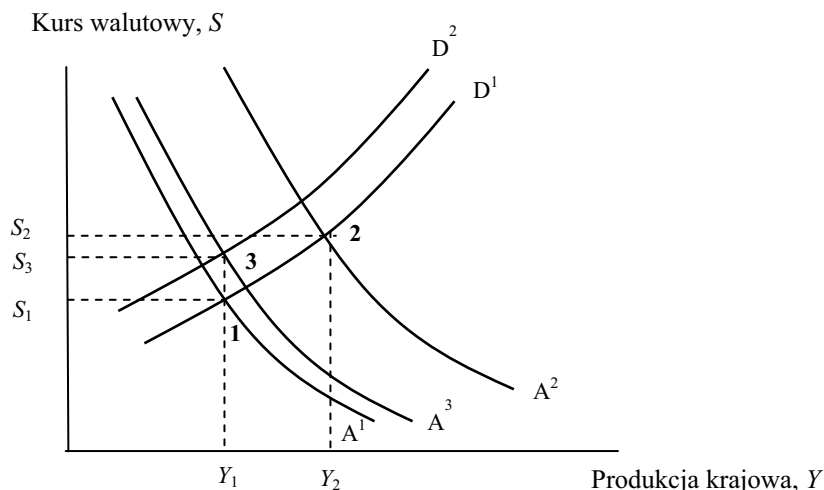
Stabilność polityczna kraju to kolejny czynnik determinujący wartości waluty, który odgrywa dużą rolę zwłaszcza w przypadku walut krajów rozwijających się. Zaufanie uczestników rynku walutowego do rządu danego kraju przyczynia się do stabilizacji wahań kursowych i zwiększa wiarygodność kraju jako partnera gospodarczego na arenie międzynarodowej. Istotny wpływ na kurs walutowy wywiera również polityka ekonomiczna rządu. Efektywność polityki gospodarczej jest uwarunkowana wieloma czynnikami, w tym między innymi stopniem mobilności kapitału. Należy podkreślić, że w warunkach nasilających się procesów integracji rynków finansowych oraz ciągle zmieniającego się klimatu gospodarczego analiza stopnia mobilności kapitału jest bardzo ważna.

Polityka pieniężna oddziałuje na gospodarkę między innymi poprzez zmiany w podaży pieniądza i zmiany poziomu stóp procentowych, natomiast polityka fiskalna oddziałuje poprzez zmiany wydatków rządowych lub zmiany podatków. Mówiąc o polityce pieniężnej, należy się także odnieść do tzw. bezpośredniego celu inflacyjnego. W ostatnich latach podstawowym celem działalności dużej części banków centralnych jest bowiem utrzymanie stabilnego poziomu cen. Przykładowo, omawiana dokładnie w monografii Japonia w lutym 2012 r. wprowadziła cel stabilności cen (ang. *price stability goal*), definiowany jako inflacja mierzona wskaźnikiem CPI nieprzekraczająca 2%. Jednocześnie jednak Japońska Rada Polityki Pieniężnej w latach 2001–2015 prowadziła ekspansywną politykę pieniężną, polegającą między innymi na prowadzeniu programu luzowania ilościowego. W ramach programu luzowania ilościowego Bank Centralny skupował japońskie obligacje skarbowe, przyczyniając się do wzrostu podaży pieniądza.

Na rysunku 2 przedstawiono wpływ wzrostu krajowej podaży pieniądza na kurs walutowy S wyrażony w jednostkach waluty kwotowanej za jednostkę waluty

bazowej, gdzie walutą kwotowaną jest waluta krajowa, a walutą bazową jest waluta zagraniczna. Krzywa D na rysunku 2 obrazuje wszystkie poziomy kursu walutowego i produkcji, przy których rynek produkcji znajduje się w równowadze. Z kolei krzywa A przedstawia wszystkie poziomy kursu walutowego i produkcji przy których rynek pieniężny i rynek walutowy znajdują się w równowadze.

Wzrost podaży pieniądza krajowego spowoduje w krótkim okresie zmianę położenia krzywej A, natomiast nie wpłynie na położenie krzywej D. Przesunięcie krzywej A z poziomu A^1 do A^2 wiąże się ze wzrostem kursu z poziomu S_1 do S_2 oraz wzrostem produkcji z poziomu Y_1 do Y_2 . Punkt 2 na rysunku 2 odpowiada krótkookresowej równowadze gospodarki. W nowym punkcie równowagi kurs walutowy jest wyższy, a zatem wzrost podaży pieniądza przyczynił się w krótkim okresie do deprecjacji waluty krajowej. Dodatkowo, produkcja wzrosła z poziomu Y_1 , odpowiadającego pełnemu zatrudnieniu, do poziomu Y_2 , gdzie produkcja jest powyżej poziomu pełnego zatrudnienia. Presja inflacyjna wywołana żądaniem wyższych płac oraz wzrostem kosztów produkcji prowadzi do wzrostu poziomu cen krajowych. Wzrost cen oznacza z kolei, że produkty krajowe stają się droższe od zagranicznych, co sprzyja wzrostowi importu i hamuje wzrost eksportu. A zatem, wzrost cen krajowych powoduje w długim okresie przesunięcie krzywej D w lewo, z poziomu D^1 do poziomu D^2 (rysunek 2). Dodatkowo, rosnący poziom cen zmniejsza realną podaż pieniądza, co w długim okresie przyczynia się do przesunięcia krzywej A z poziomu A^2 do poziomu A^3 . Stopniowy wzrost poziomu cen wywołany wzrostem podaży pieniądza prowadzi do przesunięcia krzywej A



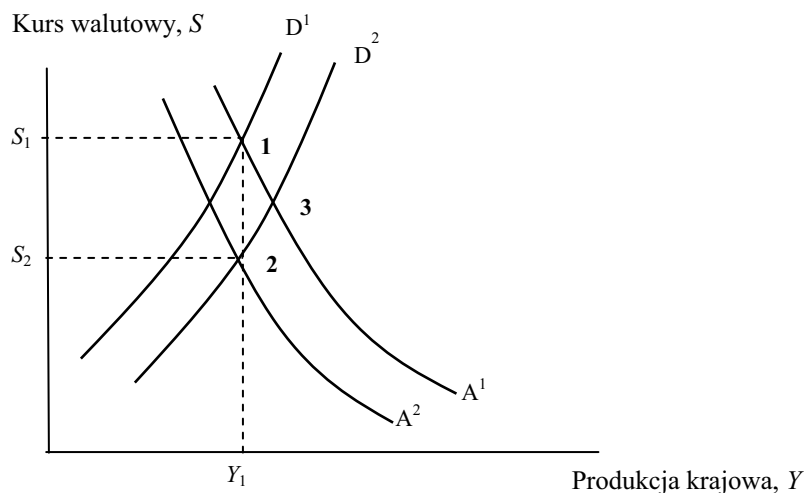
Rysunek 2. Skutki wzrostu podaży pieniądza na poziomie kursu walutowego
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Krugman P., Obstfeld M. [2007], *Ekonomia międzynarodowa. Teoria i polityka. Tom II*, Wydawnictwo Naukowe PWN, str. 202.

i krzywej D do momentu osiągnięcia nowej równowagi długookresowej (punkt 3). Z rysunku 2 wynika, że wzrost poziomu cen krajowych spowodował spadek kursu walutowego z poziomu S_2 do S_3 , a zatem doszło do aprecjacji waluty krajowej, natomiast produkcja wróciła do poziomu Y_1 , odpowiadającego pełnemu zatrudnieniu. Opisane powyżej zależności nawiązują do modelu Dornbuscha [1976]. Model ten nazywany jest często modelem nierównowagi, gdyż w porównaniu z modelem Mundella-Fleminga [Fleming 1962, Mundell 1963] uchylono w nim założenie o stałości cen. Model Mundella-Fleminga został opisany między innymi w pracach Boughtona [2003] i Wdowińskiego [2010].

Wzrost podaży pieniądza wiąże się zazwyczaj z obniżką krajowych stóp procentowych. Zgodnie z parytetem stóp procentowych, spadek stóp procentowych powinien przyczynić się w długim okresie do aprecjacji waluty krajowej. I faktycznie, w długim okresie kurs walutowy spadł z poziomu S_2 do poziomu S_3 (rysunek 2). Podsumowując, wzrost podaży pieniądza spowodował w krótkim okresie silną deprecjację waluty krajowej. Następnie, wzdłuż ścieżki dostosowywania między początkową krótkookresową równowagą (punkt 2) a równowagą długookresową (punkt 3), waluta krajowa aprecjonowała. Początkowy spadek wartości waluty krajowej okazał się być jednak silniejszy od późniejszej jej aprecjacji. Takie zachowanie się kursu walutowego jest przykładem tzw. efektu „przestrzelenia” (ang. *overshooting*). Efekt ten został opisany przez Dornbuscha w 1976 r. Z efektem „przestrzelenia” mamy do czynienia wówczas, gdy początkowa reakcja zmiennej na zakłócenie jest większa od jej reakcji w długim okresie [Romer 2000]. W tym przypadku efekt „przestrzelenia” oznacza, że w krótkim okresie wzrost kursu walutowego przewyższył wzrost podaży pieniądza. Efekt ten wynika z mniejszej elastyczności cen towarów i usług w porównaniu z elastycznością stopy procentowej i kursu walutowego [Wdowiński 2010b].

Na rysunku 3 przedstawiono wpływ ekspansji fiskalnej na poziom kursu walutowego. Ekspansja fiskalna utożsamiana jest ze wzrostem wydatków rządowych lub/i obniżeniem podatków. W rezultacie powoduje ona wzrost zagręgowanego popytu i przesunięcie krzywej D w prawo, z poziomu D^1 do poziomu D^2 (rysunek 3). W przypadku przejściowej ekspansji polityki fiskalnej mamy do czynienia z aprecjacją waluty krajowej oraz wzrostem poziomu produkcji (punkt 3, rysunek 3).

Trwała ekspansja fiskalna zmienia dodatkowo oczekiwania dotyczące kształtowania się kursu walutowego w przyszłości, co zobrazowane jest przesunięciem krzywej A z poziomu A^1 do A^2 (rysunek 3). Zmiana oczekiwań co do kursu walutowego powoduje dodatkową aprecjację waluty krajowej, co w rezultacie zmniejsza wpływ ekspansji fiskalnej na poziom produkcji Y . Jeśli punkt 1 odzwierciedla początkowy stan równowagi długookresowej, to trwały wzrost wydatków rządowych nie ma wpływu netto na produkcję (punkt 2). Trwała ekspansja fiskalna



Rysunek 3. Skutki ekspansji fiskalnej na poziom kursu walutowego

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Krugman P., Obstfeld M. [2007], *Ekonomia międzynarodowa. Teoria i polityka. Tom II*, Wydawnictwo Naukowe PWN, str. 204.

powoduje natomiast długookresową aprecjację waluty krajowej, co zobrazowane jest spadkiem kursu walutowego S z poziomu S_1 do poziomu S_2 .

Zdaniem Lisa [2006], duży wpływ na kształtowanie się kursu walutowego wywierają również oczekiwania odnośnie do przyszłego kształtowania się kursu w wyniku zmian poziomu wymienionych powyżej czynników, a także spekulacje na rynku walutowym. Raporty Banku Rozrachunków Międzynarodowych z lat 2010 i 2013 wskazują na znaczne zglobalizowanie rynku walutowego. Transakcje walutowe zawierane wyłącznie na rynku krajowym stanowiły w 2010 r. jedynie 35% całego obrotu walutowego [Bank for International Settlements BIS 2010]. Dodatkowo, obroty dotyczące transakcji zagranicznych związanych z międzynarodową wymianą dóbr i usług stanowiły jedynie niewielką część całkowitych obrotów walutowych. Zdecydowana większość to transakcje o charakterze spekulacyjnym, mające na celu uzyskanie zysków przy wykorzystaniu istniejących różnic w kursach walutowych. Kilkadziesiąt lat temu transakcje na rynku walutowym związane były przede wszystkim z międzynarodową wymianą dóbr i usług. Jednak, począwszy od drugiej połowy XX wieku, postępująca liberalizacja rynków finansowych przyczyniła się do znacznego wzrostu transakcji o charakterze spekulacyjnym. Za datę przełomową można uznać rok 1973, kiedy to rozpoczęła się era płynnych kursów walutowych. Doszło wówczas do tzw. uwolnienia kursów wymiany najważniejszych walut świata [Chisholm 2011].

Ważnym czynnikiem wpływającym na poziom cen na rynku walutowym jest zatem spekulacja walutowa. Jest ona ściśle powiązana z międzynarodowym prze-

plywem kapitałów. Niekiedy nawet działalność spekulantów jest potrzebna dla sprawnego funkcjonowania rynków walutowych, zapewnia ona bowiem niezbędną płynność tych rynków. Spekulacja walutowa wywiera jednak pozytywny wpływ na rynki walutowe tylko wówczas, gdy sytuacja płatnicza danego kraju jest stabilna. Poprzez dwukierunkowe działania spekulantów, tj. zakup i sprzedaż walut, przyczyniają się oni do zmniejszenia wahań kursów danej waluty. Jeżeli natomiast sytuacja płatnicza kraju nie jest stabilna, to spekulacja ma charakter jedynie jednokierunkowy, tj. gra albo na wzrost, albo na spadek wartości waluty. Takie działanie z kolei prowadzi do destabilizacji waluty danego kraju oraz do zaburzeń na rynku walutowym. Spekulacja walutowa może zatem wywoływać zarówno pozytywne, jak i negatywne skutki dla gospodarki narodowej. Duże znaczenie ma sytuacja płatnicza danego kraju oraz to, czy spekulacje podejmowane są przez podmioty dysponujące kapitałem własnym, czy też pożyczonym [Nacewski, Zabielski 2007]. Na decyzje dotyczące transakcji o charakterze spekulacyjnym wpływają w znacznym stopniu te same czynniki, które wpływają na oczekiwania zmian kursów walutowych. Chodzi tu między innymi o dynamikę PKB, zmiany cen i stóp procentowych, czynniki polityczne, zmiany wydajności pracy, konkurencyjność gospodarki czy też sposób prowadzenia polityki ekonomicznej w danych krajach. Należy jednak zaznaczyć, że niekiedy trudno jest uzasadnić racjonalne działanie spekulantów. Z tego też względu transakcje spekulacyjne traktuje się jako oddzielny czynnik wpływający na poziom kursu walutowego [Budnikowski 2006].

W literaturze przedmiotu opisywane są przede wszystkim dwie walutowe strategie spekulacyjne, tj. strategia *momentum* i strategia *carry trade*. Walutowa strategia *momentum* polega na zajęciu pozycji długiej, czyli kupnie danej waluty, której wartość w przeszłości rosła, lub zajęciu krótkiej pozycji, czyli sprzedaży waluty, której wartość w ostatnim czasie spadała. Strategia *carry trade* polega natomiast na zadłużeniu się w walucie kraju o niskich stopach procentowych, a następnie inwestycji uzyskanych środków w kraju o wysokich stopach procentowych [Burnside i inni 2011]. W monografii szczegółowo omówiono walutowe strategie *carry trade*. Są to bowiem najstarsze i najbardziej popularne walutowe strategie spekulacyjne, których analizie poświęcono wiele publikacji naukowych. Ponadto, zyskowność strategii *carry trade* jest sprzeczna z omawianą i weryfikowaną w monografii teorią niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych.

Waluta kraju o niskich stopach procentowych, w której pożyczane są środki na dalsze inwestycje, określana jest w strategiach *carry trade* jako tzw. waluta finansująca (ang. *funding currency*). Z kolei waluta, w której inwestujemy pożyczone środki to tzw. waluta celowa (ang. *target currency*). Najbardziej popularne waluty finansujące to jen japoński i frank szwajcarski. W literaturze przedmiotu najczęściej cytowaną walutą finansującą jest jednak japoński jen. Japonia jest bowiem krajem względnie stabilnym ekonomicznie, w którym od 1990 r. stopy procentowe

utrzymywane są na bardzo niskim poziomie [Gagnon i Chaboud 2007]. Strategie walutowe *carry trade* we franku szwajcarskim również cieszyły się dużą popularnością, przede wszystkim w okresie bezpośrednio poprzedzającym załamanie na amerykańskim rynku kredytów *subprime*, które nastąpiło w drugiej połowie 2007 r. Galati i inni [2007] oszacowali, że w pierwszym kwartale 2007 r. zobowiązania denominowane we franku szwajcarskim osiągnęły poziom 678 mld dolarów amerykańskich, co stanowi prawie podwojoną wartość produktu krajowego brutto Szwajcarii w 2006 r. Należy tutaj podkreślić, że poziom tych zobowiązań odzwierciedla w pewnym stopniu popularność strategii *carry trade*. Strategie te są bowiem wykorzystywane nie tylko przez inwestorów indywidualnych, ale przede wszystkim przez duże instytucje finansowe, w tym również fundusze hedgingowe (zwane także funduszami arbitrażowymi). Można zatem przypuszczać, że skala działalności inwestorów zaangażowanych w walutowe strategie spekulacyjne ma wpływ na zmienność cen na rynku walutowym.

Zdaniem Brunnermeiera i innych [2008], istnieje silne powiązanie między zmiennością cen na rynku walutowym a liczbą przeprowadzonych transakcji typu *carry trade*. Według tych badaczy, nagły spadek zainteresowania strategią *carry trade* może doprowadzić nawet do kryzysu na rynku walutowym. Należy dodatkowo podkreślić, że rola strategii *carry trade* w kształtowaniu się kursu walutowego wynika przede wszystkim z olbrzymiej skali działalności inwestorów wykorzystujących te strategie. Prowadzone na ogromną skalę inwestycje w krajach o wyższym koszcie pieniądza przyczyniają się do aprecjacji waluty tych krajów. Z kolei duży odpływ kapitału z krajów o niskiej stopie procentowej przyczynia się do znacznej deprecjacji ich waluty. Jednakże w czasie kryzysu, niepokoju na rynkach finansowych, kiedy spada zainteresowanie strategiami *carry trade*, dochodzi do odwrócenia zależności między wysokością stóp procentowych a wartością walut. Wówczas nagły spadek zaangażowania inwestorów w strategię *carry trade* powoduje silne osłabienie walut krajów o wysokich stopach procentowych oraz umocnienie walut krajów o niskich stopach procentowych.

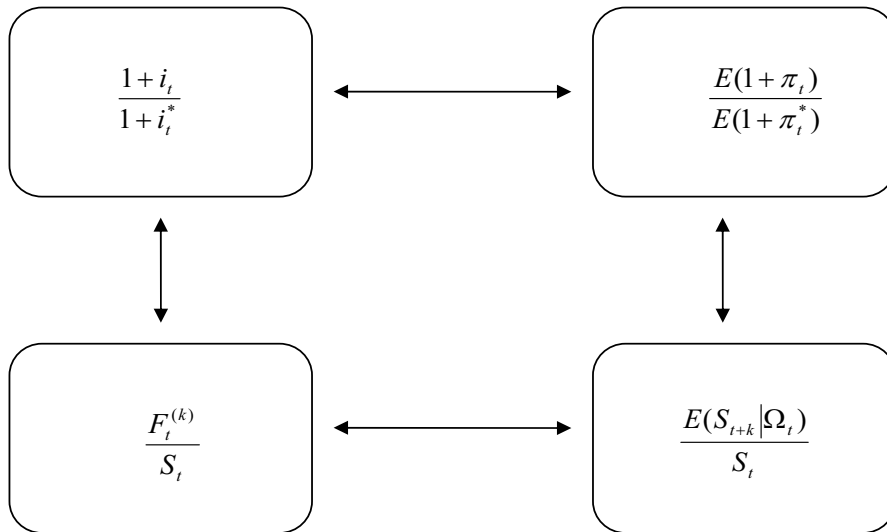
W literaturze przedmiotu wyróżnia się wiele determinantów, które wpływają na wysokość kursów walutowych. Niekiedy jednak na podstawie podstawowych czynników makroekonomicznych trudno jest wyjaśnić ruchy cen na rynku walutowym. Dotyczy to przede wszystkim krótkookresowych wahań kursów, które są znacznie większe niż prognozowane za pomocą modeli ekonomicznych. Obstfeld i Rogoff [2000] są zdania, że w krótkim okresie istnieje niewielki związek między kursem walutowym a fundamentalnymi czynnikami makroekonomicznymi. Zjawisko to nazwane jest w literaturze *exchange rate disconnect puzzle*. Ta wysoka zmienność cen na rynku walutowym może wynikać z dużej działalności spekulantów na tym rynku. W krótkim okresie to nie wymiana zagraniczna ma kluczowy wpływ na kształtowanie się kursów walutowych, lecz transakcje wyini-

kające z inwestycji finansowych. I chociaż w dłuższym okresie ten związek między zmiennymi makroekonomicznymi oraz kursami walut istnieje i jest z reguły istotny statystycznie, to jednak często mamy do czynienia z efektem „przestrzeżenia”. Krótkoterminowe ruchy cen okazują się niejednokrotnie silniejsze od późniejszego dostosowywania się kursów do zmiany czynnika makroekonomicznego i w rezultacie nowa długoterminowa równowaga na rynku walutowym ustala się w punkcie o wyższym/niższym kursie niż wynikający z modelu ekonomicznego. Dlatego też podczas analizy rynku walutowego niezwykle istotna jest ocena działalności spekulantów na tym rynku. Ich oczekiwania odnośnie do przyszłego kształtowania się kursów walutowych i zmiany w ich skłonności do ryzyka to bardzo ważne czynniki, które mają duży wpływ na wysokość kursu walutowego w krótkim, ale również w długim okresie.

1.2. Podstawowe modele kursów walutowych

Teorie kursów walutowych można podzielić na teorie fundamentalne i teorie niefundamentalne. Wśród teorii fundamentalnych wyróżniamy między innymi teorię parytetu siły nabywczej, efekt Fishera, teorię parytetu stóp procentowych, teorię monetarną oraz teorię równowagi portfela. Teorie niefundamentalne dotyczą przede wszystkim sfery psychologicznej, tj. bąbli spekulacyjnych, zachowania uczestników rynku finansowego, opinii ekspertów i analityków rynku walutowego [Chrabonszczewska, Kalicki 1996]. W literaturze przedmiotu dominuje makroekonomiczne (fundamentalne) podejście do modelowania kursów walutowych. W ostatnich latach coraz większego znaczenia nabiera jednak analiza mikrostruktury rynku walutowego. W podejściu tym kładzie się nacisk na interakcje głównych uczestników rynku walutowego oraz wpływ decentralizacji rynku na poziom kursów walutowych.

Na rysunku 4 przedstawiono relacje, na których opiera się wiele ważnych fundamentalnych teorii kursu walutowego: zależności między poziomem stóp procentowych (i), poziomem inflacji (π), walutowym kursem kasowym obowiązującym w czasie t (S_t), walutowym kursem terminowym ustalonym w momencie t dla kontraktów wygasających w momencie $t+k$ ($F_t^{(k)}$) i oczekiwanym walutowym kursem kasowym, który będzie obowiązywał w okresie $t+k$ $E(S_{t+k}|\Omega_t)$. Kurs walutowy wskazuje, ile waluty kwotowanej trzeba zapłacić za jednostkę waluty bazowej. Wzrost kursu walutowego utożsamiany jest ze wzmocnieniem (aprecjacja) waluty bazowej i osłabieniem (deprecjacja) waluty kwotowanej. Z kolei spadek kursu walutowego odzwierciedla spadek wartości waluty bazowej i wzrost wartości waluty kwotowanej. Kurs kasowy (S_t) informuje, za ile ktoś jest skłonny kupić lub sprzedać walutę bazową za walutę kwotowaną na datę waluty spot. Kurs terminowy ($F_t^{(k)}$) uwzględnia wartość pieniądza w czasie. Określa on, za



- $E_t(S_{t+k}|\Omega_t)$ – rynkowe oczekiwania odnośnie do kształtowania się walutowego kursu kasowego S_{t+k} , wykorzystując informację dostępną w czasie t ,
 S_t – wartość kasowego kursu walutowego (spot) w czasie t ,
 $(F_t^{(k)})$ – terminowy kurs walutowy (forward) ustalony w momencie t dla kontraktów wygasających w momencie $t+k$,
 $E(1 + \pi_t)$ – oczekiwana stopa inflacji w kraju waluty kwotowanej,
 $E(1 + \pi_t^*)$ – oczekiwana stopa inflacji w kraju waluty bazowej,
 i_t – nominalna stopa procentowa w kraju waluty kwotowanej,
 i_t^* – nominalna stopa procentowa w kraju waluty bazowej.

Rysunek 4. Podstawowe relacje między stopami procentowymi, inflacją, terminowym kursem walutowym i kursem kasowym oraz oczekiwanym kursem kasowym
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie Brealey R.A., Myers S.C. [2000], *Principles of Corporate Finance*, Irwin McGraw-Hill, p. 793.

ile jednostek waluty kwotowanej można kupić lub sprzedać walutę bazową na określoną datę w przyszłości. Wysokość terminowego kursu walutowego zależy od poziomu kursu walutowego spot, poziomu stóp procentowych w kraju waluty bazowej i kwotowanej oraz od okresu, na jaki zawierana jest transakcja.

Na rysunku 4 przedstawiono między innymi zależność między poziomem inflacji a oczekiwaniami uczestników rynku odnośnie do kształtowania się kursu walutowego w okresie $t+k$. Relacja ta nosi nazwę parytetu siły nabywczej (PPP) i można ją zapisać w następującej postaci:

$$\frac{E(1 + \pi_t)}{E(1 + \pi_t^*)} = \frac{E(S_{t+k} | \Omega_t)}{S_t} \quad (1.1)$$

Parytet siły nabywczej oznacza, że każdy koszyk określonych dóbr homogenicznych powinien mieć taką samą wartość we wszystkich państwach. Teoria parytetu siły nabywczej to jedna z najstarszych i najważniejszych koncepcji wśród teorii kursów walutowych. Podstawowy zarys tej teorii został sformułowany już w XVI wieku przez scholastyków z Uniwersytetu w Salamance. W XIX wieku parytetem siły nabywczej zajmowali się przedstawiciele ekonomii klasycznej, tacy jak D. Ricardo, J.S. Mill, G.J. Goschen czy też A. Marshall [Dornbusch 1985]. Za głównego twórcę obecnego kształtu teorii parytetu siły nabywczej uchodzi jednak szwedzki ekonomista G. Cassel. Jego zdaniem, kurs walutowy jest zdeterminowany przez stosunek realnej siły nabywczej, jaką reprezentują waluty danych państw [Cassel 1918]. Siła nabywcza danej waluty zależy natomiast od poziomu cen w tych krajach. Testowaniem teorii parytetu siły nabywczej zajmowali się między innymi Frenkel [1981], Froot i Rogoff [1995], Syczewska [2002] i Kelm [2013].

Z rysunku 4 wynika dodatkowo, że istnieje powiązanie między wysokością stóp procentowych i poziomem inflacji. Kraj, w którym występuje wysoka stopa inflacji, będzie miał na ogół wyższe stopy procentowe, co rekompensuje stratę wartości pieniądza w czasie. Ten bezpośredni związek nominalnej stopy procentowej z oczekiwaną stopą inflacji nazywany jest efektem Fishera [Najlepszy 2007]. Zależność tę można zapisać następująco:

$$\frac{E(1 + \pi_t)}{E(1 + \pi_t^*)} = \frac{1 + i_t}{1 + i_t^*} \quad (1.2)$$

Z relacji (1.2) wynika, że przy niezmiennych pozostałych czynnikach wzrost poziomu oczekiwanej stopy inflacji w danym kraju spowoduje taki sam wzrost stopy procentowej od depozytów denominowanych w walucie danego kraju. Z kolei spadek oczekiwanej inflacji przyczyni się do spadku stopy procentowej.

Rozbieżność w poziomie stóp procentowych w poszczególnych państwach jest źródłem różnicy między kasowym kursem walutowym (spot) i terminowym kursem walutowym (forward) [Taylor 1989]. Zależność ta nosi nazwę zabezpieczonego parytetu stóp procentowych (ang. *covered interest rate parity*, CIP) i przedstawia się ją następująco:

$$\frac{1 + i_t}{1 + i_t^*} = \frac{F_t^{(k)}}{S_t} \quad (1.3)$$

Z relacji (1.3) wynika, że jeżeli oprocentowanie waluty kwotowanej jest wyższe od oprocentowania waluty bazowej to walutowy kurs terminowy (forward) jest wyższy od walutowego kursu kasowego (spot). Niespełnienie zależności (1.3) umożliwi przeprowadzenie arbitrażu na rynku walutowym. Kolejna zależność

przedstawiona na rysunku 4 nosi nazwę niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych (ang. *uncovered interest rate parity*, UIP).

$$\frac{1+i_t}{1+i_t^*} = \frac{E(S_{t+k}|\Omega_t)}{S_t} \quad (1.4)$$

Parytet UIP zakłada, że relacja oczekiwanego i bieżącego kursu walutowego jest równa relacji stóp procentowych w kraju waluty kwotowanej i waluty bazowej. Ze wzoru (1.4) wynika, że jeżeli stopy procentowe w kraju waluty kwotowanej są wyższe od stóp procentowych w kraju waluty bazowej, to oczekiwany jest wzrost kasowego kursu walutowego. Z kolei wzrost kursu spot oznacza oczekiwane umocnienie waluty bazowej i osłabienie waluty kwotowanej. Niezabezpieczony parytet stóp procentowych wskazuje zatem na istnienie negatywnej relacji między stopami procentowymi a oczekiwaną wartością waluty w danym kraju.

Zaprezentowany w pracy Wdowińskiego [2005] model łączący teorie parytetu PPP i parytetu UIP może posłużyć do wyjaśnienia mechanizmu kształtowania się kursu walutowego w wyniku zmiany wysokości krajowych stóp procentowych. Model ten uwzględnia zarówno czynniki sfery realnej, jak i nominalnej. Zakłada się, że uczestnicy rynku kształtują swoje oczekiwania względem kursu walutowego regresywnie, tj. oczekują deprecjacji (aprecjacji) waluty krajowej, jeżeli kurs bieżący S_t jest niższy od długookresowego kursu równowagi S . Długookresowy kurs równowagi jest zależny od czynników sfery realnej, do których zalicza się wydajność pracy oraz jednostkowe koszty pracy [Wdowiński 2005]. Z hybrydowego modelu PPP-UIP wynika ujemna zależność między krajową stopą procentową a bieżącym kursem walutowym. Wzrost krajowej stopy procentowej powyżej stopy zagranicznej powoduje bowiem spadek bieżącego kursu walutowego poniżej kursu równowagi. W efekcie, zakładając, że rynek dąży do stanu równowagi, powstają oczekiwania wzrostu kursu walutowego, czyli deprecjacji waluty krajowej.

Ze wzorów (1.3) i (1.4) wynika, że relacja terminowego kursu walutowego i bieżącego kursu walutowego jest równa relacji oczekiwanego i bieżącego kursu walutowego (1.5).

$$\frac{F_t^{(k)}}{S_t} = \frac{E(S_{t+k}|\Omega_t)}{S_t} \quad (1.5)$$

Przedstawiona powyżej zależność oznacza, że kurs terminowy ustalony w momencie t dla kontraktów wygasających w momencie $t+k$ ($F_t^{(k)}$) powinien być równy rynkowym oczekiwaniom odnośnie do kształtowania się kursu kaso-

wego, który będzie obowiązywał w okresie $t+k$ ($E(S_{t+k}|\Omega_t)$). Zależność ta prawdziwa jest jednak wówczas, gdy uczestnicy rynku zachowują się racjonalnie i mają neutralny stosunek do ryzyka [Serwa 2009]. Teoria parytetu stóp procentowych została omówiona w rozdziale 2.1.

Powyżej opisane teorie stanowią podstawę wielu innych teorii kursu walutowego. Istnieje wiele modeli kursów równowagi, które opierają się na takich klasycznych teoriach kursów walutowych, jak teoria parytetu siły nabywczej (PPP) czy też teoria parytetu stóp procentowych (CIP i UIP). Przykładowo, ekonomiści Johansen i Juselius [1992], oraz MacDonald i Marsh [1997] zaproponowali tzw. model kursu walutowego równowagi rozszerzony o przepływy kapitałowe (ang. *capital enhanced equilibrium exchange rate*, CHEER), który nawiązuje zarówno do teorii parytetu siły nabywczej (PPP), jak i przepływów kapitałowych związanych z teorią niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych (UIP) [Wdowiński 2010a, Kębłowski i Welfe 2010, Welfe 2013]. W modelu tym nacisk kładziony jest na trwałe odchylenia nominalnych kursów walutowych od teorii parytetu siły nabywczej. Odchylenia te wynikają z różnicy w oprocentowaniu walut danych krajów [Wdowiński 2011]. Z kolei w modelu behawioralnego kursu walutowego (ang. *behavioural equilibrium exchange rate*, BEER) punktem wyjścia jest realny niezabezpieczony parytet stóp procentowych skorygowany o premię za ryzyko. Model BEER jest liczony na podstawie jednowymiarowego modelu ekonometrycznego, w którym zazwyczaj zmienną objaśnianą jest realny efektywny kurs walutowy, a zmiennymi objaśniającymi fundamentalne czynniki długo- i krótkookresowe (m.in. poziom aktywów zagranicznych netto, *terms of trade*, deficyt budżetowy itp.) [Clark, MacDonald 1998].

Kolejnym ważnym modelem kursu walutowego jest model fundamentalnego kursu równowagi (ang. *fundamental equilibrium exchange rate*, FEER). Zazwyczaj pojęcie fundamentalnego kursu równowagi jest związane z występowaniem tzw. równowagi wewnętrznej i zewnętrznej. Równowaga wewnętrzna utożsamiana jest z zerową wartością luki popytowej, czyli zerową różnicą między poziomem rzeczywistego i potencjalnego PKB [Williamson 1994] lub też ze stanem pełnego zatrudnienia w warunkach niskiej inflacji [Wren-Lewis 1992]. Równowaga zewnętrzna oznacza natomiast osiągnięcie z góry ustalonego salda na rachunku obrotów bieżących, możliwego do sfinansowania w średnim okresie. Fundamentalny kurs równowagi to zatem realny kurs walutowy, zapewniający utrzymanie salda obrotów bieżących na optymalnym poziomie w warunkach pełnego zatrudnienia i niskiej inflacji. Poza modelami CHEER, BEER i FEER istnieje jeszcze wiele innych modeli walutowego kursu równowagi. Można tu wymienić model naturalnego kursu realnego (ang. *natural real exchange rate*, NATREX) [Stein 1995] czy też modele ateoretyczne (ang. *atheoretical permanent equilibrium exchange rate*, APEER).

Teorie parytetu stóp procentowych i parytetu siły nabywczej zostały wykorzystane także w monetarnych modelach kursu walutowego. Wyróżnia się dwa podstawowe warianty modelu monetarnego. Pierwszy z nich to tzw. model monetarny w warunkach cen elastycznych (ang. *flexible-price monetary model*). W myśl szkoły chicagowskiej zakłada on, że ceny są elastyczne i w wyniku różnych bodźców szybko dostosowują się do zmian gospodarczych. Model ten został rozwinięty przez Frenkela [1976], Musę [1976] i Bilsona [1978]. Drugi model to tzw. model monetarny w warunkach cen sztywnych (ang. *sticky-price monetary model*). Nawiązując do szkoły keynesowskiej, model ten zakłada, że ceny w krótkim okresie są sztywne. Za głównego twórcę tego modelu uchodzi Dornbusch [1976]. Obydwa modele nawiązują do teorii parytetu siły nabywczej. Model monetarny w warunkach cen elastycznych zakłada, że parytet siły nabywczej zachodzi zarówno w krótkim, jak i długim okresie. Model monetarny w warunkach cen sztywnych przyjmuje natomiast, że teoria parytetu siły nabywczej jest zasadna jedynie w długim okresie. Dużą zaletą modelu z cenami sztywnymi jest to, że w krótkim okresie zakłada on, iż to międzynarodowy przepływ kapitału, a nie dóbr wpływa na kształtowanie się cen na rynku walutowym. Rynek dóbr jest postrzegany jako ważny czynnik determinujący poziom kursu walutowego tylko w średnim i długim okresie [Pilbeam 1998]. Wspólną cechą modeli monetarnych jest to, że głównym determinantem kursów walutowych jest w nich podaż i popyt na pieniądź w kraju waluty bazowej i kraju waluty kwotowanej.

W modelach monetarnych zakłada się, że krajowe i zagraniczne obligacje są doskonałymi substytutami. Oznacza to, że ich oczekiwana rentowność jest równa i są one postrzegane przez inwestorów zagranicznych jako takie same aktywa finansowe. Równoległe z monetarną teorią kursów walutowych rozwijało się podejście portfelowe (ang. *portfolio balance approach*), które z kolei zakładało niedoskonałą substytucyjność zagranicznych i krajowych aktywów finansowych oraz istnienie premii za ryzyko [Franek 2006]. A zatem, w przeciwieństwie do teorii monetarnej kursu walutowego, w podejściu portfolio nie zakłada się słuszności niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Za twórców podejścia portfelowego uchodzą Branson [1976] i Kouri [1976]. Rozwinięcie tego podejścia stanowi bardzo ważny wkład w rozwój teorii ekonomicznej związanej z modelowaniem kursów walutowych. Niezwykle ważnym aspektem jest to, że uwzględnia ono zmiany w postrzeganym przez inwestorów ryzyku. Podejście portfolio zakłada bowiem, że inwestorzy w swoich decyzjach uwzględniają nie tylko oczekiwaną stopę zwrotu, ale także ryzyko danej inwestycji. Wadą modeli portfolio jest jednak to, że nie wyjaśniają one, co jest źródłem różnic tych odmiennych oczekiwań inwestorów odnośnie do ryzyka związanego z daną inwestycją [Pilbeam 1998]. Ponadto, zarówno modele monetarne, jak i modele portfolio pomijają bardzo ważną kwestię, tj. zróżnicowanie skłonności podmiotów do podejmowania ryzyka.

Wielu badaczy podkreśla, że czynniki fundamentalne, takie jak stopa inflacji, stopa procentowa, podaż pieniądza czy bilans płatniczy, nie wyjaśniają w pełni kierunku i zasięgu ruchu cen na rynku walutowym. Wykazują oni, że istnieją również inne czynniki, które wywierają wpływ na poziom kursu walutowego. Ponadto, prognozy oparte na modelach kursów walutowych uwzględniających tylko makroekonomiczne czynniki fundamentalne nie są zazwyczaj lepsze od prognoz uzyskanych za pomocą modeli naiwnych, opartych na procesie błędzenia losowego (ang. *naive random walk*) [Meese, Rogoff 1983]. W latach 90. XX wieku rozwinięto nowe podejście w teorii kursu walutowego, tzw. podejście mikrostrukturalne. Podejście to opiera się na badaniu zachowania uczestników rynku. Analizuje się w nim dostęp do informacji oraz jej przepływ między podmiotami działającymi na danym rynku. Uwzględnia się w nim niejednorodność informacyjną uczestników rynku walutowego i buduje modele oparte na założeniu o asymetrycznym dostępie do informacji. W podejściu mikrostrukturalnym podkreśla się także to, że nie każda istotna informacja jest dostępna publicznie. Dodatkowo, w podejściu tym analizuje się oczekiwania uczestników rynku odnośnie do przyszłego kształtowania się kursu walutowego oraz wpływ ich odmiennych opinii na przyszłe kształtowanie się cen i wolumen przeprowadzonych transakcji na rynku walutowym [Copeland 2008]. W podejściu mikrostrukturalnym pojawiają się dwa bardzo ważne czynniki determinujące poziom kursu walutowego, tj. różnica między walutowym kursem kupna (*bid*) i kursem sprzedaży (*ask*) (ang. *bid-ask spread*) oraz struktura przepływu zleceń (ang. *order flow*) [Lyons 2001]. Evans i Lyons [2002] wykazali, że modele kursów walutowych uwzględniające strukturę przepływu zleceń charakteryzują się lepszymi właściwościami prognostycznymi w porównaniu do strukturalnych modeli zbudowanych na podstawie danych makroekonomicznych. Sarno i Taylor [2002] podkreślają jednak, że te gorsze właściwości prognostyczne mogą wynikać z nieprecyzyjnego i niedokładnego pomiaru zmiennych makroekonomicznych. Dodają oni również, że dalsze badania rynku walutowego powinny iść w kierunku budowania modeli hybrydowych, uzyskanych z połączenia fundamentalnych modeli makroekonomicznych oraz modeli mikrostrukturalnych [Evans 2011].

Modelowanie kursów walutowych jest procesem niezwykle trudnym. Wynika to między innymi z tego, że szeregi czasowe kursów walutowych są zazwyczaj niestacjonarne. Rynek walutowy charakteryzuje się dużą zmiennością cen. Ponadto, trudno jest wyodrębnić wszystkie zmienne determinujące poziom kursu walutowego. Modele walutowe nie uwzględniają zazwyczaj interwencji państwa na rynku walutowym, nastrojów uczestników rynku, ich emocji, strachu, euforii czy też narastającej paniki. Zastosowanie w badaniach empirycznych strukturalnych modeli walutowych, opartych głównie na makroekonomicznych danych fundamentalnych, daje małe szanse na dostarczenie trafnych prognoz zmienności kursu

walutowego w całym okresie badawczym. A nawet jeśli model okaże się trafny i dopasowany do danego okresu badawczego, to i tak jest to bardzo mało prawdopodobne, żeby umożliwił on budowanie precyzyjnych prognoz kursu walutowego dla okresu wykraczającego poza próbę badawczą [Levich 1985].

W podejściu strukturalnym, opartym na badaniu zachowania uczestników rynku, analizuje się dostęp do informacji, niejednorodne opinie uczestników rynku oraz strukturę przepływu zleceń i tzw. *bid-ask spread*, czyli różnicę między kursem kupna i sprzedaży. Modele mikrostrukturalne pomijają jednak takie ważne kwestie, jak grupowe myślenie inwestorów, ich skłonność do ryzyka, zmiana nastrojów, panika itp. Te zjawiska psychologiczne mogą powodować wzrost zmienności cen na rynku walutowym oraz niejednokrotnie utrudniają budowanie trafnych prognoz. Przewidywanie kursów walutowych jest zatem obciążone dużymi błędami prognoz i jak dotąd nie opracowano modeli, które pozwoliłyby na precyzyjne prognozowanie zmian cen na rynku walutowym.

TEORIA PARYTETU STÓP PROCENTOWYCH

2.1. Zabezpieczony i niezabezpieczony parytet stóp procentowych

Wiele modeli kursów walutowych opiera się na teorii parytetu stóp procentowych. Rozwój tej teorii jest ściśle związany z powstaniem terminowych rynków walutowych w drugiej połowie XIX wieku [Wdowiński 2010a]. W literaturze przedmiotu przyjmuje się zazwyczaj, że to Keynes [1923] jako pierwszy opisał koncepcję parytetu stóp procentowych w *Traktacie o reformie pieniężnej* [Einzig 1970]. Keynes uznał, że zmiany terminowego kursu walutowego wynikają przede wszystkim z różnicy stóp procentowych między głównymi międzynarodowymi ośrodkami finansowymi. Ponadto, uważał on, że terminowy rynek walutowy powinien służyć zmniejszeniu ryzyka zmian walutowego kursu bieżącego, czyli pełnić rolę zabezpieczenia międzynarodowych płatności handlowych i kapitałowych przed niekorzystnymi zmianami kursów.

Wyróżnia się dwie formy parytetu stóp procentowych, tj. zabezpieczony parytet stóp procentowych (ang. *covered interest rate parity*, CIP) i niezabezpieczony parytet stóp procentowych (ang. *uncovered interest rate parity*, UIP). Teorię zabezpieczonego i niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych opisał jako jeden z pierwszych Isard [1999]. Obydwie formy parytetu stóp procentowych przedstawiają związek między kursem walutowym a stopami procentowymi na międzynarodowym rynku finansowym. Zabezpieczony parytet stóp procentowych (CIP) opisuje zależność między terminowym kursem walutowym (forward), bieżącym kursem walutowym (spot) oraz stopami procentowymi w kraju waluty bazowej i kraju waluty kwotowanej (por. relacja 1.3). Niespełnienie zależności (1.3) umożliwia przeprowadzenie arbitrażu na rynku walutowym. Przypuśćmy, że parytet CIP nie jest spełniony z powodu relatywnie niskiego oprocentowania waluty kwotowanej. Daną sytuację obrazuje zależność (2.1):

$$i_t < \frac{F_t^{(k)}}{S_t} (1 + i_t^*) - 1 \quad (2.1)$$

Jeżeli relacja (2.1) jest prawdziwa, to inwestor przeprowadzający transakcję arbitrażową osiągnąłby zysk większy od zera bez ponoszenia ryzyka. Mógłby on

bowiem pożyczyć kwotę X wyrażoną w walucie kwotowanej na czas k , sprzedać ją na rynku spot po kursie S_t , zainwestować uzyskane środki w walucie bazowej po stopie procentowej i_t^* oraz jednocześnie sprzedać walutę bazową po kursie terminowym $F_t^{(k)}$. Na koniec okresu $t+k$ arbitrażysta będzie musiał zapłacić $(1+i_t)$ za każdą pożyczoną jednostkę waluty kwotowanej (czyli $X \times (1+i_t)$), a otrzyma $X \times \left[\frac{F_t^{(k)}}{S_t} (1+i_t^*) \right]$ jednostek waluty kwotowanej. Jeżeli relacja 2.1 jest prawdziwa, to zysk arbitrażysty będzie dodatni i wyniesie odpowiednio $X \times \left[\frac{F_t^{(k)}}{S_t} (1+i_t^*) - (1+i_t) \right]$. W wyniku działania prawa popytu i podaży, działalność arbitrażysty powinna wywołać jednak takie ruchy cen na rynku stopy procentowej i rynku walutowym, aby w długim okresie zabezpieczony parytet stóp procentowych (zależność 1.3) był zachowany [Sarno, Taylor 2002].

W literaturze przedmiotu wyróżnia się dwa główne podejścia w testowaniu hipotezy zabezpieczonego parytetu stóp procentowych. W pierwszym z nich oblicza się aktualne odchylenia od CIP, żeby sprawdzić, czy są one istotnie różne od zera. Jeżeli okaże się, że tak jest, to odrzucamy hipotezę o słuszności zabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Bardzo ważnym aspektem w tym podejściu jest uwzględnienie kosztów transakcyjnych. Przez koszty transakcyjne rozumiemy tutaj różnice w oprocentowaniu kredytów i depozytów, marże kursowe, podatki itp. Uwzględnienie kosztów transakcyjnych polega na wyznaczeniu neutralnego przedziału zmienności dla odchylenia od parytetu CIP, w ramach którego nie występowałaby możliwość przeprowadzenia arbitrażu. Przykładowo Frenkel i Levich [1975, 1977] zbadali, że dla wybranych par walutowych aż w 80% przypadków obliczone odchylenia znajdowały się w wyznaczonym neutralnym przedziale zmienności. Wykazali oni jednakże, że w okresach zaburzeń (turbulencji) na rynku finansowym coraz mniejszy procent odchylenia od zabezpieczonego parytetu stóp procentowych można wyjaśnić za pomocą kosztów transakcyjnych. Bardzo ważne w tym podejściu jest prawidłowe wyznaczenie wielkości tego neutralnego przedziału zmienności dla odchylenia od parytetu CIP. Zdaniem Clintona [1988], odchylenia te nie powinny być większe niż minimalne koszty transakcyjne występujące na jednym z trzech rynków, tj. na rynku depozytów waluty bazowej, na rynku depozytów waluty kwotowanej oraz na walutowym rynku swap, czyli na rynku, na którym można jednocześnie kupić i sprzedać w terminie daną walutę. Clinton wykazał, że ten neutralny przedział dopuszczalnych odchylenia od CIP nie powinien być większy niż 0,06% rocznie. Wówczas nawet jak odrzucimy hipotezę o słuszności parytetu CIP, to i tak przeprowadzenie zyskowej transakcji arbitrażowej nie jest możliwe. Cały zysk jest bowiem „pochłonięty” przez koszty transakcyjne. Koszty te ograniczają zatem możliwość uzyskiwania dochodu z transakcji arbitrażowych.

W przeciwieństwie do badań Frenkela i Levicha, McCormick [1979] wykazał, że większość odchyień od CIP (około 70–80%) leży poza ich neutralnym przedziałem zmienności. Ponadto, McCormick podkreślił, że przeprowadzenie prawidłowej weryfikacji hipotezy zabezpieczonego parytetu stóp procentowych jest możliwe tylko wówczas, kiedy dysponujemy danymi o wysokiej jakości i częstotliwości. Bardzo ważne są odpowiedni moment pomiaru danych i prawidłowe dobranie stóp procentowych do okresu zapadalności kontraktów terminowych forward.

W ostatnich latach popularne staje się wykorzystanie modeli progowych (ang. *threshold models*) przy weryfikacji zabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Obserwuje się tutaj zachowanie odchyień od parytetu CIP wewnątrz i na zewnątrz neutralnego przedziału zmienności. Takie badania przeprowadzili między innymi Balke i Wohar [1998] oraz Peel i Taylor [2002]. Zdaniem Peela i Taylora, ten neutralny przedział dopuszczalnych odchyień od CIP powinien wynosić ok. $\pm 0,5\%$ w skali roku.

W drugim podejściu wykorzystywanym do weryfikacji hipotezy zabezpieczonego parytetu stóp procentowych stosuje się poniższą funkcję regresji:

$$f_t^{(k)} - s_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

gdzie:

$f_t^{(k)}$ – wartość logarytmu naturalnego terminowego kursu walutowego (forward) ustalona w momencie t dla kontraktów wygasających w momencie $t+k$,

s_t – wartość logarytmu naturalnego kasowego kursu walutowego w czasie t ,

i_t – nominalna stopa procentowa w kraju waluty kwotowanej,

i_t^* – nominalna stopa procentowa w kraju waluty bazowej,

ε_t – składnik losowy niezależny od informacji dostępnej w czasie t (Ω_t),

α, β – parametry modelu.

Funkcja (2.2) została opracowana na podstawie relacji (1.3). Z uwagi na fakt, że $\ln(1 + i_t) \approx i_t$, po zlogarytmowaniu obu stron równanie (1.3) przybiera następującą postać:

$$f_t^{(k)} - s_t = \ln(1 + i_t) - \ln(1 + i_t^*) \approx i_t - i_t^* \quad (2.3)$$

Przyjmuje się, że hipoteza parytetu CIP jest prawdziwa, jeśli parametr α funkcji regresji (2.2) nie różni się istotnie od zera, parametr β nie jest istotnie różny od jedności oraz brak jest autokorelacji składnika losowego. A zatem w podejściu tym weryfikuje się dwie hipotezy: $H_0: \alpha = 0$ i $H_0: \beta = 1$. W wielu pracach badawczych odrzucono hipotezę zerową mówiącą, że parametr α jest równy zeru. Wynika to najprawdopodobniej z faktu występowania niezerowych kosztów transakcyjnych. Należy jednak podkreślić, że nawet brak podstaw do odrzucenia obydwu hipotez

nie wyklucza możliwości przeprowadzenia transakcji arbitrażowej na analizowanym rynku finansowym [Taylor 1989]. Oznacza to bowiem, że parytet CIP zachodził przeciętnie w badanym okresie, ale nie oznacza, że parytet ten był zachowany nieustannie, przez cały analizowany okres. Zastosowanie funkcji regresji w weryfikacji słuszności hipotezy zabezpieczonego parytetu stóp procentowych ma zatem ograniczone zastosowanie i jej użycie może prowadzić do błędnego wniosku.

Obok zabezpieczonego parytetu stóp procentowych wyróżnia się niezabezpieczony parytet stop procentowych (UIP). Teoria parytetu UIP związana jest z efektywnością wymiany walut. Hipoteza rynku efektywnego zakłada, że cała informacja dostępna dla uczestników rynku w momencie t ma natychmiastowe odzwierciedlenie w cenach aktywów kwotowanych na danym rynku. Fama [1970] wyróżnił trzy formy efektywności rynku:

- słaba, gdzie bieżące ceny odzwierciedlają całą informację zawartą w cenach historycznych,
- półsilna, gdzie bieżące ceny odzwierciedlają całą publicznie dostępną informację, łącznie z informacją zawartą w cenach historycznych,
- silna, gdzie bieżące ceny odzwierciedlają wszystkie możliwe informacje, zarówno te prywatne, jak i te dostępne publicznie.

W literaturze przedmiotu podkreśla się, że silna forma efektywności z reguły nie jest zachowana. Wynika to między innymi z przeprowadzanych przez bank centralny interwencji na rynku walutowym. Czas i skala tych interwencji nie są bowiem ujawniane opinii publicznej. Z kolei półsilna forma efektywności jest wersją najbliższą hipotezie racjonalnych oczekiwań. Zakłada się w niej bowiem, że uczestnicy rynku znają prawdziwy model gospodarki oraz formułują swoje oczekiwania na podstawie wszystkich publicznie dostępnych informacji [Sarno, Taylor 2002].

Najprostsza forma hipotezy rynku efektywnego może być zredukowana do dwóch połączonych hipotez, mówiących, że uczestnicy rynku walutowego są neutralni wobec ryzyka i mają racjonalne oczekiwania. Zgodnie z tą „słabszą” formą hipotezy rynku efektywnego, oczekiwana użyteczność z inwestycji w walucie bazowej powinna być identyczna z oczekiwaną użytecznością z inwestycji w walucie kwotowanej. To założenie jest ściśle powiązane z hipotezą niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. U podstaw teorii parytetu UIP leży bowiem założenie, że kurs walutowy kształtuje się na takim poziomie, że oczekiwane stopy zwrotu z depozytów krajowych i zagranicznych są równe [Ossowski 2004]. Niezabezpieczony parytet stóp procentowych zakłada, że relacja oczekiwanego kursu walutowego i bieżącego kursu walutowego jest równa relacji stóp procentowych w kraju waluty bazowej i kraju waluty kwotowanej (wzór 1.4).

Z uwagi na fakt, że trudno jest oszacować przyszłe oczekiwania odnośnie do kształtowania się walutowego kursu kasowego S_{t+k} , przy weryfikacji hipote-

zy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych zakładana jest racjonalność oczekiwań uczestników rynku. Zgodnie z teorią racjonalnych oczekiwań, przyszła wartość kasowego kursu walutowego w momencie $t+k$ (S_{t+k}) jest równa oczekiwaniom odnośnie do kształtowania się kursu spot w czasie $t+k$ ($E_t(S_{t+k} | \Omega_t)$) skorygowanym o biały szum nieskorelowany z informacją dostępną w czasie t (2.4). Z kolei biały szum to proces składający się z ciągu niezależnych zmiennych losowych o identycznych rozkładach oraz o stałej średniej i wariancji [Maddala 2006]. Nawiązując do parytetu UIP, teoria racjonalnych oczekiwań przedstawiana jest następująco:

$$S_{t+k} = E_t(S_{t+k} | \Omega_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (2.4)$$

Zakładając, że uczestnicy rynku mają racjonalne oczekiwania oraz są neutralni wobec ryzyka, niezabezpieczony parytet stóp procentowych może być testowany przy użyciu poniższej funkcji regresji:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+k} \quad (2.5)$$

Funkcja (2.5) została opracowana na podstawie relacji (1.4). Z uwagi na fakt, że $\ln(1+i_t) \approx i_t$, po zlogarytmowaniu obu stron równanie (1.4) przybiera następującą postać:

$$E(S_{t+k} | \Omega_t) - s_t = \ln(1 + i_t) - \ln(1 + i_t^*) \approx i_t - i_t^* \quad (2.6)$$

Przyjmuje się, że jeśli niezabezpieczony parytet stóp procentowych jest spełniony, to parametr β w równaniu regresji (2.5) powinien być równy jedności ($\beta = 1$), a parametr α powinien wynosić zero ($\alpha = 0$). Z połączenia hipotezy zabezpieczonego i niezabezpieczonego parytetu stóp można wywnioskować, że relacja kursu terminowego i kursu bieżącego jest równa relacji oczekiwanego i bieżącego kursu walutowego (wzór 1.5). Zależność (1.5) wynika ze wzorów (1.3) oraz (1.4) i oznacza ona, że kurs terminowy ustalony w momencie t dla kontraktów wygasających w momencie $t+k$ ($F_t^{(k)}$) powinien być równy rynkowym oczekiwaniom odnośnie do kształtowania się kursu kasowego, który będzie obowiązywał w okresie $t+k$ ($E(S_{t+k} | \Omega_t)$). Zależność ta prawdziwa jest jednak tylko wówczas, gdy uczestnicy rynku zachowują się racjonalnie, mają neutralny stosunek do ryzyka, brak jest kosztów transakcyjnych oraz zapewniona jest doskonała mobilność kapitału.

Po zlogarytmowaniu obu stron równania (1.5) otrzymujemy poniższą zależność:

$$E(S_{t+k} | \Omega_t) - s_t = f_t^{(k)} - s_t \quad (2.7)$$

gdzie:

$E(S_{t+k} | \Omega_t)$ – wartość logarytmu naturalnego oczekiwanego kasowego kursu walutowego s_{t+k} .

Zabezpieczony parytet stóp procentowych wskazuje, że mamy do czynienia z dodatnią/ujemną premią terminową (premią forward)¹, jeżeli oprocentowanie waluty kwotowanej (i_t) jest wyższe/niższe od oprocentowania waluty bazowej (i_t^*). Przyjmując słuszność parytetu CIP, parytet UIP sugeruje natomiast, że dodatnia/ujemna premia terminowa jest związana z deprecjacją/aprecjacją waluty kwotowanej oraz aprecjacją/deprecjacją waluty bazowej. Parytet stóp procentowych zakłada zatem, że im wyższe oprocentowanie danej waluty, tym niższa jej oczekiwana wartość i vice versa. W rzeczywistości obserwuje się jednak odmienny kierunek zależności między stopami procentowymi a wartością walut. Problem ten nazywany jest w literaturze *anomaliami premii terminowej*. Przyczyny tego zjawiska zostały opisane w rozdziale 2.2.

Ze wzoru (2.7) wynika, że logarytm naturalny kursu terminowego ($f_t^{(k)}$) jest równy logarytmowi oczekiwanego przyszłego kursu kasowego spot ($E(s_{t+k} | \Omega_t)$).

$$E(s_{t+k} | \Omega_t) = f_t^{(k)} \quad (2.8)$$

Podstawowa metoda testowania niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych opiera się na założeniu (wzór 2.8). Polega ona bowiem na sprawdzeniu, czy aktualny kurs terminowy stanowi nieobciążoną prognozę przyszłego kursu kasowego [Serwa 2009]. Zakładając, że uczestnicy rynku mają racjonalne oczekiwania oraz są neutralni wobec ryzyka, niezabezpieczony parytet stóp procentowych może być testowany na podstawie równania (2.9).

$$s_{t+k} = \alpha + \beta f_t^{(k)} + \varepsilon_{t+k} \quad (2.9)$$

W równaniu (2.9) zakłada się, że kurs terminowy $f_t^{(k)}$ stanowi nieobciążoną prognozę przyszłego kursu kasowego s_{t+k} , jeżeli parametry α i β wynoszą odpowiednio zero i jeden. Istnieje jednak wysokie prawdopodobieństwo, że zmienne $f_t^{(k)}$ i s_{t+k} generowane są przez procesy niestacjonarne, co uniemożliwia zastosowanie klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK) przy szacowaniu parametrów równania (2.9). Warto dodać, że jeżeli dwie zmienne niestacjonarne kształtują się w kolejnych okresach w podobny sposób, to mogą być one skointegrowane. Testowanie hipotezy parytetu UIP na podstawie równania (2.9) wymaga zazwyczaj zastosowania metod badania kointegracji między zmienną s_{t+k} i zmienną $f_t^{(k)}$. Ekonomiści zajmujący się tym zagadnieniem wykazują zwykle,

¹ Premia terminowa (premia forward, dyskonto forward) określana jest jako różnica pomiędzy kursem terminowym (forward) a kursem bieżącym (spot).

że terminowy kurs walutowy i kasowy kurs walutowy są skointegrowane. Należy jednak podkreślić, że istnienie relacji kointegrującej między kursami walutowymi s_{t+k} i $f_t^{(k)}$ nie oznacza, że hipoteza parytetu UIP jest spełniona. Wielu badaczy wykazało bowiem, że badane kursy walutowe są co prawda skointegrowane, ale parametr β jest istotnie statystycznie różny od jedności, co jest z kolei sprzeczne z teorią parytetu UIP [Barnhart, Szakmary 1991; Ngama 1992].

Ze względu na niestacjonarność zmiennych s_{t+k} i $f_t^{(k)}$ wielu badaczy testuje hipotezę parytetu UIP na podstawie modelu regresji (2.10). Obustronne odjęcie zmiennej s_t od zmiennych $f_t^{(k)}$ i s_{t+k} jest bowiem z reguły wystarczające, żeby wygenerować proces stacjonarny.

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta(f_t^{(k)} - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (2.10)$$

Jeśli inwestorzy są neutralni wobec ryzyka oraz mają racjonalne oczekiwania, to parametr β powinien być równy jedności, a parametr α powinien wynosić zero. Hipoteza zerowa niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych zapisywana jest wówczas następująco $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$. Większość badaczy koncentruje się jednak tylko na parametrze β podczas weryfikacji hipotezy UIP. Badania empiryczne przeprowadzone z wykorzystaniem funkcji regresji (2.5) i (2.10) wskazują, że oszacowania parametru β są z reguły bliższe wartości -1 a nie 1 [Froot, Thaler 1990]. Ujemną wartość oszacowań β uzyskali między innymi Fama [1984], Froot i Frankel [1989], McCallum [1994]. Należy pokreślić, że ujemny parametr β przeczy założeniu, że dodatnia premia terminowa jest związana z deprecjacją waluty kwotowanej (aprecjacją waluty bazowej). Parytet stóp procentowych przyjmuje, że waluty krajów o wysokich stopach procentowych wykazują tendencję do osłabiania się, a waluty krajów o niskich stopach procentowych do umacniania się. Jeżeli ten kierunek zależności między stopami procentowymi a oczekiwaną wartością waluty jest zachowany, to parametr β w modelach regresji (2.5) i (2.10) powinien przyjmować wartości dodatnie. W rzeczywistości istnieje w krótkim okresie tendencja do aprecjacji walut wysoko oprocentowanych oraz deprecjacji walut nisko oprocentowanych, co z kolei powoduje, że parametr β przyjmuje wartości ujemne zamiast dodatnich. Ujemna wartość parametru kierunkowego β wskazuje na istnienie anomalii premii terminowej [Baillie, Bollerslev 2000].

Roll i Yan [2000] są zdania, że to niestacjonarność analizowanych szeregów czasowych przyczynia się do odrzucenia hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Alexius [2001] zauważył z kolei, że oszacowania parametru β bliskie wartości -1 a nie 1 mogą wynikać z tego, że we wcześniejszych badaniach wykorzystywano głównie krótkoterminowe stopy procentowe. Dla długoterminowych stóp procentowych oszacowania parametru β są bowiem często większe od zera, a nawet bliskie jedności. Do podobnych wniosków doszli Chinn i Meredith

[2005], którzy wykorzystali w swoich badaniach pięcioletnie instrumenty finansowe. Lothian i Wu [2011] oraz Lothian [2016] zauważyli natomiast, że badania oparte na długoterminowych szeregach czasowych dają znaczne lepsze rezultaty i nie pozwalają już na takie jednoznaczne odrzucenie hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. W swoich badaniach wykorzystali oni szeregi czasowe kursów walutowych z okresu od 90 do 217 lat (w zależności od dostępności danych) oraz krótkoterminowe i długoterminowe stopy procentowe obowiązujące w tym czasie w analizowanych państwach.

Wielu badaczy podkreśla dodatkowo, że liniowa funkcja regresji nie jest optymalnym narzędziem służącym do weryfikacji hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych [m.in. Baillie i Kilic 2006; Sarno i inni 2006; Baillie i Chang 2011; Li i Miller 2015]. Nieliniowość w relacji między oczekiwaną zmianą kursu walutowego, a różnicą w stopach procentowych wynika między innymi z występowania kosztów transakcyjnych, z przeprowadzanych przez banki centralne interwencji walutowych oraz z występowania limitów w wykorzystaniu walutowych strategii spekulacyjnych [Sarno i inni 2006]. Ponadto, analizując finansowy szereg czasowy można wyróżnić okresy podwyższonej i obniżonej zmienności. Dany szereg inaczej zachowuje się w okresie ekspansji, dobrych nastrojów rynkowych, a inaczej w okresie burzliwych zawirowań i recesji. A zatem modele liniowe okazują się bardzo często nieodpowiednie do opisu dynamiki rynku. W badaniu niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych liniowe modele regresyjne zastępowane są zazwyczaj nieliniowymi modelami przełącznikowymi. W modelach przełącznikowych dynamika badanego szeregu czasowego zależy od zmian pomiędzy reżimami jakiegoś innego procesu [Maciejowska, Zwiernik 2006]. Zakłada się wówczas, że mogą istnieć pewne specyficzne reżimy, w ramach których dany proces ekonomiczny przebiega nieco inaczej. W literaturze przedmiotu wyróżnia się dwie podstawowe klasy modeli przełącznikowych: model wygładzonego przejścia (ang. *Smooth Transition Regression*, STR) [Granger i Teräsvirta 1993; Teräsvirta 1998; Teräsvirta 2004] oraz przełącznikowy model typu Markowa (ang. *Markov Switching Model*, MS) [Hamilton 1989; Hamilton 1994]. W modelach STR reżim obowiązujący w czasie t określony jest przez pewną zmienną obserwowalną (tzw. zmienną transformacji), a przejście pomiędzy reżimami odbywa się za pomocą funkcji zmieniającej się w sposób gładki od 0 do 1 (tzw. funkcja transformacji) [Doman, Doman 2009]. W przypadku modeli przełącznikowych typu Markowa przejście między reżimami sterowane jest przez pewien nieobserwowalny proces stochastyczny. Model MS opisany jest przez określenie prawdopodobieństwa przejścia z jednego reżimu do drugiego.

Zastosowanie modeli wygładzonego przejścia w badaniu niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych opisali między innymi Sarno i inni [2006] oraz Baillie i Kilic [2006]. Sarno i inni [2006] zastosowali model STR, w którym zmienną trans-

formacji był wskaźnik Sharpe'a, natomiast funkcja przejścia była funkcją wykładniczą. Wskaźnik Sharpe'a wyrażony był jako relacja oczekiwanej nadzwyczajnej stopy zwrotu z inwestycji na rynku walutowym $((E(s_{t+k}|\Omega_t) - s_t) - (f_t^{(k)} - s_t))$ w stosunku do ryzyka danej inwestycji (odchylenie standardowe stóp zwrotu).

Zaproponowany przez Sarno i innych [2006] model wygładzonego przejścia, który stanowi pewne rozwinięcie modelu (2.10) dany jest formułą:

$$s_{t+k} - s_t = [\alpha_1 + \beta_1(f_t^{(k)} - s_t)] + [\alpha_2 + \beta_2(f_t^{(k)} - s_t)]F(z_t, \gamma, c) + \varepsilon_{t+k} \quad (2.11)$$

$$F(z_t, \gamma, c) = 1 - \exp(-\gamma(z_t - c)^2)$$

gdzie:

$F(z_t, \gamma, c)$ – funkcja wygładzonego wykładniczo przejścia ($\in [0;1]$),

γ – parametr wygładzenia ($\gamma > 0$),

z_t – zmienna przejścia (transformacji),

c – parametr położenia.

Z kolei Baillie i Kilic [2006] zaproponowali modele wygładzonego przejścia (STR), w których funkcją przejścia była funkcja logistyczna (2.12).

$$G(z_t, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(z_t - c))} \quad (2.12)$$

gdzie: $G(z_t, \gamma, c)$ – funkcja wygładzonego logistycznie przejścia ($\in [0;1]$).

Dodatkowo, Baillie i Kilic [2006] zastosowali kilka zmiennych transformacji, między innymi opóźnioną wartość premii terminowej, różnice w podaży pieniądza w kraju waluty kwotowanej i bazowej, różnice w dochodach w badanych krajach oraz zmienne odzwierciedlające zmienną w czasie premię za ryzyko.

W przypadku wykładniczej funkcji przejścia zakłada się, że zmiany parametru β w równaniach regresji (2.5) i (2.10) zachodzą symetrycznie. Wykres funkcji wykładniczej ma bowiem kształt odwróconego dzwonu i jest symetryczny względem zera. Dodatkowo, funkcja ta charakteryzuje się następującymi własnościami: $F(\cdot) : \mathfrak{R} \rightarrow [0,1]$; $F(0) = 0$; $\lim_{z_t \rightarrow \pm\infty} = 1$. Z kolei funkcja logistyczna ma postać krzywej S-kształtnej, co oznacza, że zmiany w parametrze β w równaniach regresji (2.5) i (2.10) są asymetryczne. Funkcja logistyczna ma następujące własności: $G(\cdot) : \mathfrak{R} \rightarrow [0,1]$; $\lim_{z_t \rightarrow -\infty} = 0$; $F(0) = 1/2$; $\lim_{z_t \rightarrow +\infty} = 1$.

W przeciwieństwie do modeli wygładzonego przejścia, w przypadku modeli przełącznikowych typu Markowa (MS) proces, który powoduje przejście z jednego reżimu do drugiego, nie jest obserwowalny. Dodatkowo, przejście między reżimami w modelach wygładzonego przejścia (STR) następuje płynnie, a jego tempo zależy od parametru wygładzania γ . W modelach przełącznikowych Markowa

zmiany pomiędzy reżimami mają charakter dyskretny. Za prekursorów modeli przełącznikowych uznaje się Goldfelda i Quandta [1973]. Najbardziej popularnym modelem tej klasy jest jednak model wprowadzony przez Hamiltona [1989].

Model przełącznikowy to model, którego parametry należą do pewnego skończonego podzbioru parametrów oraz dla którego określony jest proces stochastyczny charakteryzujący możliwość przejścia od jednego wektora parametrów do drugiego [Doman, Doman 2009]. W modelach przełącznikowych Markowa nieobserwowalny proces sterujący przejściem z jednego stanu do drugiego ma postać jednorodnego łańcucha Markowa (v_t) o M reżimach i macierzy prawdopodobieństw przejścia $P = [p_{ij}]_{M \times M}$, gdzie p_{ij} to prawdopodobieństwo przejścia z reżimu i do reżimu j . Proces v_t jest jednorodnym łańcuchem Markowa rzędu pierwszego, co oznacza, że reżim w czasie t (v_t) zależy jedynie od reżimu w czasie $t-1$ (v_{t-1}). Parametry modelu przełącznikowego Markowa wyznaczone są metodą największej wiarygodności. Z uwagi na fakt, że proces Markowa jest nieobserwowalny, przedmiotem estymacji w przełącznikowych modelach Markowa są nie tylko poszczególne parametry modelu w obu reżimach, ale również prawdopodobieństwa przejścia z jednego stanu do drugiego oraz warunkowe prawdopodobieństwa przebywania procesu w każdym reżimie w dowolnym momencie. Opis estymacji modeli przełącznikowych Markowa znajduje się między innymi w pracach: Hamilton [1994], Stawicki [2003], Doman i Doman [2009], Tsay [2010].

Zastosowanie modeli przełącznikowych w analizie rynku walutowego pokazali między innymi Engel i Hamilton [1990], Bekaert i Hodrick [1993], Engel [1994], Bollen i inni [2000], Włodarczyk i Zawada [2005], Ichiue i Koyama [2011]. Zdaniem Engela i Hamiltona [1990], za pomocą modeli przełącznikowych Markowa można zobrazować pewne charakterystyczne cechy rynku walutowego, takie jak występowanie reżimów wysokiej i niskiej zmienności kursu, asymetria w długości trwania poszczególnych reżimów czy też występowanie tzw. efektu *long swings*². Engel i Hamilton [1990] pokazali dodatkowo zastosowanie modeli przełącznikowych Markowa do badania niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Hipoteza UIP dla wybranych kursów dolara amerykańskiego została przez nich odrzucona.

Poniżej przedstawiono przykładowy model przełącznikowy Markowa z dwoma reżimami, służący modelowaniu stopy zwrotu z inwestycji na rynku walutowym.

² Efekt *long swings* odzwierciedla występujące na przemian długotrwałe okresy wzrostu i spadku kursu walutowego. Przykładowo w stanie deprecjacji waluty krajowej efekt *long swings* polega na tym, że w danej chwili zmiana stanu z deprecjacji na aprecjację waluty krajowej jest znacznie mniej prawdopodobna niż pozostanie w stanie deprecjacji.

$$s_{t+k} - s_t = \alpha_{v_t} + \sigma_{v_t} \varepsilon_{t+k}$$

gdzie: (2.13)

$$v_t \in \{1, 2\}$$

gdzie:

$\alpha_{v_t}, \sigma_{v_t}$ – parametry modelu, przyjmujące wartości α_1, σ_1 , jeśli proces znajduje się w reżimie 1 ($v_t = 1$), oraz wartości α_2, σ_2 , jeśli proces znajduje się w reżimie 2 ($v_t = 2$),

v_t – nieobserwowalna zmienna, będąca jednorodnym łańcuchem Markowa, przyjmująca wartości 1 lub 2.

W modelu (2.13) w zależności od reżimu zmienia się jednocześnie specyfikacja średniej stopy zwrotu i wariancji stopy zwrotu. Jest to zatem przykład heteroskedastycznego modelu przełącznikowego Markowa, gdyż poziom zmienności badanego procesu również podlega losowym przełączeniom do różnych reżimów. Przy założeniu, że wariancja składnika losowego (σ_{v_t}) jest inna dla każdego reżimu, w przypadku dwóch możliwych reżimów przyjmuje się często interpretację, że jeden z reżimów odpowiada rynkowi uspokojonemu, a drugi reżim rynkowi o podwyższonej aktywności i dużej zmienności cen [Doman, Doman 2009].

Bekaert i Hodrick [1993] pokazali zastosowanie modeli przełącznikowych Markowa z dwoma reżimami w analizie rynku walutowego. W zaproponowanym przez nich modelu stopa zwrotu na danym rynku walutowym jest zmienną objaśnianą, natomiast premia terminowa oraz opóźniona wartość stopy zwrotu to zmienne objaśniające. Bekaert i Hodrick [1993] dopuścili dodatkowo zmianę reżimu również w procesie zmienności, co oznacza, że w zależności od reżimu wariancja składnika losowego (σ_{v_t}) przyjmuje różne wartości.

Opracowany przez Bekaerta i Hodricka [1993] przełącznikowy model Markowa ma postać:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha_{v_t} + \beta_{v_t} (f_t^{(k)} - s_t) + \gamma_{v_t} (s_t - s_{t-k}) + \sigma_{v_t} \varepsilon_{t+k}$$

gdzie: (2.14)

$$v_t \in \{1, 2\}$$

gdzie:

$\alpha_{v_t}, \beta_{v_t}, \gamma_{v_t}, \sigma_{v_t}$ – parametry modelu, przyjmujące wartości $\alpha_1, \beta_1, \gamma_1, \sigma_1$, jeśli proces znajduje się w reżimie 1 ($v_t = 1$), oraz wartości $\alpha_2, \beta_2, \gamma_2, \sigma_2$, jeśli proces znajduje się w reżimie 2 ($v_t = 2$).

Bekaert i Hodrick [1993] założyli, że przy przejściu z jednego reżimu do drugiego wszystkie parametry modelu (2.14) zmieniają się jednocześnie. Z kolei Ichue i Koyama [2011] zbudowali model przełącznikowy Markowa z czterema

reżimami, w którym zmiana parametrów nie przebiega równocześnie. Zaproponowany przez nich model wygląda następująco:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta_{v_{i\beta}} (i_t - i_t^*) + \sigma_{v_{i\sigma}} \varepsilon_{t+k} \quad (2.15)$$

gdzie:

$v_{i\beta} \in \{1, 2\}$ i $v_{i\sigma} \in \{1, 2\}$ – parametry modelu, przyjmujące następujące wartości

$\beta_{v_{i\beta}}, \sigma_{v_{i\sigma}}$:

β_1, σ_1 , jeśli proces znajduje się w reżimie 1 ($v_{i\beta} = 1$ i $v_{i\sigma} = 1$),

β_2, σ_1 , jeśli proces znajduje się w reżimie 2 ($v_{i\beta} = 2$ i $v_{i\sigma} = 1$),

β_1, σ_2 , jeśli proces znajduje się w reżimie 3 ($v_{i\beta} = 1$ i $v_{i\sigma} = 2$),

β_2, σ_2 , jeśli proces znajduje się w reżimie 4 ($v_{i\beta} = 2$ i $v_{i\sigma} = 2$).

Ichiue i Koyama [2011] przyjęli, że zmieniają się tylko parametry β , σ , natomiast parametr α pozostaje bez zmian. Poza tym zmiana w parametrach β , σ nie musi zachodzić jednocześnie. Ich zdaniem, przejście z jednego reżimu do drugiego powinno być interpretowane jako pewna zmiana w relacji między stopą zwrotu na rynku walutowym ($s_{t+k} - s_t$) a różnicą w stopach procentowych ($i_t - i_t^*$). Dlatego też skupili się oni na analizie zmian w parametrze kierunkowym β , a nie w wyrazie wolnym α . Ichiue i Koyama [2011] wykazali, że niezabezpieczony parytet stóp procentowych nie jest zachowany w reżimie niskiej zmienności na rynku walutowym. Dodatkowo wykazali oni, że waluty krajów o niskich stopach procentowych aprecjonują rzadko, ale kiedy to już nastąpi, wzrost wartości tych walut jest znacznie szybszy niż ich wcześniejsza deprecjacja.

Zdaniem niektórych badaczy, nie tylko metodyka weryfikacji hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych ma wpływ na wyniki badań, ale także to, jakie rynki analizujemy oraz z jakiego okresu czasu pochodzą dane wykorzystane do modelu. Przykładowo Huisman i inni [1998] są zdania, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy parytetu UIP w czasie, kiedy różnica w stopach procentowych, a tym samym różnica między kursem forward a kursem spot jest odpowiednio duża. Flood i Rose [2002] wykazali, że niezabezpieczony parytet stóp procentowych sprawdza się systematycznie lepiej w okresie niepokoju, wzmożonej zmienności cen na rynkach finansowych. Do podobnych wniosków doszli Clarida i inni [2009]. Ich zdaniem, parametr β przyjmuje wartości ujemne w czasie niskiej zmienności cen na rynku walutowym, a dodatnie w okresie wysokiej zmienności. Bansal i Dahlquist [2000] zauważyli z kolei, że dla walut krajów rozwijających parametr β przyjmuje wartości dodatnie, natomiast dla krajów rozwiniętych ujemne. Do podobnych wniosków doszli Ito i Chinn [2007], Frankel i Poonawala [2010] oraz Kisielińska i Czech [2013]. Zdaniem Bansala i Dahlquista [2000], dochód per capita, stopy procentowe, inflacja, ocena poziomu ryzyka inwestycyjnego w danym kraju (ang. *country risk rating*) są niezwykle

ważne w wyjaśnianiu odchylenia kursu walutowego od poziomu wynikającego z parytetu UIP. Francis i inni [2002] podkreślają jednak, że dla walut krajów rozwijających się parametr β przyjmuje wartości zarówno dodatnie jak i ujemne, a to, czy parytet UIP jest spełniony, zależy nie tyle od poziomu rozwoju, co od specyficznych uwarunkowań każdego kraju.

Niezabezpieczony parytet stóp procentowych jest elementem wielu ważnych modeli kursów walutowych, dlatego też jego analiza stanowi niezwykle istotny obszar badań ekonomistów. Większość opublikowanych badań wskazuje jednak na odrzucenie hipotezy parytetu UIP, a dodatkowo na odrzucenie hipotezy efektywnego rynku walutowego. Należy jednak podkreślić, że nie wszyscy badacze są zgodni co do tego, czy odrzucenie hipotezy parytetu UIP powinno się utożsamiać z odrzuceniem hipotezy efektywności rynku walutowego. Zdaniem Nguyena [2000], zachowanie niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych jest wystarczającym, ale niekoniecznym warunkiem efektywności rynku walutowego. Uważa on, że odchylenia kursu walutowego od parytetu UIP nie oznaczają jednoznacznie nieefektywności danego rynku. W praktyce występują bowiem koszty transakcyjne czy też premia za ryzyko, które także powinny być wzięte pod uwagę. Z kolei zdaniem Olmo'a i Pilbeama [2011] zachowanie niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych nie jest ani wystarczającym, ani koniecznym warunkiem efektywności rynku walutowego. Ponadto, zgodnie z ich opinią, rynek walutowy może być efektywny nawet wówczas, gdy parytet UIP nie jest spełniony. Uważają oni, że prawidłowy test hipotezy efektywności rynku walutowego powinien się opierać na analizie stóp zwrotu uzyskanych z różnych walutowych strategii inwestycyjnych. Należy jednak podkreślić, iż niezachowanie parytetu UIP jest często utożsamiane z możliwością wygenerowania ponadprzeciętnych stóp zwrotu na danym rynku walutowym. A zatem testowanie hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych wydaje się być prawidłową metodą oceny efektywności rynku walutowego.

2.2. Anomalia premii terminowej

W modelach ekonomicznych zakłada się, że poziom stóp procentowych w danych krajach oddziałuje na poziom kursu walutowego zgodnie z zasadą parytetu stóp procentowych. Parytet stóp procentowych przyjmuje, że waluty krajów o wysokich stopach procentowych wykazują tendencję do osłabiania się, a waluty krajów o niskich stopach procentowych do umacniania się. Zależność ta prawdziwa jest jednak tylko wówczas, gdy uczestnicy rynku zachowują się racjonalnie oraz mają neutralny stosunek do ryzyka. W rzeczywistości obserwuje się odmienny kierunek zależności między stopami procentowymi a wartością walut. W krótkim okresie istnieje bowiem tendencja do aprecjacji walut wysoko oprocentowanych

oraz deprecjacji walut nisko oprocentowanych [Misztal 2010]. Zjawisko to znane jest w literaturze jako anomalia premii terminowej (ang. *Forward Premium Puzzle*, *Forward Discount Puzzle*) [Frydman, Goldberg 2009].

Można wyróżnić dwa główne podejścia wyjaśniające anomalię premii terminowej [Sarno 2005]. Zgodnie z pierwszym, niezabezpieczony parytet stóp procentowych nie jest zachowany, gdyż nie jest spełniony warunek racjonalności oczekiwania inwestorów. De Long i inni [1990] pokazali, że obecność zarówno racjonalnych, jak i nieracjonalnych graczy rynkowych przyczynia się do odchylenia cen rynkowych od poziomu równowagi wynikającego z czynników ekonomicznych oraz wyjaśnia niektóre anomalie występujące na rynkach finansowych. W teorii ekonomii przyjmuje się, że dokonywanie racjonalnych wyborów jest fundamentem decyzji i działań człowieka gospodarującego (*homo economicus*). Zdaniem ekonomisty Garry Beckera [1990], założenie racjonalności jest podstawową cechą ekonomii. Paradygmat racjonalności ekonomicznej pojawia się już w rozważaniach czołowych ekonomistów klasycznych. Adam Smith twierdził, że „Każdy człowiek czyni stale wysiłki, by znaleźć najbardziej korzystne zastosowanie dla kapitału, jakim może rozporządzać. Ma oczywiście na widoku własną korzyść, a nie korzyść społeczeństwa” [Smith 1954, s. 42–43]. Z kolei John Stuart Mill uważał, że ekonomia ujmuje człowieka jako istotę, która zajmuje się zdobywaniem i spożywaniem bogactwa oraz która przedkłada większą ilość dóbr nad mniejszą [Mill 1962].

Teoria ekonomii zakłada, że człowiek postępuje racjonalnie, gdy dąży do maksymalizacji swojej satysfakcji, a zatem maksymalizacji funkcji użyteczności. Racjonalność ludzkich zachowań kwestionował między innymi ekonomista Herbert Simon. Uważał on, że z uwagi na ograniczone możliwości podmiot ekonomiczny dąży raczej do wyboru zadowalającego, spełniającego pewne wybrane przez decydenta wymagania, aniżeli do wyboru optymalnego, maksymalizującego funkcję użyteczności [Simon 1955]. Simon jest twórcą paradygmatu ograniczonej racjonalności [Simon 1957]. Jego zdaniem, człowiek nie dysponuje nieograniczonymi możliwościami przetwarzania informacji, co znacznie utrudnia, a nawet uniemożliwia mu dokonanie optymalnego wyboru. Według Simona, uczucia odgrywają ważną rolę w procesie decyzyjnym. Emocje działają jak mechanizmy zapewniające optymalny czas poszukiwań. Chronią decydenta przed sytuacją, w której wybór najlepszej opcji ciągnąłby się w nieskończoność [Dzik, Tyszką 2004]. Simon był zwolennikiem wprowadzenia do teorii ekonomii czynników behawioralnych. Przedstawiciele podejścia behawioralnego są zdania, że pewne finansowe wydarzenia mogą być lepiej zrozumiane, jeżeli do ich badań i analiz wykorzystuje się modele, w których zachowanie agentów nie jest zawsze racjonalne [Barberis, Thaler 2003].

Hipotezę o racjonalnym zachowaniu człowieka jako podmiotu gospodarczego sformułował jako pierwszy John F. Muth w 1961 r., w artykule pt. „Rational

Expectations and the Theory of Price Movements”. W teorii racjonalnych oczekiwań zakłada się, że podmioty gospodarcze podejmują decyzje na podstawie przeszłych doświadczeń oraz przewidywanych skutków tych decyzji. Ponadto, przyjmuje się, że podmioty mają zdolność uczenia się. Jeżeli ich przewidywania okażą się nietrafne, to ucząc się na własnych błędach, nie popełniają ich ponownie.

Wyróżnia się słabą i mocną wersję hipotezy racjonalnych oczekiwań. Słaba wersja zakłada, że w procesie formułowania oczekiwań odnośnie do zmiennych ekonomicznych podmioty gospodarcze efektywnie wykorzystują wszelkie powszechnie dostępne informacje o czynnikach, które ich zdaniem mają wpływ na daną zmienną. Z kolei zaprezentowana w artykule Mutha [1961] hipoteza racjonalnych oczekiwań to tzw. mocna jej wersja. W mocnej wersji subiektywne oczekiwania podmiotów gospodarczych odnośnie do kształtowania się określonych zmiennych ekonomicznych w przyszłości pokrywają się z obiektywnymi, opartymi na odpowiednich teoriach ekonomicznych, oczekiwaniach odnośnie do tych zmiennych. W mocnej wersji zakłada się, że racjonalne oczekiwania podmiotów co do zmiennych ekonomicznych będą równe rzeczywistej wartości tych zmiennych skorygowanej o błąd prognozy. Ponadto, błędy prognozy wynikające z racjonalnych oczekiwań są losowe o średniej równej zero, nie są skorelowane ze zbiorem informacji dostępnym w czasie formułowania oczekiwań oraz mają najniższą wariancję w porównaniu z innymi modelami prognostycznymi [Snowdon i inni 1998]. A zatem można uznać, że racjonalne oczekiwania są efektywnym sposobem kształtowania oczekiwań.

Teoria racjonalnych oczekiwań została rozwinięta między innymi przez czołowych przedstawicieli nowej ekonomii klasycznej, tj. Roberta Lucasa i Thomasa Sargenta, laureatów Nagrody Banku Szwecji im. Alfreda Nobla w dziedzinie ekonomii. Począwszy od artykułu z 1972 pt. ”Expectations and the neutrality of money” Lucas rozszerzał zastosowanie teorii racjonalnych oczekiwań w teorii makroekonomii i polityki gospodarczej. Jego zdaniem, podmioty posiadają pełną wiedzę na temat gospodarki i zachodzących w niej procesów oraz potrafią przewidywać przyszłe wartości zmiennych ekonomicznych. Takie zdefiniowanie zbioru zachowań pozwala na budowę modeli makroekonomicznych, które opisują działanie gospodarki [Pietrzak 2009]. Zarówno Lucas, jak i Sargent rozwinęli teorię racjonalnych oczekiwań za pomoc metod ekonometrycznych oraz pokazali jej zastosowanie w analizach makroekonomicznych [Lucas, Sargent 1979].

Teorię racjonalnych oczekiwań kwestionowali między innymi ekonomiści szkoły austriackiej i szkoły postkeynesowskiej. Zgodnie z założeniami szkoły austriackiej, nie wszystkie podmioty mają pełną wiedzę na temat zjawisk ekonomicznych i nie można założyć, że każdy decydent potrafi antycypować zjawiska zachodzące w gospodarce. Ekonomiści szkoły austriackiej są zdania, że jednostki posiadają różną wiedzę i różny dostęp do informacji. Podobne zastrzeżenia do

teorii racjonalnych oczekiwań wysuwają ekonomiści szkoły postkeynesowskiej. Ich zdaniem, mocna wersja teorii racjonalnych oczekiwań nie ma odzwierciedlenia w rzeczywistości. Nie wszystkie podmioty dysponują bowiem pełną wiedzą z zakresu teorii ekonomicznych, a już na pewno nie znają prawdziwego modelu gospodarki, gdyż nawet ekonomiści wykazują duże różnice zdań na temat poprawności poszczególnych modeli [Snowdon i inni 1998]. Należy jednak podkreślić, że jednowymiarowy pogląd na zachowanie i myślenie ludzi znacznie ułatwia budowanie modeli odwzorowujących rzeczywistość. Według Roberta Barro [1984], modelowanie podmiotów działających nieracjonalnie jest niezwykle trudne dla badacza i dlatego też założenie racjonalności oczekiwań badanych podmiotów jest w pewnym stopniu uzasadnione. Założenia o racjonalności ludzkich zachowań stawiane są w nauce z konieczności [Mill 1962].

Wiele teorii ekonomicznych, w tym również teoria niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych, odnosi się do koncepcji racjonalnych oczekiwań. W odniesieniu do parytetu UIP teoria racjonalnych oczekiwań mówi, że przyszła wartość walutowego kursu kasowego w momencie $t+k$ (S_{t+k}) jest równa oczekiwaniom odnośnie do kształtowania się kursu spot w czasie $t+k$, powstałym na bazie informacji dostępnej w czasie t ($E_t(S_{t+k} | \Omega_t)$), skorygowanym o błąd prognozy nieskorelowany z informacją dostępną w czasie t (η_{t+k}) (2.4). Jeśli podmioty nie mają racjonalnych oczekiwań, to błąd prognozy może być skorelowany z informacją dostępną w poprzednich okresach, co w rezultacie może powodować odchylenia parametru β w modelach regresji (2.5) i (2.10) od wartości jeden, a tym samym przyczyniać się do odrzucenia hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych.

Między innymi Mark i Wu [1998] oraz Chakraborty i Evans [2008] są zdania, że anomalia premii terminowej może wynikać z niespełnienia założenia racjonalnych oczekiwań podmiotów. Według Marka i Wu [1998], to inwestorzy podejmujący decyzję na podstawie szumu (ang. *noise-traders*) przyczyniają się do odchylenia kursu walutowego od poziomu wynikającego z parytetu UIP. Dla *noise-traderów* rzeczywistość jest tak złożona, że nie potrafią oni odróżnić tzw. pseudosygnalów³ od prawdziwych informacji ekonomicznych o charakterze fundamentalnym [Black 1986]. Mark i Wu [1998] zbudowali model, w którym zarówno racjonalni, jak i nieracjonalni uczestnicy rynku mają wpływ na zmienność kursu walutowego. Chakraborty i Evans [2008] uważają, że założenie adaptacyjnego uczenia się uczestników rynku walutowego pozwala na lepsze zrozumienie zjawiska anomalii premii terminowej. W podejściu adaptacyjnego uczenia się podmiotów przyjmuje się, że każdorazowo po uzyskaniu nowych danych podmioty na nowo estymują parametry modelu ekonomicznego i na jego podstawie formułują

³ Pseudosygnaly pochodzące z rynku to na przykład wskazówki brokerów, analityków technicznych, prognostyków rynkowych i guru inwestycyjnych [Cieślak 2003].

swoje oczekiwania [Cierkoński 2008]. Chakraborty i Evans [2008] dostrzegli, że adaptacyjne uczenie się podmiotów prowadzi po długim czasie do sformułowania oczekiwań zbliżonych do oczekiwań racjonalnych.

Zgodnie z drugim podejściem wyjaśniającym anomalię premii terminowej, niezabezpieczony parytet stóp procentowych nie jest zachowany, gdyż nie jest spełniony warunek neutralności inwestorów wobec ryzyka. W podejściu tym zakłada się, że inwestorzy mają awersję do ryzyka i oczekują wyższej, niż różnica w stopach procentowych, stopy zwrotu z inwestycji w walucie zagranicznej. Odrzucenie hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych wynika wówczas z istnienia niezerowej premii za ryzyko. W teorii dotyczącej rynków kapitałowych terminem premii za ryzyko określa się zazwyczaj nadzwyczajną stopę zwrotu z inwestycji, czyli różnicę między zrealizowaną a oczekiwaną stopą zwrotu [Siegel 2005]. W modelach kursów walutowych niezerowa premia za ryzyko utożsamiana jest natomiast z odchyleniami kursu od poziomu wynikającego z parytetu stóp procentowych [Serwa 2009]. Niezabezpieczony parytet stóp procentowych rozszerzony o premię za ryzyko p_{t+1} można zapisać następująco:

$$E(s_{t+k} | \Omega_t) - s_t = i_t - i_t^* + p_{t+k} \quad (2.16)$$

gdzie: p_{t+k} – oczekiwana w momencie t premia za ryzyko na moment $t+k$.

Jeżeli inwestorzy są obojętni wobec ryzyka, to premia za ryzyko p_{t+k} w równaniu (2.16) wynosi zero. Jeżeli jednak uczestnicy rynku wykazują awersję do ryzyka, to wtedy premia za ryzyko przyjmuje wartości niezerowe. Premia za ryzyko może być określona jako nadzwyczajna stopa zwrotu dla inwestora, który pożyzył w walucie krajowej (kwotowanej), a następnie zamienił uzyskane środki pieniężne na walutę zagraniczną (bazową) po kursie S_t , ulokował je za granicą na okres k , a następnie ponownie zamienił uzyskane pieniądze na walutę krajową po kursie S_{t+k} . Należy podkreślić, że źródłem premii za ryzyko jest brak substytucji krajowych i zagranicznych składników aktywów finansowych. Jeżeli uczestnicy rynku mają racjonalne oczekiwania, to premia za ryzyko może być przedstawiona w następującej postaci:

$$p_{t+k} = s_{t+k} - s_t + i_t^* - i_t \quad (2.17)$$

Zdaniem Lewis [1995], premia za ryzyko zależy od poziomu awersji do ryzyka wśród uczestników rynku, sumy krajowych i zagranicznych aktywów netto, warunkowej wariacji kursu walutowego oraz kowariancji między kursem walutowym a poziomem krajowej i zagranicznej inflacji. Lewis [1995] modelowała premię za ryzyko na rynku niemieckiej marki, jena japońskiego i funta brytyjskiego. W jej badaniu wszystkie waluty wyrażone były w stosunku do dolara amerykańskiego. Pokazała ona, że zarówno wartość premii za ryzyko, jak i znak premii

zmieniają się w czasie relatywnie często, dlatego trudno jest zbudować model, który w pełni obrazowałby zmienność premii za ryzyko. Burda i Wyplosz [2000] uważają, że w przypadku inwestycji na danym rynku walutowym znak premii za ryzyko zależy między innymi od stanu aktywów zagranicznych netto kraju waluty bazowej i kwotowanej oraz od udziału stron trzecich w aktywach zagranicznych obu krajów. Inwestycja w aktywa denominowane w walucie obcej wiąże się bowiem z dodatkowym ryzykiem wynikającym z możliwych w przyszłości niekorzystnych zmian kursowych. Burda i Wyplosz [2000] twierdzą dodatkowo, że wielkość premii za ryzyko zależy w dużej mierze od zmienności danego kursu walutowego oraz od poziomu awersji do ryzyka uczestników rynku. Im wyższa zmienność cen na rynku walutowym oraz im wyższy poziom awersji do ryzyka wśród inwestorów, tym wyższa jest premia za ryzyko na danym rynku. Podkreślają oni jednak, że trudno jest stwierdzić, co dokładnie determinuje znak i wielkość premii za ryzyko, gdyż wartość oczekiwanego przyszłego walutowego kursu kasowego ($E_t(S_{t+k} | \Omega_t)$) nie jest obserwowalna.

Dla zabezpieczonego parytetu stóp procentowych zamiast oczekiwanego kursu kasowego $E(S_{t+k} | \Omega_t)$ uwzględniany jest kurs terminowy $f_t^{(k)}$ [Fama 1984]. Z połączenia niezabezpieczonego i zabezpieczonego parytetu stóp procentowych wynika poniższa równość [Domowitz i Hakkio 1985]:

$$E(S_{t+k} | \Omega_t) - s_t = f_t^{(k)} - s_t + p_{t+k} \quad (2.18)$$

W literaturze przedmiotu dotyczącej modelowania kursu walutowego premia za ryzyko definiowana jest często jako różnica między oczekiwanym w momencie t przyszłym kursem kasowym obowiązującym w czasie $t+k$ oraz terminowym kursem walutowym (forward) ustalonym w momencie t dla kontraktów wygasających w momencie $t+k$ (2.23) [Burda i Wyplosz 2000]. Zależność (2.19) wynika z równania (2.18).

$$p_{t+k} = E(S_{t+k} | \Omega_t) - f_t^{(k)} \quad (2.19)$$

Wzrost premii za ryzyko wyrażonej wzorem (2.19) oznacza, że inwestorzy oczekują wzrostu kursu walutowego w stosunku do kursu terminowego, czyli kursu wyznaczonego zabezpieczonym parytetem stóp procentowych. Wówczas kurs terminowy ustalony w momencie t dla kontraktów wygasających w momencie $t+k$ jest niższy od oczekiwanego w momencie t przyszłego walutowego kursu kasowego, który będzie obowiązywał w czasie $t+k$ ($E(S_{t+k}) > f_t^{(k)}$). Zgodnie z parytetem stóp procentowych, kurs terminowy ustalony w momencie t dla kontraktów wygasających w momencie $t+k$ powinien być natomiast równy rynkowym oczekiwaniom odnośnie do kształtowania się kursu kasowego, który będzie obowiązywał w okresie $t+k$.

Zgodnie z teorią racjonalnych oczekiwań (2.4) można przyjąć, że błąd oczekiwań inwestorów (ε_{t+k}) to różnica między oczekiwanym i rzeczywistym kasowym kursem walutowym (spot):

$$\varepsilon_{t+k} = E(s_{t+k} | \Omega_t) - s_{t+k} \quad (2.20)$$

Z kolei nadzwyczajna stopa zwrotu (ang. *excess return*) z inwestycji na rynku walutowym (z_{t+k}) może być określona jako różnica między walutowym kursem kasowym w czasie $t+k$ oraz kursem terminowym ustalonym w momencie t dla kontraktów wygasających w momencie $t+k$ (2.21). Należy tutaj dodać, iż z_{t+k} może też być interpretowane jako błąd prognozy przyszłego kursu kasowego (s_{t+k}) zbudowanej przy użyciu kursu terminowego ($f_t^{(k)}$).

$$z_{t+k} = s_{t+k} - f_t^{(k)} \quad (2.21)$$

Z równań (2.19), (2.20) i (2.21) wynika, że nadzwyczajna stopa zwrotu z inwestycji na rynku walutowym (z_{t+k}) może być przedstawiona jako suma premii za ryzyko (p_{t+k}) oraz zmiennej losowej (ε_{t+k}) [Dibooglu 1998] (2.22).

$$z_{t+k} = p_{t+k} + \varepsilon_{t+k} \quad (2.22)$$

W literaturze przedmiotu istnieją dwa główne podejścia objaśniające wpływ premii za ryzyko na wahania kursów walutowych. W pierwszym z nich wykorzystuje się ekonometryczne modele wariancji warunkowej. W drugim podejściu kładzie się nacisk na strukturyzację zależności determinujących premię za ryzyko i stosuje się modele oparte na stochastycznych czynnikach dyskontujących (ang. *stochastic discount factors*, SDF lub *pricing kernels*) [Kelm 2011]. Hodrick [1987] jest zdania, że to modelowanie wariancji warunkowej pozwala określić, czy odrzucenie hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych spowodowane jest istnieniem zmiennej w czasie premii za ryzyko. Domowitz i Hakkio [1985] jako pierwsi modelowali premię za ryzyko za pomocą modeli klasy ARCH (ang. *autoregressive conditional heteroskedasticity*).

W modelach klasy ARCH składnik losowy (ε_t) generowany jest przez proces autoregresyjny z warunkową heteroskedastycznością. Warunkowa wartość oczekiwana i warunkowa wariancja zmiennej losowej ε_t wynoszą odpowiednio:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) &= 0 \\ D^2(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) &= h_t \end{aligned} \quad (2.23)$$

Wariancja warunkowa zmiennej losowej ε_t jest zmienna w czasie. Jeśli wariancja h_t byłaby stała w czasie, to wówczas proces generujący ε_t byłby proce-

sem białego szumu. Jako pierwszy modele ARCH opisał Robert Engle w pracy pt. „Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”.

Domowitz i Hakkio [1985] założyli, że premia za ryzyko składa się z dwóch komponentów, tj. ze stałego komponentu β_0 oraz ze zmiennego w czasie komponentu δh_t .

$$p_t = \beta_0 + \delta h_t \quad (2.24)$$

gdzie:

p_t – premia za ryzyko na moment t ,

h_t – wariancja warunkowa.

Jeżeli parametry β_0 i δ są nieistotnie różne od zera, to nie ma premii za ryzyko. Jeżeli parametr β_0 jest istotnie różny od zera, natomiast parametr δ jest nieistotnie różny od zera, to mamy do czynienia ze stałą premią za ryzyko. Z kolei zmienna w czasie premia za ryzyko istnieje wtedy, gdy oba parametry są istotnie różne od zera. Domowitz and Hakkio [1985] pokazali, że w przypadku waluty brytyjskiej i japońskiej istnieje niezerowa premia za ryzyko. Z kolei dla waluty niemieckiej, francuskiej i szwajcarskiej brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej $H_0: \beta_0 = 0; \delta = 0$.

W niniejszej monografii premia za ryzyko objaśniana jest za pomocą modeli klasy GARCH-in-mean (ang. *generalized autoregressive conditional heteroscedasticity in mean*, GARCH(s,q)-M). Modele klasy GARCH-M opisują zależności pomiędzy stopą zwrotu z instrumentu finansowego a zmieniającym się w czasie ryzykiem mierzonym wariancją warunkową. Większa wariancja kursu walutowego oznacza większą niepewność zysków, a tym samym większą premię za ryzyko oczekiwaną aktualnie przez inwestorów. W modelach klasy ARCH-M zależność wynikająca z niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych ma charakter warunkowy względem zmiennej premii za ryzyko. Engle, Lilien i Robins [1987], jako jedni z pierwszych, opisali zastosowanie modeli ARCH(q)-M w wyjaśnianiu premii za ryzyko na rynku finansowym. Z kolei Berk i Knot [2001] wykorzystali modele ARCH(q)-M w analizie premii za ryzyko na rynku walutowym. Z reguły jednak przy większej liczbie obserwacji konieczne jest szacowanie dużej liczby parametrów w modelu ARCH(q), co znacznie utrudnia badania empiryczne. Aby uniknąć problemu dużych wartości q w modelu ARCH(q) zaleca się stosowanie modeli GARCH(s,q) [Fiszeder 2001]. Proces GARCH(s,q) został wprowadzony niezależnie przez dwóch badaczy: Bollersleva [1986] i Taylora [1986]. Zastosowanie modeli GARCH(s,q)-M w modelowaniu premii za ryzyko na rynku walutowym pokazali między innymi Poghosyan, Kocenda i Zemcik [2008].

Model (2.25) to przykładowy model GARCH(s,q)-M służący modelowaniu premii za ryzyko na rynku walutowym.

$$\begin{cases}
z_t = p_t + \beta X + \varepsilon_t \\
p_t = \beta_0 + \delta \sqrt{h_t} \\
\varepsilon_t = \sqrt{h_t} \psi_t \\
h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \varphi_j h_{t-j}
\end{cases} \quad (2.25)$$

gdzie

$$\begin{cases}
\psi_t | \Omega_{t-1} \sim IID(0,1) \\
\alpha_0 > 0, \forall_{i>0} \alpha_i \geq 0, \forall_{j>0} \varphi_j \geq 0
\end{cases}$$

gdzie:

z_t – stopa zwrotu z inwestycji zagranicznych,

p_t – premia za ryzyko,

X_t – wektor zmiennych niezależnych,

ε_t – szok (innowacja) stopy zwrotu,

ψ_t – ciąg niezależnych zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie ze średnią 0 ($E(\psi_t) = 0$) i wariancją 1 ($E(\psi_t^2) = 1$),

h_t – funkcja wariancji warunkowej modelu GARCH, która odzwierciedla zmienną w czasie premię za ryzyko,

$\alpha, \beta, \delta, \varphi$ – parametry modelu.

W modelu (2.25) założono, że premia za ryzyko jest funkcją odchylenia standardowego składnika losowego. W literaturze przedmiotu premia za ryzyko przedstawiana jest także jako funkcja wariancji składnika losowego. Model premii za ryzyko (2.25) opracowano na podstawie równań (2.22) i (2.24). Zadaniem modelu (2.25) jest sprawdzenie, czy stopa zwrotu z inwestycji na rynku walutowym (z_t) zależy od warunkowej zmienności cen na tym rynku oraz od innych zmiennych niezależnych, mogących mieć wpływ na poziom z_t . Należy podkreślić, że istotna statystycznie wartość parametru δ wskazuje na istnienie związku między stopą zwrotu z_t a jej warunkową zmiennością, co w rezultacie oznacza istnienie niezerowej premii za ryzyko na danym rynku walutowym [Jiang i Chiang 2000]. Dodatkowo, w literaturze przedmiotu parametr δ nazywany jest często współczynnikiem awersji do ryzyka inwestorów na rynku walutowym [Serwa 2009]. Jeżeli parametr δ jest istotnie różny od zera, to można uznać, że poziom awersji do ryzyka inwestorów ma wpływ na zmienną z_t , a tym samym na zmiany badanego kursu walutowego.

Zdaniem wielu badaczy (m.in. Nelson [1991], Zakoian [1994], Engle i Lee [1999]), liniowe modele klasy GARCH(s,q)-M nie są w stanie uchwycić odmiennego wpływu negatywnych i pozytywnych informacji na zmienność cen na rynku finansowym. Spowodowane jest to między innymi tym, że w modelach

GARCH(s,q) amplituda zmienności w czasie t zależy od kwadratu błędu zaobserwowanego w przeszłości. Dodatkowo, warunek nieujemności parametrów α i φ sprawia, że zarówno dodatnie, jak i ujemne impulsy (szoki) zawsze mają dodatni, o tej samej amplitudzie, wpływ na warunkową wariancję [Starzeński 2011].

Istnieje duża rodzina modeli GARCH, które uwzględniają różnego rodzaju efekty asymetrii. Przykładowo, Nelson [1991] zaproponował model wykładniczy GARCH (ang. *exponential* GARCH, EGARCH), który nie wymaga założenia nieujemności parametrów. Za pomocą tego modelu pokazał on odmienny wpływ negatywnej i pozytywnej informacji na poziom przyszłej zmienności cen na rynku finansowym. Można zatem modelować asymetryczny wpływ historycznych błędów ε na wielkość premii za ryzyko przez zastosowanie odpowiedniej konstrukcji równania wariancji warunkowej.

W zaproponowanym przez Nelsona [1991] modelu wykładniczym EGARCH(s,q)-M, służącym modelowaniu premii za ryzyko na rynku walutowym, zastępujemy równanie wariancji warunkowej w modelu GARCH-M (2.25) równaniem (2.26).

$$\ln h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i [\theta \varepsilon_{t-i}^* + \gamma (|\varepsilon_{t-i}^*| - E|\varepsilon_{t-i}^*|)] + \sum_{j=1}^s \varphi_j \ln h_{t-j} \quad (2.26)$$

$$\varepsilon_{t-i}^* = \varepsilon_{t-i} / \sqrt{h_t}$$

gdzie:

ε_{t-i}^* – standaryzowany składnik losowy,

$E|\varepsilon_{t-i}^*|$ – wartość oczekiwana z wartości bezwzględnej zmiennej ε_{t-i}^* ,

$\alpha, \beta, \theta, \gamma, \varphi$ – parametry modelu.

Alternatywnie, równanie wariancji w modelu EGARCH(s,q) można przedstawić następująco [Tsay 2010]:

$$\ln h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} + \sum_{k=1}^l \gamma_k \frac{|\varepsilon_{t-k}|}{\sqrt{h_{t-k}}} + \sum_{j=1}^s \varphi_j \ln h_{t-j} \quad (2.27)$$

Parametr γ_k odzwierciedla tzw. efekt dźwigni (ang. *leverage effect*), czyli asymetryczny wpływ informacji pozytywnych i negatywnych na poziom wariancji. Efekt dźwigni występuje wówczas, gdy odrzucamy hipotezę zerową $H_0: \gamma_k = 0$ na rzecz hipotezy alternatywnej $H_0: \gamma_k < 0$.

Inne modele uwzględniające asymetryczny wpływ negatywnych i pozytywnych szoków na warunkową wariancję to między innymi wprowadzony przez Glostena, Jagannathana i Runkle'a [1993] model GJR-GARCH oraz zaproponowany przez Zakoiana [1994] model *threshold* GARCH (TGARCH).

We wprowadzonym przez Glostena, Jagannathana i Runkle'a [1993] modelu progowym GJR-GARCH(s,q)-M zastępujemy równanie wariancji warunkowej w modelu GARCH-M (2.25) równaniem (2.28). Warunkowa wariancja w modelu GJR-GARCH określona jest następującym równaniem:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^l \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I(\varepsilon_{t-k} < 0) + \sum_{j=1}^s \varphi_j h_{t-j} \quad (2.28)$$

gdzie: $I(\varepsilon_{t-k} < 0)$ – funkcja, która przyjmuje wartość 1, gdy $\varepsilon_{t-k} < 0$, oraz wartość 0, gdy $\varepsilon_{t-k} \geq 0$.

W modelu GJR-GARCH(s,q) efekt dźwigni występuje wówczas, gdy odrzucamy hipotezę zerową $H_0: \gamma_k = 0$ na rzecz hipotezy alternatywnej $H_0: \gamma_k > 0$. Dodatni parametr γ_k oznacza tu bowiem wzrost zmienności warunkowej po wystąpieniu szoku ujemnego. Z kolei, jeśli parametr $\gamma_k = 0$, to model GJR-GARCH(s,q) przyjmuje postać standardowego modelu GARCH(s,q). Modelowaniem premii za ryzyko na rynku walutowym na podstawie modelu GJR-GARCH-M zajmowali się między innymi Jiang i Chiang [2000].

Z kolei zaproponowany przez Zakoiana [1994] model progowy (ang. *threshold*) GARCH (TGARCH) różni się od modelu GJR_GARCH tylko tym, że w modelu TGARCH opisowi podlega warunkowe odchylenie standardowe, a nie warunkowa wariancja. Warunkowe odchylenie standardowe w modelu TGARCH określone jest równaniem (2.29).

$$\sqrt{h_t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \sum_{k=1}^l \gamma_k |\varepsilon_{t-k}| I(\varepsilon_{t-k} < 0) + \sum_{j=1}^s \varphi_j \sqrt{h_{t-j}} \quad (2.29)$$

W 1999 r. Engle i Lee wprowadzili tzw. modele *component* GARCH (CGARCH). Zmienność w modelach CGARCH podzielona jest na dwa komponenty, tj. długoterminowy trend i krótkoterminowe odchylenia od trendu. Długoterminowy trend to stały element zmienności, który odzwierciedla szoki wywołane fundamentalnymi czynnikami ekonomicznymi. Krótkoterminowy trend to z kolei przemijający, chwilowy element, który wywołany jest zmianami w nastrojach rynkowych. W opracowanym przez Engle i Lee [1999] modelu *component* GARCH (CGARCH) równanie wariancji można przedstawić następująco:

$$\begin{cases} q_t = \alpha_0 + \tau(q_{t-1} - \alpha_0) + \nu(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) \\ h_t - q_t = \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \varphi(h_{t-1} - q_{t-1}) \end{cases} \quad (2.30)$$

gdzie:

q_t – komponent długoterminowy,

$h_t - q_t$ – komponent krótkoterminowy,
 $\alpha, \tau, \vartheta, \varphi$ – parametry modelu.

W monografii wykorzystano także model CGARCH z efektem asymetrii. W asymetrycznym modelu CGARCH(1,1) wariancja opisana jest układem równań (2.31).

$$\begin{cases} q_t = \alpha_0 + \tau(q_{t-1} - \alpha_0) + \nu(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) \\ h_t - q_t = \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \gamma(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1})I(\varepsilon_{t-1} < 0) + \varphi(h_{t-1} - q_{t-1}) \end{cases} \quad (2.31)$$

Christoffersen i inni [2008] uważają, że modele CGARCH objaśniają zmienność cen na rynku finansowym znacznie lepiej niż pozostałe modele klasy GARCH. Li, Ghoshray i Morley [2012] pokazali zastosowanie asymetrycznego modelu CGARCH-M w modelowaniu premii za ryzyko na rynku walutowym. Model CGARCH-M z efektem asymetrii to połączenie trzech grup modeli GARCH, tj. modelu GARCH-M, modelu CGARCH i modelu GJR-GARCH.

Modele klasy GARCH-M są użyteczne z punktu widzenia modelowania premii za ryzyko. Okazuje się jednakże, iż większość badań dotyczących wyjaśnienia anomalii premii terminowej istnieniem niezerowej premii za ryzyko nie daje wystarczających podstaw, aby uznać, że to właśnie premia za ryzyko przyczynia się do odrzucenia hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych (m.in. Froot i Thaler [1990], Engel [1996]). W teorii dotyczącej rynków walutowych anomalia premii terminowej tłumaczona jest dodatkowo istnieniem banków spekulacyjnych czy też tzw. efektem „peso”. Banka spekulacyjna pojawia się w momencie, gdy różnica między aktualnym kursem walutowym a kursem równowagi wyznaczonym przez czynniki fundamentalne powiększa się coraz szybciej. W rezultacie mechanizm ten się załamuje i następuje gwałtowny powrót kursu do jego poziomu teoretycznego [Meese 1986]. Efekt „peso” pojawia się wówczas, gdy uczestnicy rynku przyjmują dodatnie prawdopodobieństwo zajścia określonego zdarzenia, które ostatecznie nie zachodzi. W wyniku efektu „peso” proces formułowania oczekiwań jest obciążony, co z kolei prowadzi do systematycznie obciążonych prognoz [Wdowiński 2010a].

Baillie i Chang [2011] uważają z kolei, że to strategie *carry trade* odgrywają ważną rolę w wyjaśnieniu odchylenia kursu walutowego od poziomu wynikającego z niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Prowadzone na olbrzymią skalę inwestycje w krajach o wyższym koszcie pieniądza przyczyniają się bowiem do aprecjacji waluty tych krajów. Z kolei duży odpływ kapitału z krajów o niskiej stopie procentowej (m.in. Japonii) przyczynia się do znacznej deprecjacji ich waluty. Przeczy to niezabezpieczonemu parytetowi stóp procentowych, który zakłada, że im wyższe oprocentowanie danej waluty, tym niższa jej wartość.

NIEZABEZPIECZONY PARYTET STÓP PROCENTOWYCH NA RYNKU JENA JAPOŃSKIEGO

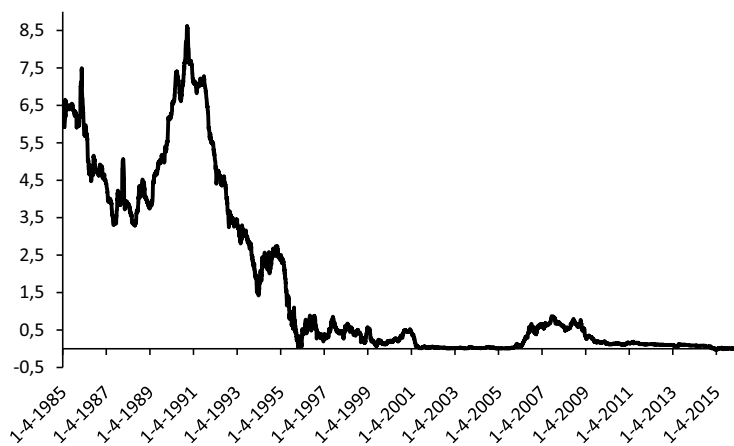
3.1. Strategie walutowe *carry trade* na przykładzie Japonii

Lata 1950–1970 to czas szybkiego wzrostu gospodarczego w Japonii, kiedy to średnia roczna stopa wzrostu PKB kształtowała się na poziomie 8–9%. W latach 1970–1990 tempo wzrostu gospodarczego spadło do około 4%, ale nadal był to czas dobrej koniunktury [Itoh 2000]. Prężnie rozwijał się wówczas przede wszystkim japoński przemysł samochodowy i elektroniczny. Japonia stała się niezwykle ważnym eksporterem produktów i usług z zakresu nowoczesnej technologii. Znacznie wzrosła też jakość życia Japończyków. Od 1950 do 1990 r. realny PKB per capita wzrósł z poziomu 1230 do poziomu 23 970 dolarów. Średnia długość życia Japończyków znacznie się wydłużyła. Od 1950 do 1990 r. średnia długość życia mężczyzn wzrosła z 50 do 75 lat, a średnia długość życia kobiet z 54 do 81 lat [Siddiqui 2009].

Po 1990 r. sytuacja gospodarcza Japonii pogorszyła się. W 1992 r. wzrost realnego PKB kształtował się na poziomie 1%, w 1993 r. oscylował w okolicach 0,2%, a już w 1994 r. spadł do poziomu – 2,4% [Obstfeld 2011]. W literaturze przedmiotu można odnaleźć wiele publikacji poruszających problem recesji gospodarczej Japonii w latach 90. XX w. [m.in. Krugman 1998, Posen 1998, Bayoumi 2001, Powell 2002]. W monografii rozważania ograniczono jedynie do opisu wpływu polityki monetarnej Banku Centralnego Japonii na wartość waluty japońskiej oraz sytuację gospodarczą Japonii, w tym przede wszystkim na poziom cen na rynku nieruchomości i rynku akcji.

We wrześniu 1985 r. pięć potęg gospodarczych świata (Stany Zjednoczone, Niemcy, Wielka Brytania, Francja, Japonia) podpisało w Nowym Jorku porozumienie, tzw. *Plaza Accord*. Porozumienie to dotyczyło interwencji na rynku walutowym, a jego celem miało być osłabienie dolara amerykańskiego względem pozostałych walut, w tym przede wszystkim niemieckiej marki i japońskiego jena. W konsekwencji w połowie lat 80. doszło do silnej aprecjacji waluty japońskiej. Na początku 1985 r., przed porozumieniem *Plaza Accord*, kurs JPY/USD kształtował się na poziomie około 260. W listopadzie 1985 r., miesiąc po porozumieniu, kurs JPY/USD oscylował już w granicach 204, a trzy lata później, na początku

1988 r., osiągnął poziom 125 [Obstfeld 2011]. A zatem w ciągu 3 lat wartość jena japońskiego w stosunku do dolara amerykańskiego wzrosła o ponad 50%. Ta silna aprecjacja waluty japońskiej przyczyniła się do znacznego spadku wpływów z eksportu. Pogorszyło to koniunkturę Japonii, gdyż to właśnie eksport stanowił najważniejszy składnik jej gospodarki. W odpowiedzi na zaistniałą sytuację Bank Centralny Japonii zdecydował się na ekspansywną politykę pieniężną i znacznie obniżył stopę procentową. Na rysunku 5 przedstawiono wysokość nominalnych rocznych (12M) stóp procentowych w Japonii w latach 1985–2015.

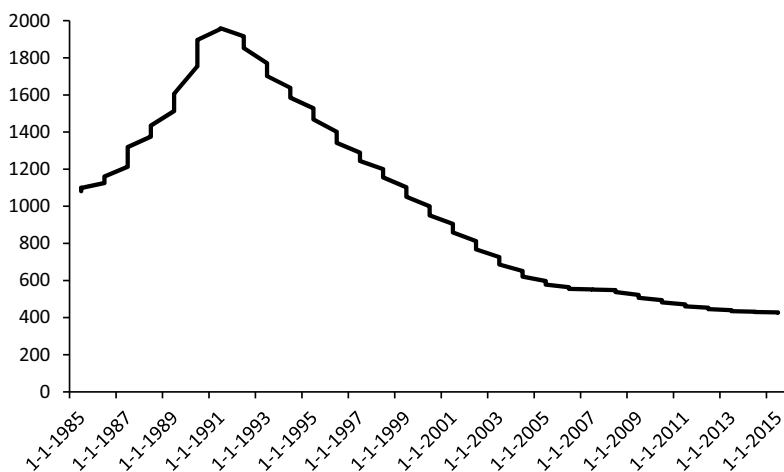


Rysunek 5. Kształtowanie się nominalnych rocznych (12M) stóp procentowych w Japonii w latach 1985–2015

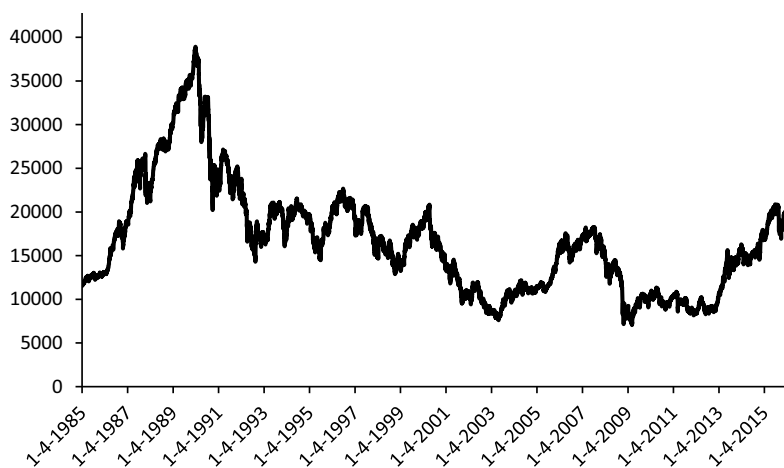
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Ministerstwa Finansów Japonii (<http://www.mof.go.jp/english/statistics/>).

W latach 1986–1987 stopy procentowe w Japonii zostały obniżone o ponad połowę. Przykładowo, wartość rocznych stóp procentowych spadła z poziomu 7,5% w listopadzie 1985 r. do poziomu 3,3% w maju 1987 r. (rysunek 5). Celem ekspansywnej polityki Banku Centralnego było zwiększenie inwestycji finansowanych kredytem. Poprzez takie działania Bank Centralny Japonii chciał złagodzić negatywne skutki silnej aprecjacji jena. W efekcie znaczny wzrost inwestycji, głównie na japońskim rynku akcji i rynku nieruchomości, doprowadził do gwałtownego wzrostu cen na obu rynkach. Powstała wówczas jedna z największych w historii bańka spekulacyjna [Powell 2002]. Na rysunku 6 przedstawiono kształtowanie się średnich kwartalnych cen gruntów miejskich w latach 1985–2015, a na rysunku 7 zaprezentowano kształtowanie się średniego dziennego japońskiego indeksu giełdowego Nikkei 225 w latach 1985–2015.

W latach 1985–1991 ceny gruntów miejskich w Japonii wzrosły z poziomu 1080 tys. do poziomu 1960 tys. jenów japońskich (rysunek 6). Olbrzymie wzrosty odnotowano także na rynku akcji. Między latami 1985 a 1989 wartość indeksu



Rysunek 6. Średnie kwartalne ceny gruntów miejskich w Japonii w latach 1985–2015 (w tys. JPY)
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.



Rysunek 7. Kształtowanie się japońskiego indeksu giełdowego Nikkei 225 w latach 1985–2015
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

Nikkei 225, głównego indeksu giełdowego w Japonii, wzrosła prawie trzykrotnie. Średni miesięczny poziom indeksu Nikkei 225 wynosił w styczniu 1985 r. 11 826, a w grudniu 1989 r. już 38 130 (rysunek 7).

Aby zatrzymać ten wzrostowy trend cen na rynku nieruchomości i rynku akcji, Bank Centralny Japonii zdecydował się na zmianę polityki pieniężnej z ekspansywnej na restrykcyjną. We wrześniu 1990 r. roczne stopy procentowe w Japonii osiągnęły bardzo wysoki poziom 8,6% (rysunek 5). Wzrost stóp procentowych spowodował znaczny wzrost kosztów udzielonych wcześniej kredytów.

Japończycy masowo zaczęli wyprzedawać zakupione w latach 1986–1989 akcje i nieruchomości, aby spłacić zaciągnięte kredyty. Na początku lat 90. XX w. doszło do załamania na japońskim rynku nieruchomości i rynku akcji. W ciągu 10 lat, od 1990 do 2000 r., japoński indeks giełdowy Nikkei 225 spadł o około 67%, z poziomu 38 713 w styczniu 1990 r. do poziomu 12 880 w październiku 1998 r. (rysunek 7). Gwałtownie spadały też ceny nieruchomości, w tym gruntów miejskich (co zostało przedstawione na rysunku 6). Po pęknięciu bańki cenowej na rynku nieruchomości i rynku akcji Bank Centralny Japonii powrócił do ekspansywnej polityki monetarnej. W październiku 1995 r. roczna stopa procentowa wynosiła zaledwie 0,04% (rysunek 5). Ekspansywna polityka monetarna nie przyniosła jednak zamierzonych rezultatów. Gospodarka Japonii popadła w wieloletnią stagnację.

Utrzymujące się przez wiele lat niskie stopy procentowe w Japonii (rysunek 5) spowodowały, że waluta tego kraju stała się główną walutą finansującą w walutowych strategiach spekulacyjnych *carry trade*⁴. Należy tutaj podkreślić, że stopień zaangażowania inwestorów w strategię *carry trade* wywiera duży wpływ na kształtowanie się kursów walutowych. Prowadzone na olbrzymią skalę inwestycje w krajach o wyższym koszcie pieniądza przyczyniają się do wzrostu wartości waluty tych krajów. Z kolei duży odpływ kapitału z krajów o niskiej stopie procentowej (m.in. Japonia), przyczynia się do znacznej deprecjacji ich waluty. Jednakże w czasach kryzysu, niepokoju na rynkach finansowych, inwestorzy masowo wycofują się ze swoich transakcji spekulacyjnych. Wówczas sprzedają oni aktywa finansowe zakupione w kraju o wyższych stopach procentowych, a następnie zamieniają uzyskane środki pieniężne na walutę kraju o niskich stopach procentowych, aby tam spłacić zaciągnięte wcześniej kredyty. Nagły wzrost podaży waluty kraju o wyższych stopach procentowych prowadzi do jej deprecjacji. Z kolei wzrost popytu na walutę kraju o niskich stopach procentowych (m.in. Japonia) prowadzi do jej aprecjacji.

Można zatem przypuszczać, że wartość waluty japońskiej zależy między innymi od stopnia zaangażowania uczestników rynku w strategię spekulacyjną *carry trade*. Z uwagi na fakt, że brak jest statystycznych danych odnośnie do wolumenu transakcji przeprowadzonych w ramach strategii *carry trade*, w literaturze przedmiotu zaangażowanie inwestorów w strategię *carry trade* mierzone jest często na podstawie danych z raportów „zaangażowania uczestników rynku” (ang. *Commitments of Traders Report*). Raporty te przygotowywane są przez amerykańską Komisję Obrotu Giełdowymi Kontraktami Terminowymi (ang. *U.S. Commodity Futures Trading Commission*, US CFTC). W raporcie tym wyróżnia się między innymi tzw. uczestników komercyjnych (ang. *commercial traders*)

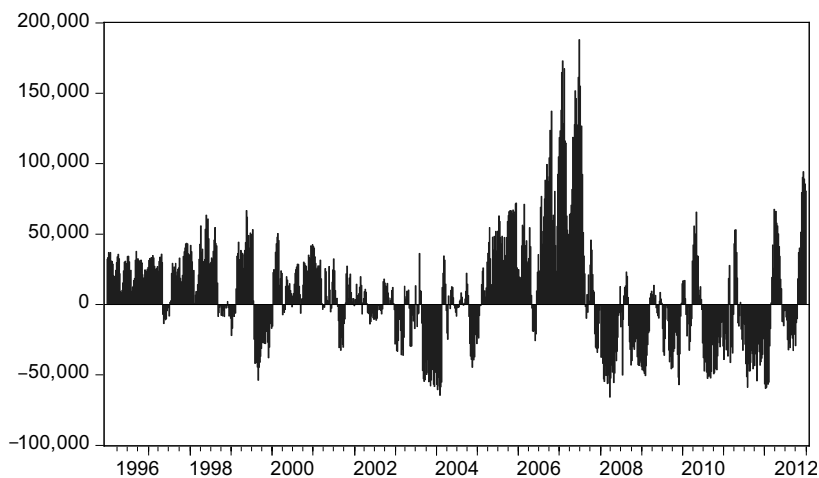
⁴ Opis walutowych strategii spekulacyjnych *carry trade* znajduje się w rozdziale 1.1.

i uczestników niekomercyjnych (ang. *non-commercial traders*). Pierwsza grupa uczestników rynku to podmioty, które korzystają z kontraktów terminowych w celu zabezpieczenia się przed ryzykiem zmiany ceny danego instrumentu bazowego. W przypadku kontraktów terminowych na walutę to najczęściej eksporterzy lub importerzy, którzy otwierają pozycje na rynku kontraktów terminowych na walutę tylko w celu ograniczenia ryzyka kursowego. Druga grupa uczestników rynku to podmioty, które zajmują pozycje na rynku kontraktów terminowych w celu osiągnięcia zysku na zmienności cen instrumentu bazowego. Ta grupa określana jest często mianem spekulantów.

Zaangażowanie inwestorów w strategię *carry trade* w jenach japońskich mierzone jest zazwyczaj jako stosunek liczby otwartych pozycji krótkich do liczby otwartych pozycji długich⁵ na rynku kontraktów terminowych na jena japońskiego przez podmioty spekulujące (ang. *non-commercial traders*). Im wyższa wartość tego wskaźnika, tym większe zainteresowanie strategiami *carry trade* w jenach japońskich. W dalszej części monografii wskaźnik ten określany będzie mianem miernika CTA (*carry trade activity*). Należy podkreślić, że wskaźnik ten nie jest miernikiem idealnym. Odzwierciedla on liczbę zakupionych i sprzedanych kontraktów terminowych na jena japońskiego, ale tylko na Giełdzie Instrumentów Pochodnych w Chicago (*Chicago Mercantile Exchange, CME*). Nie obejmuje on transakcji terminowych zawieranych na innych giełdach, na rynku pozagiełdowym (ang. *over-the-counter*) czy też transakcji na walutowym rynku spot. Przykładowo, Brunnermeier i inni [2008] są zdania, że transakcje przeprowadzane w ramach *carry trade* to głównie transakcje na rynku pozagiełdowym. Ponadto, założenie, że wszyscy niekomercyjni uczestnicy (ang. *non-commercial traders*) to podmioty zaangażowane w strategię *carry trade*, też nie jest w pełni prawidłowe. Jednakże, pomimo wszystkich wyróżnionych powyżej wad, dane publikowane przez Komisję Obrotu Giełdowymi Kontraktami Terminowymi stanowią jak dotąd najlepsze źródło informacji o skali działalności inwestorów wykorzystujących walutowe strategię *carry trade* [McGuire i Upper 2007].

Na rysunku 8 przedstawiono kształtowanie się miernika CTA, mierzącego zaangażowanie uczestników rynku w walutowe strategię spekulacyjną *carry trade* w jenach japońskich. Dane pochodzą z okresu 1996–2012, czyli obejmują lata, kiedy to stopy procentowe w Japonii utrzymywały się na stale niskim poziomie (rysunek 8). Wskaźnik CTA odzwierciedla w tym przypadku różnicę między

⁵ Pozycja długa (ang. *long position*) na rynku kontraktów terminowych oznacza kupno kontraktu, czyli zobowiązanie do kupna instrumentu bazowego (w tym wypadku jena japońskiego) w określonym momencie czasu w przyszłości (w tzw. dniu rozliczenia) za z góry ustaloną cenę (tzw. cenę wykonania); pozycja krótka (ang. *short position*) na rynku kontraktów terminowych oznacza z kolei sprzedaż kontraktu, czyli zobowiązanie do sprzedaży instrumentu bazowego w określonym momencie czasu w przyszłości, za z góry ustaloną cenę [Zajac 2005].



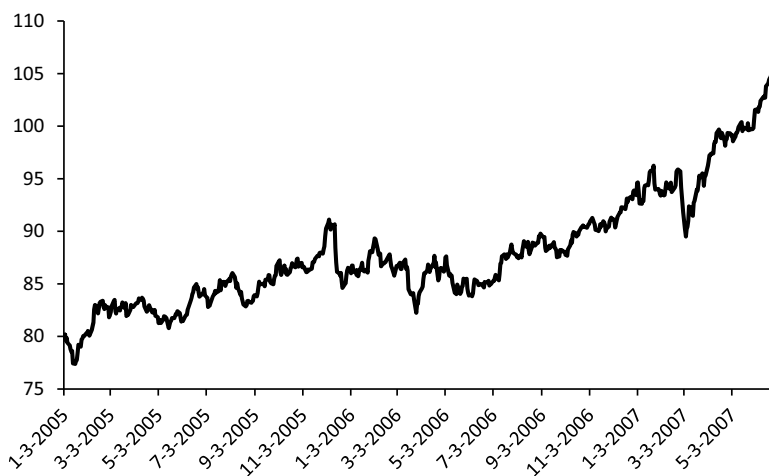
Rysunek 8. Różnica między liczbą otwartych pozycji krótkich a liczbą otwartych pozycji długich na rynku kontraktów terminowych na jena japońskiego w latach 1996–2012
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z amerykańskiej Komisji Obrót Giełdowymi Kontraktami Terminowymi (US CFTC).

liczbą otwartych pozycji krótkich a liczbą otwartych pozycji długich na rynku kontraktów terminowych na jena japońskiego. Im wyższa wartość wskaźnika CTA, tym większe zaangażowanie inwestorów w strategię *carry trade* w jenach japońskich.

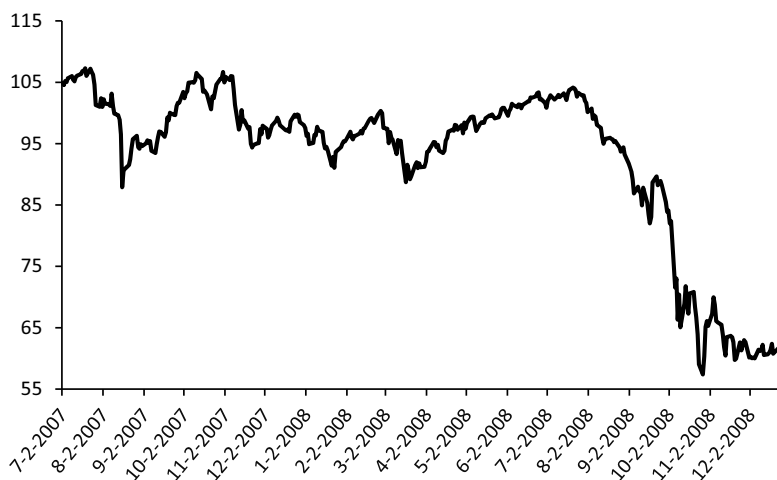
Z rysunku 8 wynika, że strategię *carry trade* cieszyły się największą popularnością w okresie 01.2005–06.2007. Wskaźnik CTA osiągał wtedy największe wartości. Można przypuszczać, że w tym okresie duża podaż waluty japońskiej przyczyniała się do jej deprecjacji. Na rysunku 9 przedstawiono kształtowanie się kursu JPY/AUD w okresie od stycznia 2005 r. do czerwca 2007 r. Należy podkreślić, że para walutowa JPY/AUD to typowa para walutowa wykorzystywana w *carry trade*.

W okresie od stycznia 2005 r. do czerwca 2007 r. kurs jena japońskiego do dolara australijskiego wzrósł z poziomu 80,44 do 104,62 (rysunek 9). W czasie, kiedy wskaźnik CTA wskazywał na znaczny wzrost zainteresowania strategiami *carry trade* wśród uczestników rynku, wartość jena japońskiego w stosunku do dolara australijskiego spadła zatem o ponad 30%.

Od lipca 2007 r. można zaobserwować duży spadek zaangażowania inwestorów w strategię *carry trade* w jenach japońskich (rysunek 8). Należy podkreślić, że lipiec 2007 r. to data uznawana często za początek pierwszego kryzysu finansowego XXI w. Zaburzenia na amerykańskim rynku kredytów hipotecznych *subprime* spowodowały wówczas znaczny wzrost niepokoju wśród uczestników rynku. Wzrosła globalna awersja do ryzyka i inwestorzy zaczęli masowo wycofywać



Rysunek 9. Kształtowanie się kursu JPY/AUD w okresie 01.2005–06.2007
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.



Rysunek 10. Kształtowanie się kursu JPY/AUD w okresie 07.2007–12.2008
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

się z transakcji finansowych przeprowadzanych w ramach strategii *carry trade*. Można przypuszczać, że wówczas gwałtowny wzrost popytu na jena japońskiego doprowadził do jego silnej aprecjacji. Na rysunku 10 zaprezentowano kształtowanie się kursu JPY/AUD w okresie od lipca 2007 r. do grudnia 2008 r. W okresie 07.2007–12.2008 kryzys na rynku nieruchomości w Stanach Zjednoczonych rozprzestrzenił się na rynki finansowe na całym świecie i w rezultacie, w trzecim kwartale 2008 r., doprowadził do upadku wielu instytucji finansowych.

Rysunek 10 obrazuje tendencję spadkową kursu JPY/AUD w okresie od lipca 2007 r. do grudnia 2008 r. Wówczas jen japoński umocnił się względem dolara australijskiego o prawie 40%. Najsilniejsza aprecjacja jena względem dolara australijskiego nastąpiła w trzecim kwartale 2008 r., kiedy to zbankrutowały ważne instytucje finansowe, a rynek finansowy ogarnęła panika. Analiza rysunków 8, 9 i 10 pozwala wnioskować, że poziom zaangażowania inwestorów w strategię *carry trade* wywierał wpływ na wartości waluty japońskiej. Badaniem tej zależności zajmowali się między innymi Klitgaard i Weir [2004]. Z raportu Narodowego Banku Polskiego [2010] wynika, że ta silna aprecjacja jena japońskiego od drugiej połowy 2007 r. wywołana była gwałtownym wycofywaniem się inwestorów z transakcji typu *carry trade*. W raporcie tym podkreślono dodatkowo, że późniejsze umacnianie się waluty japońskiej spowodowane było także tym, że waluta ta zyskała miano tzw. waluty *safe haven*⁶. W okresie niepokoju, kryzysu na rynkach finansowych, inwestycja w jena japońskiego, w przeciwieństwie do inwestycji na rynku akcji, przynosiła bowiem dodatnie stopy zwrotu.

Idea walutowych strategii spekulacyjnych *carry trade* wiąże się z teorią niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych (UIP)⁷. Parytet UIP mówi, że powinna istnieć żadna systematyczna różnica w stopie zwrotu z kapitału w walucie krajowej i w walucie zagranicznej. Dodatnia stopa zwrotu z inwestycji opartych na strategii *carry trade* przeczy zatem niezabezpieczonemu parytetowi stóp procentowych [Clarida i inni 2009]. W wielu publikacjach dotyczących strategii *carry trade* wykazano, że stopa zwrotu z tych strategii okazuje się niejednokrotnie dodatnia i nawet wyższa od stóp zwrotu na rynku akcji [Gyntelberg i Remonola 2007, Fong 2010]. Zyskowność strategii *carry trade* badał między innymi Darvas [2009]. Wykazał on, że kapitał w wysokości 1 dolara zainwestowany w strategię *carry trade* w styczniu 1976 r. mógł wzrosnąć nawet do poziomu 198 032 dolarów w kwietniu 2008 r. Fong [2010] analizował zyskowność strategii *carry trade* na podstawie danych z okresu 01.2001–06.2009. Wykazał on, że stopa zwrotu z tych walutowych strategii inwestycyjnych była bardzo wysoka, przede wszystkim w czasie poprzedzającym kryzys finansowy XXI w., czyli od stycznia 2001 r. do czerwca 2007 r. Zdaniem Fonga [2010], nawet w czasie kryzysu finansowego strategie te generowały średnio wyższe stopy zwrotu niż stopy zwrotu z inwestycji na rynku akcji. Jorda i Taylor [2012] wykazali, że odpowiednio skonstruowana strategia *carry trade* generowała dodatnie stopy zwrotu nawet w trzecim kwartale 2008 r., kiedy to wysoko oprocentowane waluty osłabiały się względem walut niżej oprocentowanych. Oczywiście nie dotyczy to podstawowej formy strategii *carry trade*, polegającej na zadłużeniu się w walucie kraju o niskich stopach procentowych (np. w Japonii), a następ-

⁶ Więcej informacji na temat walut *safe haven* znajduje się w publikacji Habib i Stracca [2012].

⁷ Teoria parytetu stóp procentowych została omówiona w rozdziale 2.

nie ulokowaniu uzyskanych środków w kraju o wysokich stopach procentowych (np. w Australii). Doskov i Swinkels [2015] zbadali stopy zwrotu możliwe do uzyskania ze strategii *carry trade* dla 20 wybranych walut na podstawie szeregów czasowych obejmujących lata 1900–2012. Ich zdaniem, strategia ta mogła być źródłem wysokich, dodatnich stóp zwrotu w przeważającej części badanego okresu. Pokazali oni jednak, że w 2008 r. strategie spekulacyjne *carry trade* przynosiły straty sięgające ponad 20%.

Z powyższych rozważań wynika, że stopy zwrotu z walutowych strategii *carry trade* są zazwyczaj dodatnie i często bardzo wysokie. Przeczy to zatem teorii niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych, która zakłada, że ta różnica w oprocentowaniu walut powinna być zdyskontowana poprzez aprecjację waluty kraju o niskich stopach procentowych (np. jena japońskiego) w stosunku do waluty kraju o wysokich stopach procentowych (np. dolara australijskiego). I przykładowo, dopóki jen japoński osłabia się względem dolara australijskiego, dopóty zysk z różnicy w stopach procentowych w Australii i Japonii będzie dodatkowo powiększany o zysk z transakcji na rynku walutowym. Z uwagi na fakt, że to jen japoński jest podstawową walutą wykorzystywaną w strategiach *carry trade*, można przypuszczać, że niezabezpieczony parytet stóp procentowych na rynku jena japońskiego nie jest zachowany. Testowanie parytetu UIP dla wybranych kursów jena japońskiego przedstawiono w rozdziałach 3.2 i 4.1.

Menkhoff i inni [2012] są zdania, że ta wysoka stopa zwrotu ze strategii *carry trade* stanowi pewnego rodzaju rekompensatę za ryzyko. Chodzi tu przede wszystkim o ryzyko związane z aprecjacją waluty kraju o niskich stopach procentowych. Tak jak to zostało uzasadnione powyżej, strategie *carry trade* generują bowiem wysokie zyski, dopóki waluta kraju o niskich stopach procentowych osłabia się względem waluty kraju o wysokich stopach procentowych. Jeżeli natomiast waluta nisko oprocentowana umacnia się względem innych, wyżej oprocentowanych walut, to strategia *carry trade* może przynosić duże straty. Uczestnicy rynku z awersją do ryzyka żądają zatem dodatkowej premii za ryzyko związane z inwestycją w *carry trade*. Zdaniem niektórych badaczy, zmienna w czasie premia za ryzyko może być źródłem odchylenia kursu walutowego od poziomu wynikającego z niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Problem ten został szerzej przedstawiony w rozdziale 4.2, gdzie opisano model premii za ryzyko dla wybranych kursów jena japońskiego i sprawdzono, czy *anomalii premii forward* na rynku jena japońskiego wynika z istnienia niezerowej, zmiennej w czasie premii za ryzyko.

Wielu badaczy wskazuje ponadto na istnienie istotnej zależności między liczbą przeprowadzonych transakcji typu *carry trade* a poziomem globalnej awersji do ryzyka [Brunnermeier i inni 2008, Fong 2013]. Brunnermeier i inni [2008] pokazali, że zaangażowanie inwestorów w strategię *carry trade* maleje

wraz ze wzrostem globalnej awersji do ryzyka, mierzonej indeksem VIX⁸. Dodatkowo wykazali, że w czasie, kiedy indeks VIX gwałtownie wzrasta, strategie *carry trade* generują straty. Straty te są z kolei związane z aprecjacją waluty kraju o niskich stopach procentowych względem waluty kraju o wysokich stopach procentowych. Można zatem przypuszczać, że wzrost globalnej awersji do ryzyka powoduje odwrócenie trendu cen na rynku walutowym i wówczas im wyższa wartość wskaźnika VIX, tym wyższa wartość jena względem innych, wyżej oprocentowanych walut.

Przeprowadzone w monografii badania dotyczą trzech kursów walutowych JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD. Wybrano kursy JPY/USD i JPY/EUR, gdyż dolar amerykański i euro to dwie najważniejsze waluty na świecie [Bank for International Settlements 2010, 2013, 2016]. Trzeci wybrany kurs JPY/AUD to z kolei typowa para walutowa wykorzystywana w strategiach *carry trade* [Gyntelberg, Remonola 2007].

3.2. Zastosowanie liniowego modelu regresji w testowaniu niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych na rynku jena japońskiego

Testowanie niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych (UIP) na rynku jena japońskiego przeprowadzono na podstawie modelu regresji (2.5). Obliczenia wykonano w pakiecie ekonometrycznym Eviews 8. Badania przeprowadzono dla trzech miesięcznych walutowych kursów kasowych (spot s_t) JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD oraz miesięcznych stóp procentowych w badanych krajach z okresu od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r. W analizowanych kursach walutowych jen japoński (JPY) jest walutą kwotowaną, natomiast odpowiednio dolar amerykański (USD), euro (EUR) i dolar australijski (AUD) to waluty bazowe. W monografii przyjęto zapis kursu walutowego, w którym w liczniku znajduje się waluta kwotowana, a w mianowniku waluta bazowa. Wzrost kursów JPY/USD, JPY/EUR, JPY/AUD oznacza spadek wartości jena japońskiego względem odpowiednio dolara amerykańskiego, euro i dolara australijskiego, natomiast spadek kursów utożsamiany jest z aprecjacją waluty japońskiej względem wyżej wymienionych walut. W badaniu wykorzystano miesięczne stopy procentowe pożyczek oferowanych na międzybankowym rynku pieniężnym (tj. LIBOR JPY, LIBOR USD,

⁸ Wielu badaczy do opisu zmian poziomu globalnej awersji do ryzyka wśród uczestników rynku stosuje opracowany przez Whaley'a [1993] indeks VIX (ang. *Chicago Board Options Exchange Spx Volatility Index*). VIX mierzy implikowaną zmienność opcji na amerykański indeks S&P 500. Zmienność implikowana odzwierciedla aktualne oczekiwania uczestników rynku odnośnie do przyszłej zmienności indeksu S&P 500, a tym samym oczekiwania co do ryzyka związanego z inwestycją w amerykański indeks akcji S&P 500.

LIBOR EUR, LIBOR AUD). Wykorzystane do badań dane obejmują okres od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r. Okres ten obejmuje cztery lata poprzedzające pierwszy kryzys finansowy XXI wieku (06.2003–06.2007) oraz cztery lata niepokoju na rynkach finansowych (07.2007–06.2011). Za początek globalnego kryzysu finansowego XXI wieku uznano załamanie na rynku kredytów hipotecznych *subprime* w Stanach Zjednoczonych, które nastąpiło na przełomie lipca i sierpnia 2007 r. Zakres czasowy danych wynika między innymi z ich dostępności oraz z potrzeby wyróżnienia w badanym horyzoncie czasu dwóch równych pod względem trwania, ale różnych pod względem sytuacji na rynkach finansowych, okresów (tj. okresu dużej i małej zmienności cen).

W literaturze przedmiotu przyjmuje się zazwyczaj, że miesięczne zmiany kursu walutowego wyjaśniane są przy użyciu miesięcznych danych o stopach procentowych, kwartalne przy użyciu danych kwartalnych, tygodniowe przy użyciu danych tygodniowych itp. Zbyt duża częstotliwość danych odnośnie do stóp procentowych w stosunku do horyzontu zmian kursu walutowego (k) powoduje bowiem autokorelacje składnika losowego i spadek dokładności oszacowań [Serwa 2009]. Do obliczeń wykorzystano dane o częstotliwości miesięcznej oraz przyjęto, że k wynosi 1, co w tym przypadku odpowiada miesięcznemu przedziałowi czasowemu między dwiema obserwacjami kursu walutowego $s_{t+k} - s_t$.

Wyniki oszacowań modelu regresji (2.5) dla kursów walutowych JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD zostały przedstawione w tabeli 4.

W pierwszym wierszu tabeli 4 zapisano wartości oszacowań parametrów α i β modelu (2.5). Trzy kolejne wiersze zawierają wartości statystyk testowych t_1 , t_2 i χ^2 , o których będzie mowa w dalszej części monografii. Liczba obserwacji (N) wykorzystanych do budowy modelu (2.5) znajduje się w wierszu piątym. Kolejny

Tabela 4. Wyniki testowania niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych na rynku jena japońskiego na podstawie modelu regresji (2.5) w latach 06.2003–06.2011

Wyszczególnienie	JPY/USD		JPY/EUR		JPY/AUD	
	α	β	α	β	α	β
α, β	-0,01	-0,11	0,00	0,18	0,07	1,30
t_1	-1,61	-0,72	0,17	0,55	2,63***	2,66***
t_2	-7,25***		-2,56**		0,62	
χ^2	86,17***		30,09***		120,53***	
N	97		97		97	
R^2	0,005		0,003		0,069	
LM	14,57		11,36		14,84	
LM-ARCH	2,95*		0,30		2,64	

*, **, *** – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 0,1; 0,05; 0,01

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

wiersz zawiera informację o wartości współczynnika determinacji (R^2). Współczynnik determinacji jest miarą dokładności dopasowania modelu do danych empirycznych i mówi nam, jaka część zmienności zmiennej objaśnianej jest wyjaśniona przez model [Gruszczyński, Podgórska 2008]. W ostatnich dwóch wierszach zapisano oszacowania statystyk, odpowiednio testu Breuscha-Godfrey'a [Godfrey 1988] (statystyka LM) na testowanie autokorelacji składnika losowego i testu Breuscha-Pagana [Breusch, Pagan 1979] (statystyka LM-ARCH) na wykrywanie warunkowej heteroskedastyczności składnika losowego.

Parametry modelu (2.5) zostały oszacowane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK) [Borkowski i inni 2003, Kukuła 2009, Kisielińska 2012]. Ocenę modelu rozpoczęto od sprawdzenia statystycznej istotności ocen parametrów. Weryfikacji poddano następujące hipotezy zerowe: $H_0: \alpha = 0$ oraz $H_0: \beta = 0$. Statystyka testowa ma rozkład t -Studenta o 95 stopniach swobody, a jej wartość oznaczona jest w tabeli 2 jako t_1 . W przypadku kursu JPY/AUD współczynnik kierunkowy β jest istotnie różny od zera, co oznacza istnienie związku pomiędzy zmienną zależną ($s_{t+k} - s_t$) i niezależną ($i_t - i_t^*$). Dla kursów JPY/USD i JPY/EUR parametr β jest nieistotnie różny od zera, co wskazuje na to, że wnioski płynące z analizy modelu (2.5) dla kursów JPY/USD i JPY/EUR należy traktować z pewną ostrożnością. Niskie wartości współczynnika determinacji R^2 również sugerują, że model w małym stopniu objaśnia zmiany miesięcznych przyrostów badanych kursów walutowych. Może to świadczyć o tym, że różnica w oprocentowaniu analizowanych walut nie zawiera dodatkowych informacji przydatnych do prognozowania s_{t+k} ponad te, które zawarte są w s_t . Takie założenie jest jednak sprzeczne z teorią niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych.

W większości przypadków obliczenia nie wykazują autokorelacji ani heteroskedastyczności składnika losowego, które mogłyby obniżyć precyzję oszacowań parametrów modelu. W teście Breuscha-Godfrey'a hipoteza zerowa mówi, że składnik losowy nie podlega autokorelacji do rzędu p włącznie, gdzie p to rząd opóźnień. Statystyka testowa LM ma rozkład $\chi^2(p)$ o p stopniach swobody. Ze względu na to, że do estymacji modelu (2.5) wykorzystano dane miesięczne, założono, że rząd opóźnień (p) wynosi 12. Dla wszystkich badanych kursów nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji do rzędu 12 włącznie. W teście Breuscha-Pagana hipoteza zerowa zakłada homoskedastyczność składnika losowego modelu. W rozważanym przypadku statystyka testowa LM-ARCH ma rozkład χ^2 o jednym stopniu swobody. Dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej, że składnik losowy modelu (2.5) jest homoskedastyczny. Z kolei dla kursu JPY/USD hipotezę zerową odrzucamy na poziomie istotności 0,1.

Jeżeli niezabezpieczony parytetu stóp procentowych jest zachowany, to parametr α w modelu (2.5) powinien być równy zeru, a parametr β powinien wynosić

jeden. Hipotezę zerową $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ zweryfikowano korzystając z testu Walda. Statystyka testowa χ^2 ma rozkład chi-kwadrat o 2 stopniach swobody. Hipoteza $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ została odrzucona dla wszystkich badanych kursów na poziomie istotności 0,01. Uzyskane wyniki wskazują jednoznacznie, że w okresie od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r. parytet UIP dla kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD nie był zachowany.

Bardzo często testowanie hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych sprowadza się tylko do weryfikacji hipotezy zerowej, mówiącej, że parametr kierunkowy w modelu regresji (2.5) jest równy jedności ($H_0: \beta = 1$). Statystyka testowa ma wówczas rozkład t -Studenta o 95 stopniach swobody, a jej wartość oznaczona jest w tabeli 4 jako t_2 . Z obliczeń przedstawionych w tabeli 4 wynika, że dla kursów JPY/USD i JPY/EUR parametr kierunkowy β różni się istotnie od jedności, natomiast dla kursu JPY/AUD nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy $H_0: \beta = 1$. A zatem, w przypadku kursu JPY/AUD, weryfikacja hipotezy $H_0: \beta = 1$ nie prowadzi do tych samych wniosków, co weryfikacja hipotezy $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$.

Dla wielu badaczy zajmujących się niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych, analiza znaku parametru kierunkowego β jest nawet ważniejsza od statystycznej weryfikacji hipotezy $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$, czy też hipotezy $H_0: \beta = 1$. Niezabezpieczony parytet stóp procentowych przyjmuje, że waluty krajów o wysokich stopach procentowych mają tendencję do deprecjacji, a waluty krajów o niskich stopach procentowych do aprecjacji. Jeżeli tendencja ta jest zachowana to parametr β w modelu regresji (2.5) powinien przyjmować wartości dodatnie. W odniesieniu do analizowanych kursów walutowych kwestię znaku parametru β w modelu (2.5) można wyjaśnić następująco. W badanym okresie średnia różnicy między stopami procentowymi w Japonii (i_t) a stopami procentowymi w USA, strefie euro i Australii (i_t^*) była ujemna (tabela 5).

Zgodnie z parytetem UIP, parametr α w liniowym modelu regresji (2.5) powinien wynosić zero, a parametr kierunkowy β jeden. Przy takich założeniach ujemna wartość zmiennej objaśniającej ($i_t - i_t^*$) implikuje także ujemną wartość zmiennej

Tabela 5. Podstawowe charakterystyki zmiennej objaśniającej modelu (2.5) ($i_t - i_t^*$) dla kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD

Wyszczególnienie	$i_{JPY} - i_{USD}$	$i_{JPY} - i_{EUR}$	$i_{JPY} - i_{AUD}$
Średnia	-0,021	-0,020	-0,051
Mediana	-0,017	-0,021	-0,054
Odchylenie standardowe	0,019	0,012	0,010
Maksimum	0,003	-0,002	-0,030
Minimum	-0,051	-0,041	-0,069

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

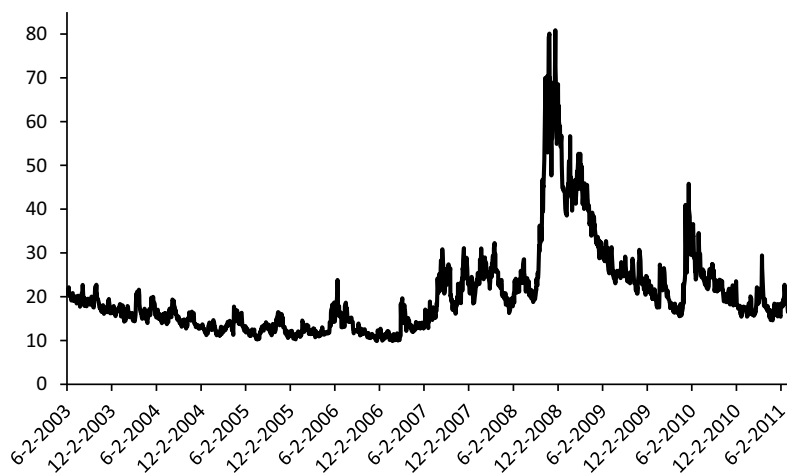
objaśnianej ($s_{t+k} - s_t$). Ujemna wartość zmiennej objaśniającej ($i_t - i_t^*$) oznacza, że waluta kwotowana (JPY) jest niżej oprocentowana niż waluta bazowa (USD, EUR, AUD). Z kolei ujemna wartość zmiennej objaśnianej ($s_{t+k} - s_t$) odzwierciedla spadek kursu walutowego. Spadek kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD utożsamiany jest natomiast ze wzrostem wartości jena japońskiego względem odpowiednio dolara amerykańskiego, euro i dolara australijskiego. Dlatego też, dopóki nisko oprocentowany jen umacnia się względem wyżej oprocentowanych walut, dopóty uznaje się, że kierunek zależności między $i_t - i_t^*$ i $s_{t+k} - s_t$ jest zgodny z parytetem UIP. Jeżeli jednak parametr β w modelu (2.5) jest ujemny, oznacza to deprecjację waluty kraju o niższych stopach procentowych, co jest sprzeczne z niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych. Na podstawie wyników przedstawionych w tabeli 4 można zauważyć, że oceny parametru β przyjmują wartości mniejsze od zera dla kursu JPY/USD i wartości większe od zera dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD. A zatem tylko dla kursu JPY/USD nie został zachowany warunek nieujemności parametru kierunkowego w modelu regresji (2.5).

Przeprowadzone badania nie potwierdzają jednoznacznie tego, że niezabezpieczony parytet stóp procentowych dla analizowanych kursów jena japońskiego nie jest zachowany. Z weryfikacji hipotezy łącznej $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ wynika, że hipoteza parytetu UIP zostaje odrzucona dla wszystkich kursów, tj. JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD. Jednakże, na podstawie weryfikacji hipotezy $H_0: \beta = 1$, niezabezpieczony parytet stóp procentowych nie jest zachowany tylko dla kursów JPY/USD i JPY/EUR. W przypadku kursu JPY/AUD nie ma natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy $H_0: \beta = 1$. Ponadto, oszacowania parametru β przyjmują wartości większe od zera dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD, co jest zgodne z założeniami niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. A zatem jedynie w przypadku kursu JPY/USD wszystkie przedstawione powyżej wyniki wskazują na odrzucenie hipotezy parytetu UIP. Z kolei dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD nie można jednoznacznie stwierdzić, czy parytet UIP jest zachowany, czy też nie. Należy dodatkowo zauważyć, że parametr kierunkowy β dla kursu JPY/USD jest nieistotny statystycznie, co sugeruje, że nawet w przypadku tego kursu walutowego wnioski płynące z weryfikacji hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych należy traktować z ostrożnością. Analiza modelu regresji (2.5) dla wybranych kursów walutowych w okresie 06.2003–06.2011 nie daje zatem jednoznacznych wyników.

Flood i Rose [2002] wykazali, że parytet UIP sprawdza się lepiej w okresie niepokoju, zawirowań, kiedy to obserwujemy znaczny wzrost zmienności cen na rynkach finansowych. Do podobnych wniosków doszli Clarida i inni [2009]. Ich zdaniem, parametr β zmienia wartość z ujemnej na dodatnią w okresie zmiany niskiej zmienności cen na rynkach finansowych na wysoką. Zmienną obrazującą zmienność cen na rynkach finansowych może być opracowany przez Whaley'a

[1993, 2009] indeks VIX (ang. *Chicago Board Options Exchange Spx Volatility Index*), który mierzy rynkowe oczekiwania 30-dniowej zmienności na rynku opcji indeksu S&P 500. Indeks ten nazywany jest często wskaźnikiem globalnej awersji do ryzyka. Im wyższy jest poziom indeksu, tym wyższe są oczekiwania wahań nastrojów na rynku. Kształtowanie się indeksu VIX dla ośmioletniego okresu, od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r., przedstawiono na rysunku 11. Okres ten obejmuje cztery lata poprzedzające kryzys finansowy początku XXI wieku (06.2003–06.2007) oraz cztery lata niepokoju na rynkach finansowych (07.2007–06.2011). Za początek globalnego kryzysu finansowego XXI wieku uznano załamanie na rynku kredytów hipotecznych *subprime* w Stanach Zjednoczonych, które nastąpiło na przełomie lipca i sierpnia 2007 r. [Taylor 2010].

Można zaobserwować (rysunek 11), że w czasie poprzedzającym kryzys finansowy początku XXI wieku indeks VIX oscylował w przedziale 10–25%. Załamanie na rynku kredytów hipotecznych *subprime* w Stanach Zjednoczonych spowodowało wzrost indeksu zmienności VIX powyżej 30%. Największy wzrost zmienności cen widoczny jest jednak pod koniec 2008 r., kiedy to doszło do upadku wielu banków i instytucji finansowych, w tym między innymi banku Lehman Brothers [Kraciuk 2011]. Wówczas indeks VIX sięgnął poziomu nawet 80%.



Rysunek 11. Kształtowanie się indeksu zmienności VIX w okresie 06.2003–06.2011
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

W tabeli 6 przedstawiono wartości podstawowych charakterystyk indeksu VIX w dwóch podokresach, tj. od czerwca 2003 r. do czerwca 2007 r. i od lipca 2007 r. do czerwca 2011 r.

Można stwierdzić, że zarówno średnia, jak i mediana są niższe dla okresu poprzedzającego kryzys niż dla okresu niepokoju, zaburzeń na rynkach finansowych

Tabela 6. Wartości podstawowych statystyk indeksu VIX w okresach 06.2003–06.2007 i 07.2007–06.2011

Statystyki opisowe	06.2003–06.2007	07.2007–06.2011
Średnia	14,35	26,67
Mediana	13,75	23,43
Odchylenie standardowe	2,81	11,33
Maksimum	23,81	80,86
Minimum	9,89	14,62

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

(tabela 6). Istnieje także duża różnica w rozstępie w badanych dwóch próbach. Rozstęp to różnica między wartością maksymalną i minimalną w danym zbiorze liczb [Parlińska i inni 2010]. W pierwszym podokresie rozstęp dla indeksu zmienności VIX wynosi zaledwie 13,92, natomiast w podokresie drugim aż 66,24. Ponadto, w drugim podokresie doszło do znacznego wzrostu wartości odchylenia standardowego (z 2,81 w pierwszym podokresie do 11,33 w podokresie drugim). Przedstawione powyżej wyniki wskazują na duży wzrost zmienności cen na rynkach finansowych w okresie od lipca 2007 r. do czerwca 2011 r. A zatem, opierając się na wynikach badań opublikowanych w artykułach Flood i Rose [2002] oraz Clarida i inni [2009], można przypuszczać, że w drugim podokresie niezabezpieczony parytet stóp procentowy będzie zachowany.

W tabeli 7 przedstawiono wyniki oszacowań liniowego modelu regresji (2.5) dla badanych trzech kursów walutowych (JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD) w dwóch czteroletnich podokresach, w czasie poprzedzającym kryzys (06.2003–06.2007) oraz w czasie kryzysu, niepokoju na rynkach finansowych (07.2007–06.2011).

W większości przypadków obliczenia nie wykazują autokorelacji ani heteroskedastyczności składnika losowego, które to mogłyby obniżyć precyzję oszacowań parametrów modelu. Dla kursu JPY/AUD współczynnik kierunkowy β w modelu (2.5) w drugim podokresie jest istotnie różny od zera, co oznacza istnienie związku pomiędzy zmienną zależną ($s_{t+k} - s_t$) i zmienną niezależną ($i_t - i_t^*$). W pozostałych przypadkach brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej $H_0: \beta = 0$.

W pierwszym podokresie (06.2003–06.2007) zarówno hipoteza zerowa $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$, jak i hipoteza zerowa $H_0: \beta = 1$ zostały odrzucone na poziomie istotności mniejszym niż 0,05 dla kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD. Ponadto, dla wszystkich badanych kursów oceny parametru β przyjmowały wartości mniejsze od zera, co przeczy założeniom niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Wyniki analizy regresji dla pierwszego podokresu wskazują zatem na odrzucenie hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych dla kursów walutowych JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD.

Tabela 7. Wyniki testowania niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych na rynku jena japońskiego na podstawie liniowego modelu regresji (2.5) w okresach 06.2003–06.2007 i 07.2007–06.2011

Wyszczególnienie	JPY/USD		JPY/EUR		JPY/AUD	
	α	β	α	β	α	β
06.2003–06.2007						
α, β	-0,01	-0,25	-0,01	-0,65	-0,07	-1,37
t_1	-1,08	-1,17	-0,73	-0,94	-1,07	-1,14
t_2	-5,90***		-2,38**		-1,98**	
χ^2	122,49***		80,61***		301,34***	
N	49		49		49	
R^2	0,028		0,019		0,027	
LM	13,25		16,38		11,09	
LM-ARCH	3,09*		1,14		0,11	
07.2007–06.2011						
α, β	-0,01	0,35	0,00	0,46	0,08	1,78
t_1	-0,97	1,17	-0,03	1,03	2,38**	2,58**
t_2	-2,13**		-1,19		1,13	
χ^2	4,65*		3,07		27,21***	
R^2	0,029		0,023		0,126	
N	48		48		48	
LM	17,81		11,33		14,66	
LM-ARCH	0,34		1,08		4,60**	

*, **, *** – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 0,1; 0,05; 0,01

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

W drugim podokresie, w czasie kryzysu, większej zmienności cen na rynkach finansowych (07.2007–06.2011) nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ dla kursów JPY/EUR, a dla kursów JPY/USD i JPY/AUD hipotezę zerową $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ odrzucamy. Nieco inne wnioski płyną z weryfikacji hipotezy $H_0: \beta = 1$. W przypadku kursów JPY/EUR i JPY/AUD brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej $H_0: \beta = 1$. Jednakże dla kursu JPY/USD, na poziomie istotności 0,05, hipotezę zerową $H_0: \beta = 1$ odrzucamy. Warto jednak zauważyć, że w drugim podokresie oszacowania parametru β przyjmowały dodatnie wartości, co jest zgodne z parytetem UIP.

Analiza regresji przeprowadzona dla pierwszego podokresu wskazuje na odrzucenie hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych dla wszystkich badanych kursów walutowych. Z kolei weryfikacja statystyczna hipotezy parytetu UIP dla drugiego podokresu nie daje jednoznacznej odpowiedzi na pytanie, czy parytet UIP jest spełniony, czy też nie. Brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ tylko dla kursu walutowego JPY/EUR. Z kolei w przypadku

hipotezy $H_0: \beta = 1$ brak jest podstaw do jej odrzucenia dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD.

Bardzo ważne wnioski płynące z powyższej analizy dotyczą wartości, jakie przyjmują oszacowania parametru β w dwóch badanych okresach. W czasie poprzedzającym kryzys, tj. 06.2003–06.2007, oceny parametru β przyjmują ujemne wartości, co przeczy teorii niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. W czasie niepokoju na rynkach finansowych, czyli w okresie od lipca 2007 r. do czerwca 2011 r., oszacowania parametru β są dodatnie, co z kolei jest zgodne z parytetem UIP. Znaki oszacowań parametru β potwierdzają wyniki uzyskane przez Flooda i Rose [2002] oraz Claridę, Davisa i Pedersena [2009]. Z powyższego wynika, że zjawisko anomalii premii terminowej dotyczy przede wszystkim okresu mniejszej zmienności cen na rynkach finansowych. Z kolei w czasie podwyższonej zmienności cen oszacowania parametru kierunkowego β w modelu regresji (2.5) przyjmują dodatnie wartości, co jest zgodne z niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych.

Zmiana wartości oszacowań parametrów modelu regresji (2.5) w czasie może wskazywać na to, że zależność między zmienną objaśnianą ($s_{t+k} - s_t$) i zmienną objaśniającą ($i_t - i_t^*$) nie jest liniowa lub/i parametry modelu nie są stabilne. W celu sprawdzenia poprawności specyfikacji modelowej zastosowano test RESET. Test RESET (ang. *Regression Equation Specification Error Test*) wykorzystywany jest dla modeli regresji liniowej szacowanych metodą najmniejszych kwadratów. W przypadku funkcji regresji (2.5) jego zastosowanie jest zatem uzasadnione. Test ten został opracowany przez Ramsey'ą [1969]. Weryfikacji podlegają następujące hipotezy:

H_0 : model ma postać liniową,

H_1 : model ma postać wielomianu stopnia m .

W tabeli 8 przedstawiono wyniki testu RESET oszacowanych modeli regresji (2.5) dla kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD dla 97 miesięcznych obserwacji z okresu od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r. Test RESET wykonano dla $m \in \{2,3,4\}$, co oznacza odpowiednio wielomian stopnia drugiego, trzeciego i czwartego. Tabela 8 przedstawia oszacowane wartości statystyki testowej $F(v_1, v_2)$ o v_1 i v_2 stopniach swobody⁹.

Z przeprowadzonego testu RESET wynika, że dla kursu JPY/USD nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej, że model ma postać liniową. W przypadku kursu JPY/EUR dla każdego $m \in \{2,3,4\}$ model wielomianowy okazał się być lepszy od modelu liniowego. Z kolei dla kursu JPY/AUD, dla $m \in \{2,4\}$, brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej, że model

⁹ v_1 to liczba nowych zmiennych objaśniających w modelu (2.5) stopnia m , a v_2 to liczba obserwacji pomniejszona o liczbę wszystkich parametrów modelu (2.5) stopnia m .

Tabela 8. Test RESET dla modeli regresji (2.5)

Statystyki	JPY/USD	JPY/EUR	JPY/AUD
$F(1,94), m = 2$	0,18	6,53**	0,56
$F(2,93), m = 3$	0,15	5,25***	2,43*
$F(3,92), m = 4$	0,40	10,79***	1,63

*, **, *** – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności 0,1; 0,05; 0,01

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

ma postać liniową. Dla $m = 3$, hipotezę zerową o liniowości modelu (2.5) odrzucamy na poziomie istotności 0,1, a przyjmujemy hipotezę alternatywną, mówiącą, że model ma postać wielomianu trzeciego stopnia. Należy jednak podkreślić, że w przypadku kursu JPY/AUD, na poziomie istotności mniejszej niż 0,05, brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej dla każdego $m \in \{2,3,4\}$.

Zmiana znaku oszacowań parametru strukturalnego β w modelu regresji (2.5) może wynikać z jego niestabilności. W celu sprawdzenia stabilności parametrów modelu ekonometrycznego (2.5) zastosowano test Chowa [1960]. Weryfikacji podlega hipoteza zerowa, mówiąca, że parametry modelu (2.5) są stabilne. W tabeli 9 przedstawiono wyniki testu Chowa dla kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD, dla 97 miesięcznych obserwacji z okresu od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r. Jako punkt zwrotny wybrano lipiec 2007 r., kiedy to doszło do zaburzeń na rynku kredytów hipotecznych *subprime* w Stanach Zjednoczonych Ameryki, oraz wrzesień 2008 r., kiedy to znacznie wzrosła zmienność na rynkach finansowych, co zostało pokazane na rysunku 11. Tabela 9 zawiera oszacowane wartości statystyki testowej $F(v_1, v_2)$ dla wybranych punktów zwrotnych (p_z). Statystyka testowa ma rozkład F -Snedecora z v_1 i v_2 stopniami swobody¹⁰.

Tabela 9. Test Chowa na stabilność parametrów modelu regresji (2.5)

Statystyki	JPY/USD	JPY/EUR	JPY/AUD
$F(2,93), p_z : 07.2007$	2,37*	2,08	2,71*
$F(2,93), p_z : 09.2008$	5,42***	5,54***	8,96***

*, **, *** – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności 0,1; 0,05; 0,01

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

Jak wynika z tabeli 9, parametry strukturalne modelu regresji (2.5) dla kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD nie są stabilne. W przypadku punktu zwrotnego, przypadającego na lipiec 2007 r., hipoteza o stabilności parametrów została odrzucona dla kursów JPY/USD i JPY/AUD na poziomie istotności 0,1. Dla punktu zwrotnego przypadającego na wrzesień 2008 r. hipoteza zerowa, mówiąca, że

¹⁰ $v_1 = k + 1$, gdzie k to liczba zmiennych objaśniających w modelu (2.5), a $v_2 = n - 2(k + 1)$, gdzie n to liczba wszystkich obserwacji.

parametry modelu (2.5) są stabilne, została odrzucona dla wszystkich badanych kursów na poziomie istotności 0,01. Test Chowa wskazuje zatem na niestabilność parametrów strukturalnych modelu (2.5). Oznacza to, że oceny parametrów stojących przy zmiennej objaśniającej $i_t - i_t^*$, uzyskane na podstawie obserwacji statystycznej z różnych okresów, różnią się od siebie.

Z przeprowadzonych rozważań wynika, że model regresji liniowej nie opisuje dobrze zależności między zmienną objaśnianą ($s_{t+k} - s_t$) i objaśniającą ($i_t - i_t^*$). W badaniu niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych modele liniowe zastępowane są często nieliniowymi modelami przełącznikowymi. W monografii zbudowano model przełącznikowy typu Markowa. Opis teoretyczny modelu oraz przegląd literatury przedmiotu dotyczącej wykorzystania modeli przełącznikowych Markowa w analizie rynku walutowego przedstawiono w rozdziale 2.1. Zastosowanie modeli przełącznikowych typu Markowa w testowaniu parytetu UIP na rynku jena japońskiego zostało zaprezentowane w rozdziale 4.1.

ZASTOSOWANIE NIELINIOWYCH MODELI EKONOMETRYCZNYCH W WYJAŚNIENIU ANOMALII PREMII TERMINOWEJ NA RYNKU JENA JAPOŃSKIEGO

4.1. Anomalia premii terminowej a zmienność kursu walutowego - model przełącznikowy Markowa

Zmiana wartości oszacowań współczynnika kierunkowego β w modelu regresji (2.5) dla kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD z ujemnej na dodatnią może wynikać między innymi ze wzrostu zmienności cen na rynkach finansowych. Dodatkowo, można przypuszczać, że istnieje pewien reżim, w którym parametr β jest dodatni, i inny reżim, w którym parametr β jest ujemny. Zastosowanie modeli przełącznikowych do badania parytetu UIP na rynku jena japońskiego wydaje się zatem uzasadnione. W modelach tych zakłada się bowiem, że mogą istnieć pewne specyficzne reżimy, w ramach których dany proces ekonomiczny przebiega inaczej. W analizowanym w monografii przypadku trudno jest jednoznacznie stwierdzić, co dokładnie przyczynia się do zmiany wartości ocen parametru kierunkowego β w oszacowanych modelach regresji (2.5) dla kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD, dlatego też w dalszych badaniach zastosowano model przełącznikowy typu Markowa. W modelu tym przejście między reżimami jest sterowane przez pewien nieobserwowalny proces stochastyczny. Ponadto, zmiana znaku parametru kierunkowego β w modelu regresji (2.5) ma, zdaniem autora, charakter dyskretny, a nie płynny, co dodatkowo uzasadnia wybór modelu przełącznikowego Markowa, a nie modeli wygładzonego przejścia.

W ramach przeprowadzonych badań zbudowano przełącznikowy model Markowa (4.1), analogiczny do modelu (2.15) opracowanego przez Ichiue i Koyama [2011].

$$s_{t+k} - s_t = \alpha_{v_t} + \beta_{v_t} (i_t - i_t^*) + \sigma_{v_t} \varepsilon_{t+k}$$

gdzie:

$$v_t \in \{1, 2\}$$

(4.1)

gdzie: α_{v_t} , β_{v_t} , σ_{v_t} – parametry modelu, przyjmujące wartości α_1 , β_1 , σ_1 jeśli proces znajduje się w reżimie 1 ($v_t = 1$), oraz wartości α_2 , β_2 , σ_2 , jeśli proces znajduje się w reżimie 2 ($v_t = 2$).

W przeciwieństwie do modelu Ichiue i Koyama (2.15), model (4.1) to przełącznikowy model Markowa z dwoma reżimami, w którym wszystkie parametry modelu, czyli α , β i σ , zmieniają się równocześnie. Model opracowany przez Ichiue i Koyama [2011] to natomiast model z czterema reżimami, w którym parametr α nie ulega zmianie, a zmiana parametrów β i σ nie musi przebiegać równocześnie.

Przełącznikowy model Markowa (4.1) opracowano dla danych obejmujących okres od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r. Na podstawie przeprowadzonej wcześniej analizy modelu regresji (2.5) dla wybranych kursów jena japońskiego (tabela 7) pokazano, że w czasie poprzedzającym kryzys (06.2003–06.2007) oszacowania parametru β przyjmowały ujemne wartości, natomiast w czasie niepokoju na rynkach finansowych (07.2007–06.2011) oceny parametru β były dodatnie. Rozważania oparte na modelu przełącznikowym Markowa ograniczono zatem do dwóch reżimów. W modelu (4.1) reżim występujący w momencie t reprezentowany jest więc przez nieobserwowalną zmienną v_t , która przyjmuje wartości 1 lub 2. W modelu przełącznikowym Markowa (4.1) przejście z jednego reżimu do drugiego interpretowane jest jako zmiana w relacji między stopą zwrotu na rynku walutowym ($s_{t+k} - s_t$) a różnicą w stopach procentowych ($i_t - i_t^*$) oraz dodatkowo jako zmiana w wariancji stopy zwrotu (σ_{v_t}). Przy założeniu, że wariancja zmiennej objaśnianej (σ_{v_t}) jest inna dla każdego reżimu, przyjęto interpretację, że jeden reżim odpowiada rynkowi uspokojonemu, a drugi rynkowi o podwyższonej aktywności i dużej zmienności cen.

Oceny parametrów przełącznikowego modelu Markowa (4.1) uzyskano metodą największej wiarygodności. Do maksymalizacji funkcji wiarygodności zastosowano algorytm BFGS (Broyden, Fletcher, Goldfarb i Shanno) [Bishop 1995]. Obliczenia przeprowadzono korzystając z pakietu ekonometrycznego Eviews 8. Badania wykonano dla trzech miesięcznych walutowych kursów kasowych (spot – s_t), tj. JPY/USD, JPY/EUR, JPY/AUD, oraz miesięcznych międzybankowych stóp procentowych, tj. LIBOR JPY, LIBOR USD, LIBOR EUR, LIBOR AUD z okresu od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r. W tabeli 10 przedstawiono uzyskane oszacowania parametrów modelu (4.1), wartości statystyk testowych, liczbę obserwacji (N), prawdopodobieństwa przejścia (p_{ij}) oraz oczekiwany dalszy czas trwania danego reżimu (d_i). Dla każdego z analizowanych kursów w kolumnie pierwszej zamieszczono wyniki dla pierwszego reżimu ($v_t = 1$), a w kolumnie drugiej dla reżimu drugiego ($v_t = 2$).

Ocenę modelu rozpoczęto od sprawdzenia statystycznej istotności parametrów. Weryfikacji poddano następujące hipotezy zerowe: $H_0: \alpha = 0$, $H_0: \beta = 0$ i $H_0: \sigma = 0$. Statystyka testowa ma rozkład t -Studenta o 89 stopniach swobody, a jej wartość oznaczona jest w tabeli 10 odpowiednio jako t_1 , t_2 , t_4 . W modelu przełącznikowym Markowa dla kursu JPY/USD wszystkie parametry są istotne statystycznie na poziomie istotności co najmniej 0,1. W przypadku kursów JPY/EUR

Tabela 10. Model przełącznikowy Markowa (4.1) dla kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD

Wyszczególnienie	JPY/USD		JPY/EUR		JPY/AUD	
	1	2	1	2	1	2
α	-0,02	0,06	0,00	0,00	0,00	0,10
t_1	-3,70***	6,82***	-0,06	0,25	0,11	1,64*
β	-0,27	1,20	-0,17	1,65	-0,06	2,27
t_2	-1,85*	3,49***	-0,52	1,73*	-0,11	1,73*
t_3	-8,62***	0,57	-3,55***	0,68	-2,09**	0,96
σ	0,02	0,01	0,02	0,05	0,02	0,07
t_4	-42,09***	-13,57***	-26,51***	-14,62***	-31,27***	-19,28***
N	97		97		97	
p_{11}, p_{12}	0,86	0,14	0,96	0,04	0,96	0,04
p_{21}, p_{22}	1,00	0,00	0,11	0,89	0,09	0,91
d_1, d_2	7,4	1,0	22,5	8,9	22,9	10,7

*, **, *** – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 0,1; 0,05; 0,01
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

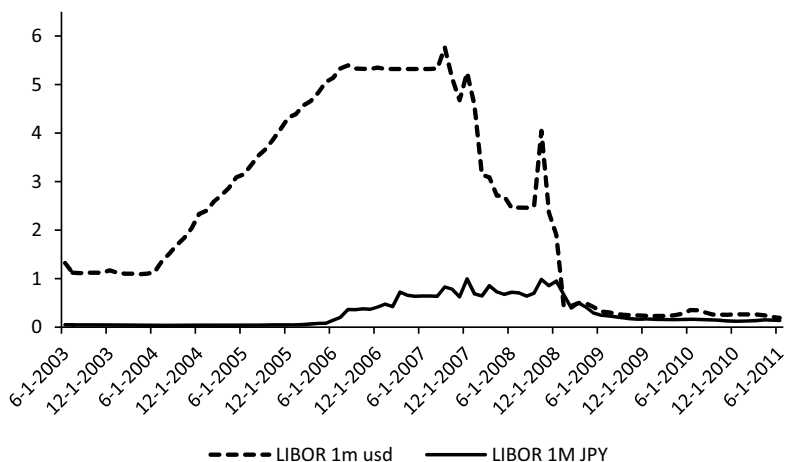
i JPY/AUD statystycznie istotne są jedynie parametry zmienności σ_1 i σ_2 , parametr β_2 w reżimie drugim oraz dodatkowo dla kursu JPY/AUD odrzucamy hipotezę zerową $H_0: \alpha_2 = 0$, co oznacza statystyczną istotność parametru α_2 .

W modelu (4.1) dla kursu JPY/USD wartości ocen parametrów w reżimie pierwszym i drugim różnią się od siebie, co jest charakterystyczne dla modeli przełącznikowych. Oszacowania prawdopodobieństw dla kursu JPY/USD są jednak niezadowolające. Jeżeli proces znajduje się w stanie pierwszym, to z prawdopodobieństwem równym 86% pozostanie w tym reżimie. Reżim drugi stanowi tu jednak barierę odpychającą. Prawdopodobieństwo pozostania w nim (p_{22}) wynosi zero. Wskazuje to na to, że model przełącznikowy (4.1) z dwoma reżimami nie jest w tym przypadku dobrze dopasowany. Z kolei dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD model przełącznikowy Markowa (4.1) jest dobrze dopasowany. Wskazuje on wyraźnie na istnienie dwóch reżimów, które różnią się od siebie przede wszystkim znakiem oszacowań parametru β oraz wartością ocen parametru zmienności σ . Oba reżimy są stabilne w tym sensie, że prawdopodobieństwa przejścia z jednego reżimu do drugiego, tj. p_{12} i p_{21} , mają niskie wartości, natomiast prawdopodobieństwa pozostania odpowiednio w reżimie pierwszym i drugim (p_{11} , p_{22}) osiągają wartości wysokie.

Z tabeli 10 wynika, że dla wszystkich badanych kursów oszacowania parametru kierunkowego β są ujemne w pierwszym reżimie, a dodatnie w drugim reżimie. Oznacza to, że w pierwszym reżimie parametr β przyjmuje wartości sprzeczne z niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych. W drugim reżimie ten kierunek relacji między zmienną objaśnianą ($s_{t+k} - s_t$) i zmienną objaśniającą ($i_t - i_t^*$)

jest zgodny z parytetem UIP. Weryfikacji poddano hipotezę zerową, mówiącą, że parametr β jest równy jedności. Statystyka testowa ma rozkład t -Studenta o 89 stopniach swobody, a jej wartość oznaczona jest w tabeli 10 jako t_3 . W pierwszym reżimie hipoteza zerowa, mówiąca, że parametr β_1 jest równy jedności ($H_0: \beta_1 = 1$), zostaje odrzucona na poziomie istotności mniejszym niż 0,05 w przypadku wszystkich trzech kursów. Z kolei w drugim reżimie brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej $H_0: \beta_2 = 1$. Ponadto, w drugim reżimie współczynnik kierunkowy β_2 jest istotnie różny od zera, co oznacza istnienie związku pomiędzy zmienną zależną ($s_{t+k} - s_t$) i niezależną ($i_t - i_t^*$). A zatem uzyskane wyniki wskazują na to, że w pierwszym reżimie niezabezpieczony parytet stóp procentowych nie jest zachowany, natomiast w drugim reżimie brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy parytetu UIP.

Z oszacowań parametrów przedstawionych w tabeli 10 wynika ponadto, że dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD odchylenie standardowe (σ) w drugim reżimie jest wyższe niż odchylenie standardowe w reżimie pierwszym. Drugi reżim odpowiada stanowi, w którym nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy parytetu UIP. Można zatem uznać, że w przypadku kursów JPY/EUR i JPY/AUD niezabezpieczony parytet stóp procentowych sprawdza się lepiej w okresie ich podwyższonej zmienności. Uzyskane wyniki są zgodne z tym, co pokazali Flood i Rose [2002]. Odwrotną zależność zaobserwowano natomiast dla kursu JPY/USD, gdzie reżimowi z dodatnim parametrem kierunkowym β odpowiada niższa wartość odchylenia standardowego σ . Jednak, tak jak zostało to opisane wyżej, model przełącznikowy Markowa (4.1) dla kursu JPY/USD nie jest dobrze dopasowany. Prawdopodobieństwo pozostania w reżimie drugim wynosi zero. Dlatego też wyniki badań dotyczące kursu JPY/USD należy traktować z ostrożnością. Być może dla kursu JPY/USD lepszą byłaby inna postać analityczna modelu, w tym nawet model liniowy, co potwierdził test RESET. Nie można wykluczyć także tego, że inny model przełącznikowy Markowa, przykładowo ten z czterema reżimami opracowany przez Ichiue i Koyama [2011] (model 2.15), nie dałby w przypadku kursu JPY/USD zadowalających rezultatów. Ichiue i Koyama [2011] założyli bowiem, że zmiana parametrów β i σ nie musi przebiegać jednocześnie. A zatem nie zawsze reżimowi z dodatnią oceną parametru β odpowiada reżim z wyższą wartością oszacowania parametru σ . Zdaniem autorki, model przełącznikowy Markowa z dwoma reżimami (4.1) dobrze opisuje zmianę w relacji między stopą zwrotu na rynku jena japońskiego ($s_{t+k} - s_t$) a różnicą w stopach procentowych ($i_t - i_t^*$), jeżeli ta różnica w stopach procentowych Japonii (i_t) i kraju waluty bazowej (i_t^*) jest stale ujemna. Z kolei dane przedstawione na rysunku 12 wskazują, że w czasie odpowiadającym drugiemu reżimowi różnica między stopami procentowymi w Japonii i USA ($i_t - i_t^*$) była bardzo mała, a czasem nawet dodatnia.

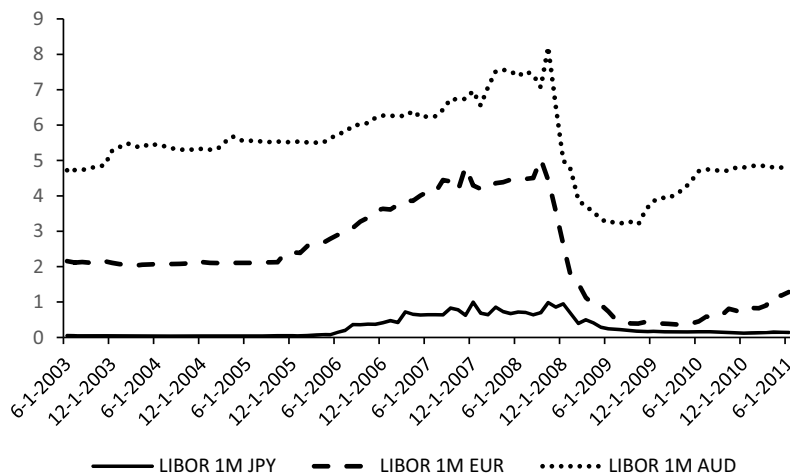


Rysunek 12. Miesięczne stopy procentowe LIBOR w Japonii i Stanach Zjednoczonych w okresie 06.2003–06.2011
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

Na podstawie badań przedstawionych w rozdziałach 3.2 i 4.1 wykazano, że reżim drugi to reżim silnej aprecjacji jena japońskiego względem walut krajów o wyższych stopach procentowych (tabele 7 i 10). W drugim reżimie stopy procentowe w Japonii i USA były na zbliżonym, bardzo niskim poziomie (rysunek 12). Tak naprawdę, to od grudnia 2008 r. także waluta amerykańska, podobnie jak waluta japońska, stała się walutą nisko oprocentowaną, wykorzystywaną w strategiach *carry trade* jako waluta finansująca [McCauley, McGuire 2009]. Należy dodatkowo podkreślić, że po upadku banku Lehman Brothers we wrześniu 2008 r. dolar amerykański zyskał miano waluty *safe haven*. Wzrost globalnej awersji do ryzyka spowodował, że inwestorzy kupowali aktywa o wyższej płynności i lepszej jakości, co doprowadziło do wzrostu popytu na dolara amerykańskiego. Dlatego też w przypadku kursu walutowego JPY/USD ten kierunek zależności między stopą zwrotu ($s_{t+k} - s_t$) a różnicą w stopach procentowych ($i_t - i_t^*$) nie jest już taki oczywisty. Drugi reżim to bowiem także czas silnej aprecjacji nisko oprocentowanego dolara amerykańskiego względem walut wyżej oprocentowanych. Sugeruje to, że w przypadku kursu jena japońskiego do dolara amerykańskiego nie można mówić tylko o dwóch reżimach i być może model przełącznikowy z czterema reżimami dałby lepsze rezultaty.

Na rysunku 13 przedstawiono kształtowanie się miesięcznych stóp procentowych w Japonii, strefie euro i Australii od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r.

Model przełącznikowy Markowa (4.1) wskazuje wyraźnie na istnienie dwóch stabilnych reżimów dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD. Z rysunku 13 wynika, że różnica w stopach procentowych w Japonii i odpowiednio w strefie euro i Australii



Rysunek 13. Miesięczne stopy procentowe LIBOR w Japonii, strefie euro i Australii w okresie 06.2003–06.2011

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy danych Bloomberg.

była stale ujemna. Daje to podstawy, aby sądzić, że model przełącznikowy Markowa z dwoma reżimami dobrze opisuje zależność między stopą zwrotu ($s_{t+k} - s_t$) a różnicą w stopach procentowych ($i_t - i_t^*$), jeżeli ta różnica w stopach procentowych dla badanego okresu czasu jest stale ujemna.

Na podstawie wyników przedstawionych w tabeli 10 oraz analizie rysunków 12 i 13 można dodatkowo wywnioskować, że im większa jest różnica w stopach procentowych $i_t - i_t^*$, tym wyższa wartość oszacowań parametru β w reżimie drugim. Wyższa wartość oszacowań parametru β oznacza natomiast silniejszą aprecjację jena japońskiego względem waluty kraju o wyższych stopach procentowych. Dodatkowo, wartość bezwzględna ocen parametru kierunkowego β w pierwszym reżimie jest mniejsza niż w reżimie drugim (tabela 10). Sugeruje to, że w badanym okresie aprecjacja jena japońskiego, jako waluty kraju o niskich stopach procentowych, przebiegała szybko i gwałtownie, natomiast jego deprecjacja miała charakter stopniowy i łagodniejszy. Do podobnych wniosków doszli Ichiue i Koyama [2011]. Zdaniem tych autorów, za ryzyko związane z szybką aprecjacją waluty krajów o niskich stopach procentowych (np. jen japoński) inwestorzy, którzy zajmują krótką pozycję¹¹ w tej walucie, żądają dodatkowej premii. Właśnie ta zmiana w czasie premia za ryzyko może być źródłem *anomalii premii forward* na rynku jena japońskiego. Problem ten został przedstawiony w rozdziale 4.2.

¹¹ Krótka pozycja na rynku walutowym oznacza sprzedaż waluty. W przypadku krótkiej pozycji na rynku kontraktów terminowych/opcji na walutę krótka pozycja oznacza zobowiązanie/prawo do sprzedaży waluty w określonym momencie czasu w przyszłości, po z góry ustalonym kursie.

Należy również podkreślić, że wysoka wartość oszacowań parametru kierunkowego β w reżimie drugim może powodować, że przy testowaniu niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych dla długiego okresu za pomocą modelu (2.5) otrzymamy dodatnią wartość oceny parametru β . I pomimo tego, że parytet UIP nie był spełniony w całym okresie badawczym, to jednak silna aprecjacja jena w drugim reżimie oraz łagodna jego deprecjacja w reżimie pierwszym powodują, że dla całego okresu badawczego oszacowanie parametru β w modelu (2.5) przyjmuje dodatnie wartości (tabela 4).

Z tabeli 10 wynika, że w przypadku kursów JPY/EUR i JPY/AUD mamy do czynienia z tzw. efektem *long swing*¹². W reżimie pierwszym oszacowania parametru kierunkowego β_1 przyjmują ujemne wartości, co utożsamiane jest z deprecjacją jena japońskiego względem pozostałych walut. Dodatkowo, prawdopodobieństwo pozostania w reżimie pierwszym (p_{11}) jest znacznie większe niż prawdopodobieństwo przejścia do reżimu drugiego (p_{12}). A zatem w danej chwili zmiana stanu z deprecjacji na aprecjację jena japońskiego jest znacznie mniej prawdopodobna niż pozostanie w stanie deprecjacji. Z kolei w drugim reżimie oszacowania parametru β_2 przyjmują dodatnie wartości, co oznacza wzrost wartości jena japońskiego względem euro i dolara australijskiego. Prawdopodobieństwo pozostania w reżimie drugim (p_{22}) jest znacznie większe niż prawdopodobieństwo przejścia do reżimu pierwszego (p_{21}). Te występujące na przemian długotrwałe okresy wzrostu i spadku wartości jena japońskiego odzwierciedlają występowanie tzw. efektu *long swing* dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD. Ponadto, wysokie prawdopodobieństwa utrzymywania się reżimu pierwszego z niższą zmiennością (p_{11}) oraz reżimu drugiego z wyższym odchyleniem standardowym (p_{22}) odzwierciedlają efekt grupowania się wariacji stóp zwrotu, w tym przypadku wariacji zmiennej $s_{t+k} - s_t$ [Włodarczyk, Zawada 2005].

Z obliczeń przeprowadzonych dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD (tabela 10) wynika, że reżim pierwszy charakteryzuje się ujemną wartością oszacowań parametru β_1 i niższą wartością odchylenia standardowego σ_1 . Można dodatkowo przyjąć, że reżim ten odpowiada okresowi dobrych nastrojów rynkowych, niskiej zmienności cen, kiedy to niezabezpieczony parytet stóp procentowych nie jest na ogół zachowany. Z kolei reżim drugi charakteryzuje dodatnia wartość ocen parametru β_2 i wyższa wartość odchylenia standardowego σ_2 , co wskazuje na okres niepokoju, wyższej zmienności cen na danym rynku walutowym, kiedy to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy parytetu UIP. Z danych przedstawionych w tabeli 10 wynika dodatkowo, że dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD proces nieco łatwiej przechodzi z reżimu drugiego do reżimu pierwszego niż odwrotnie. Oczekiwany czas trwania w reżimie pierwszym jest znacznie dłuższy

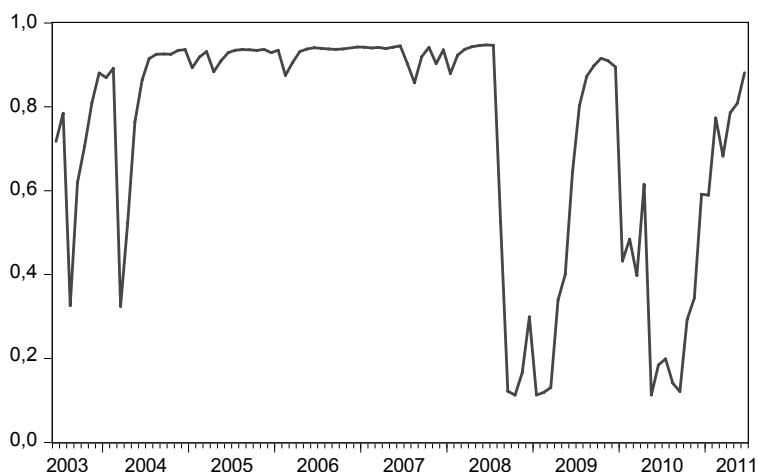
¹² Opis efektu *long swing* znajduje się w rozdziale 2.1.

niż oczekiwany czas trwania w reżimie drugim. W reżimie pierwszym d wynosi około 23 miesiące, a w reżimie drugim 9 i 11 miesięcy odpowiednio dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD.

Na rysunkach 14 i 15 przedstawiono wyznaczone przez model przełącznikowy typu Markowa (4.1) prawdopodobieństwa warunkowe pozostania w pierwszym reżimie odpowiednio dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD.

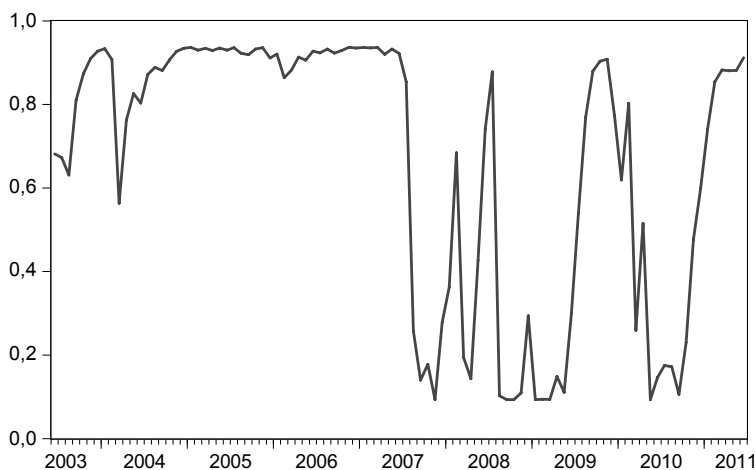
W przypadku kursu JPY/EUR (rysunek 14) zmiana reżimu pierwszego na drugi nastąpiła dopiero na przełomie września i października 2008 r., kiedy to znacznie wzrosła zmienność cen na rynkach finansowych (por. rysunek 11) oraz doszło do upadku wielu ważnych instytucji finansowych. Zaburzenia na amerykańskim rynku kredytów hipotecznych *subprime* w połowie 2007 r. nie były w przypadku kursu JPY/EUR wystarczającym bodźcem, aby spowodować przejście z reżimu pierwszego do drugiego. Sytuacja kształtuje się nieco inaczej w przypadku kursu JPY/AUD. Rysunek 15 pokazuje, że zmiana reżimu z pierwszego na drugi nastąpiła już w połowie 2007 r., kiedy to rozpoczął się kryzys na amerykańskim rynku kredytów hipotecznych *subprime*.

Z rysunków 14 i 15 wynika, że po krótkim czasie pozostania w reżimie drugim kurs walutowy wraca na moment do reżimu pierwszego. Od momentu wkroczenia w reżim drugi, tj. 09.2008 dla kursu EUR/JPY i 07.2007 dla kursu JPY/AUD, kursy te znajdują się w ciągłym ruchu między reżimem drugim a reżimem pierwszym. Może to wskazywać na to, że okres kryzysu finansowego XXI w. to okres ciągłych zmian nastrojów wśród uczestników rynku, czas dużej zmienności cen oraz powtarzających się okresowo ataków paniki, które mogą powodować przej-



Rysunek 14. Prawdopodobieństwa warunkowe pozostania w pierwszym reżimie wyznaczone na podstawie modelu przełącznikowego (4.1) dla kursu JPY/EUR w okresie 06.2003–06.2011

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg w programie Eviews 8.



Rysunek 15. Prawdopodobieństwa warunkowe pozostania w pierwszym reżymie wyznaczone na podstawie modelu przełącznikowego (4.1) dla kursu JPY/AUD w okresie 06.2003–06.2011
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg w programie Eviews 8.

ście analizowanych kursów do reżimu drugiego. Należy podkreślić, że to właśnie reżim drugi obejmuje czas, kiedy niezabezpieczony parytet stóp procentowych jest zachowany, a zarazem czas, kiedy jen japoński silnie i gwałtownie aprecjonuje względem innych, wyżej oprocentowanych walut.

Na podstawie oszacowanych liniowych modeli regresji w podokresach oraz modeli przełącznikowych Markowa można uznać, że zjawisko anomalii premii terminowej dotyczy przede wszystkim okresu ekspansji, mniejszej zmienności cen na rynkach finansowych. Z kolei w czasie podwyższonej zmienności cen oszacowania parametru kierunkowego β w modelu regresji (wzór 2.5) (tabela 7) oraz modelu przełącznikowym (4.1) (tabela 10) przyjmują dodatnie wartości, co jest zgodne z niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych. Odmienne wyniki uzyskano jedynie w przypadku modelu przełącznikowego Markowa dla kursu JPY/USD, gdzie w reżymie niższej zmienności kursu ocena parametru β przyjmowała dodatnie wartości.

Pomimo zastosowania coraz bardziej skomplikowanych i zaawansowanych metod ekonometrycznych w testowaniu niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych, parytet UIP pozostaje jednak nadal zagadnieniem spornym i pozostawiającym wiele niewyjaśnionych kwestii dla ekonomistów. Teoria parytetu UIP jest fundamentem wielu ekonomicznych modeli kursów walutowych. Jednakże prawdziwość tej teorii kwestionowana jest przez badaczy z całego świata. Zdaniem Baille'a [2011], anomalia premii terminowej nie została jeszcze w pełni zbadana i odnalezienie przyczyn tego zjawiska jest niezwykle ważne z punktu widzenia teorii ekonomii i finansów międzynarodowych.

4.2. Premia za ryzyko na rynku jena japońskiego. Modele klasy GARCH-M

W literaturze przedmiotu wyróżnia się dwa podstawowe podejścia wyjaśniające anomalię premii terminowej. Zgodnie z pierwszym podejściem, niezabezpieczony parytet stóp procentowych nie jest zachowany, gdyż nie jest spełniony warunek racjonalności oczekiwań inwestorów. Z kolei, zgodnie z podejściem drugim, parytet UIP nie jest zachowany, gdyż nie jest spełniony warunek neutralności inwestorów wobec ryzyka. W podejściu tym zakłada się, że inwestorzy mają awersję do ryzyka i oczekują wyższej, niż różnica w stopach procentowych, stopy zwrotu z inwestycji w walucie zagranicznej. Odrzucenie hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych wynika wówczas z istnienia niezerowej premii za ryzyko. Zagadnienie to zostało dokładnie opisane w rozdziale 2.2.

Zgodnie z nurtem nowej ekonomii klasycznej, w rozprawie założono racjonalność oczekiwań uczestników rynku. Przyjęto natomiast, że odchylenia kursu walutowego od poziomu wynikającego z niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych mogą wynikać z istnienia niezerowej, zmiennej w czasie premii za ryzyko. Badania wykonano dla trzech par walutowych, tj. JPY/USD, JPY/EUR, JPY/AUD, w okresie od czerwca 2003 do czerwca 2011 r. przy użyciu danych o częstotliwości miesięcznej. Do modelowania premii za ryzyko zastosowano model klasy GARCH(s,q)-in-mean (GARCH-M). Opis teoretyczny modeli GARCH-M oraz przegląd literatury przedmiotu dotyczącej modelowania premii za ryzyko na rynku walutowym znajduje się w rozdziale 2.2.

Do modelowania premii za ryzyko na rynku jena japońskiego wykorzystano model GARCH-M (4.2). Model ten został opracowany na podstawie opisanego w rozdziale 2.2 modelu GARCH-M (wzór 2.25). W modelu (4.2) założono, że stopę zwrotu z inwestycji na rynku walutowym (z_t) w czasie t dla kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD można wyrazić jako sumę premii za ryzyko (p_t) oraz wybranych zmiennych niezależnych, którymi są: opóźniona zmienna objaśniana (z_{t-1}), różnica w miesięcznych międzybankowych stopach procentowych w Japonii (i_t^*) i odpowiednio (w zależności od rozpatrywanej pary walutowej) w Stanach Zjednoczonych, Europie i Australii (i_t) oraz zlogarytmowany wskaźnik mierzący zaangażowanie inwestorów w walutowe strategie spekulacyjne *carry trade* (CTA).

Zmienna objaśniania w modelu (4.2), czyli stopa zwrotu z inwestycji na rynku walutowym (z_t), została określona jako różnica między miesięcznym walutowym kursem kasowym w czasie t (s_t) oraz kursem terminowym ustalonym w czasie $t-k$ dla kontraktów wygasających w momencie t ($f_{t-k}^{(k)}$). W modelu (4.2) premia za ryzyko jest złożona ze stałego komponentu (β_0) oraz ze zmiennego w czasie komponentu ($\delta\sqrt{h_t}$). Założono, że składnik losowy ψ_t ma uogólniony rozkład błędów (ang. *Generalized Error Distribution*, GED). W rozkładzie GED, w zależności

$$\begin{cases}
z_t = p_t + \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 (i_t^* - i_t) + \beta_3 CTA + \varepsilon_t \\
p_t = \beta_0 + \delta \sqrt{h_t} \\
\varepsilon_t = \sqrt{h_t} \psi_t \\
h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \varphi_j h_{t-j}
\end{cases} \quad (4.2)$$

gdzie:

$$\begin{cases}
\psi_t | \Omega_{t-1} \sim IID(0,1) \\
\alpha_0 > 0, \forall_{i>0} \alpha_i \geq 0, \forall_{j>0} \varphi_j \geq 0
\end{cases}$$

od przyjętej liczby stopni swobody, możliwe jest uzyskanie rozkładu o grubszych ogonach niż rozkład normalny. Nieujemność parametrów $(\alpha_0, \alpha_i, \varphi_j)$ w równaniu wariancji zapewnia dodatnią wartość wariancji warunkowej w każdym momencie t . W rozważanym przypadku przyjęto, że $k = 1$, czyli jeden miesiąc.

Należy dodatkowo podkreślić, że stopa zwrotu z_t odpowiada stopie zwrotu z inwestycji w strategii *carry trade* w jenach japońskich¹³. Przykładowo, dla kursu JPY/AUD stopa zwrotu z_t to stopa zwrotu ze strategii polegającej na jednoczesnym zakupie jena japońskiego za dolara australijskiego w czasie t po kursie S_t i sprzedaży jena japońskiego za dolara amerykańskiego po ustalonym w momencie $t-k$ i wygasających w czasie t terminowym kursie $F_{t-k}^{(k)}$. Jeżeli oprocentowanie waluty kwotowanej (jena japońskiego) jest niższe od oprocentowania waluty bazowej (dolara australijskiego), to kurs terminowy ustalony w momencie $t-k$ $F_{t-k}^{(k)}$ jest niższy od kursu spot w czasie $t-k$ S_{t-k} ($F_{t-k}^{(k)} < S_{t-k}$) (relacja 2.3). Tak jak to zostało opisane w rozdziałach 1.1 i 3.1, walutowe strategie spekulacyjne *carry trade* generują wysokie zyski w czasie, kiedy niezabezpieczony parytet stóp procentowych nie jest zachowany, a tym samym w czasie, kiedy waluty krajów o wyższych stopach procentowych umacniają się względem walut krajów o niższych stopach procentowych. W okresie, kiedy parytet UIP nie jest zachowany, kurs walutowy spot w czasie t będzie zatem wyższy od kursu spot w czasie $t-k$ ($S_{t-k} < S_t$). Wzrost kursu JPY/AUD oznacza bowiem umacnianie się waluty australijskiej względem waluty japońskiej. Jeżeli $F_{t-k}^{(k)} < S_{t-k}$ i $S_{t-k} < S_t$, to kurs terminowy $F_{t-k}^{(k)}$ będzie niższy niż kurs kasowy S_t . W czasie t inwestor kupi jena japońskiego za dolary australijskie po kursie S_t i jednocześnie sprzeda jena japońskiego za dolary australijskie po niższym kursie $F_{t-k}^{(k)}$. Przykładowo, inwestor dysponujący kapitałem 1000 dolarów australijskich kupi jena japońskiego po kursie $S_t = 120$, czyli za każdego dolara australijskiego dostanie 120 jenów

¹³ Opis strategii *carry trade* znajduje się w rozdziałach 1.1 i 3.1.

(razem 120 000 jenów japońskich), a następnie sprzedaje jeny japońskie po kursie $F_{t-k}^{(k)} = 110$, czyli za każdego jena dostanie 1/110 dolara australijskiego (razem 1090,99 dolarów australijskich). Ta przykładowa strategia *carry trade* generuje zatem zysk w wysokości prawie 91 dolarów australijskich, co daje stopę zwrotu na poziomie około 9%, równą w przybliżeniu $s_t - f_{t-k}^{(k)}$ ¹⁴, czyli z_t . Strategia ta przynosi jednak dodatnie stopy zwrotu tylko wtedy, gdy jen japoński osłabia się względem dolara australijskiego. W sytuacji, gdy parytet UIP jest zachowany, strategia ta może generować duże straty.

Wskaźnik *CTA* opracowano na podstawie danych z raportów „zaangażowania uczestników rynku” (tzw. Commitments of Traders Report 2003–2011). Zaangażowanie inwestorów w strategię *carry trade* zostało zmierzone jako stosunek liczby otwartych pozycji krótkich w stosunku do liczby otwartych pozycji długich na rynku kontraktów terminowych na jena japońskiego przez podmioty spekulujące, tzw. *non-commercial traders*. Im większy wskaźnik *CTA*, tym większe zaangażowanie inwestorów w strategię *carry trade* w jenach japońskich (tzw. *yen carry trade*).

Ważnym warunkiem stawianym szeregom czasowym użytym w modelach klasy GARCH(s,q) jest ich stacjonarność. W ekonometrii wyróżnia się kilka definicji stacjonarności. Najczęściej stosowaną jest wymaganie tzw. słabej stacjonarności. Proces słabo stacjonarny to taki, którego wartość oczekiwana i wariancja są skończone i stałe w czasie, a kowariancja między realizacjami badanej zmiennej zależy jedynie od dystansu w czasie między obserwacjami [Tomczyk 2008]. W przypadku silnej stacjonarności zakładana jest stałość wielowymiarowego rozkładu w czasie [Borkowski, Stańko 2010]. Ze względu na trudności w określeniu tego rozkładu zazwyczaj stosuje się definicję słabej stacjonarności.

Do zbadania stacjonarności zmiennej objaśnianej z_t oraz zmiennych objaśniających $i_t^* - i_t$ i *CTA* zastosowano rozszerzony test Dickeya-Fullera (ang. *Augmented Dickey-Fuller*, ADF) oraz test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina (KPSS). Test ADF należy do rodziny testów pierwiastków jednostkowych (ang. *unit root tests*), w których hipoteza zerowa zakłada zintegrowanie stopnia d badanego procesu, a hipoteza alternatywna zintegrowanie stopnia $d - 1$ [Welfe 2009]. Badanie stacjonarności zmiennych modelu (4.2) uzupełniono o test KPSS. W przeciwieństwie do testu ADF, test KPSS należy do rodziny testów stacjonarności (ang. *stationarity tests*), w których hipoteza zerowa zakłada stacjonarność, a hipoteza alternatywna niestacjonarność badanego procesu [Syczewska 2007]. Zdaniem Syczewskiej [1997], połączenie testu stacjonarności KPSS z testem pierwiastków jednostkowych zwiększa jakość wnioskowania. W tabeli 11 przedstawiono wyniki testu ADF dla zmiennych użytych w modelu GARCH(s,q)-M (4.2).

¹⁴ $f_{t-k}^{(k)}$ i s_t to wartości logarytmów naturalnych kursów $F_{t-k}^{(k)}$ i S_t .

Tabela 11. Wyniki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF)

Wyszczególnienie		Model ze stałą	Model ze stałą i trendem
z_t	JPY/USD	-9,89***	-9,92***
	JPY/EUR	-9,60***	-9,62***
	JPY/AUD	-8,42***	-8,38***
$i_t^* - i_t$	JPY/USD	-0,52	-1,45
	JPY/EUR	-1,31	-1,65
	JPY/AUD	-2,71*	-3,14
CTA	-	-3,99***	-4,06***

*, **, *** – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 0,1; 0,05; 0,01

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg oraz raportów US CFTC.

Tabela 11 przedstawia wyznaczone wartości statystyk rozszerzonego testu Dickeya-Fullera dla wersji modelu ze stałą oraz ze stałą i trendem. Test ten został opracowany przez Dickeya i Fullera w 1979 r. Jego rozszerzona wersja (ang. *Augmented Dickey-Fuller*, ADF) różni się od standardowej tym, że funkcja regresji została rozszerzona o dodatkowe elementy, których celem jest eliminacja autokorelacji reszt [Said, Dickey 1984]. Tablice wartości krytycznych testu ADF znajdują się między innymi w monografii MacKinnona [1991]. W teście ADF hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność szeregu ($H_0: y_t \sim I(1)$). Przyjmuje się wówczas, że proces jest zintegrowany w stopniu pierwszym. Hipoteza alternatywna mówi, że szereg jest stacjonarny ($H_1: y_t \sim I(0)$). Liczba opóźnień w teście ADF została ustalona na podstawie minimalizacji kryterium informacyjnego Schwarza (*Bayesian Information Criterion*, BIC). Przedstawione w tabeli 11 wyniki testu ADF wskazują na to, że w przypadku wszystkich badanych kursów zmienna objaśniana z_t (a tym samym zmienna objaśniająca z_{t-1}) oraz zmienna objaśniająca CTA są stacjonarne, nie ma natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niestacjonarności zmiennej objaśniającej $i_t^* - i_t$.

W celu zbadania stacjonarności zmiennych modelu (4.2) zastosowano także test KPSS opracowany przez Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina w 1992 r. Hipoteza zerowa testu KPSS zakłada stacjonarność, a hipoteza alternatywna niestacjonarność badanego procesu. Do estymacji wariancji długookresowej w teście KPSS zastosowano funkcję gęstości Barletta. Wyniki testu KPSS przedstawiono w tabeli 12.

Dla zmiennej objaśnianej z_t wartość statystyki testowej jest mniejsza niż wartość krytyczna. A zatem, dla wszystkich badanych kursów jena japońskiego, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej, że zmienna z_t jest stacjonarna. Z kolei hipoteza zerowa o stacjonarności zmiennej objaśniającej $i_t^* - i_t$ dla wszystkich badanych kursów, tj. JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD, została odrzucona na poziomie istotności co najwyżej 0,1. W przypadku zmiennej CTA

Tabela 12. Wyniki testu Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina

Wyszczególnienie		Model ze stałą	Model ze stałą i z trendem
z_t	JPY/USD	0,19	0,08
	JPY/EUR	0,15	0,06
	JPY/AUD	0,05	0,04
$i_t^* - i_t$	JPY/USD	0,51**	0,27***
	JPY/EUR	0,45*	0,24***
	JPY/AUD	0,37*	0,14*
CTA	–	0,24	0,18**

*, **, *** – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 0,1; 0,05; 0,01

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg oraz raportów US CFTC.

wyniki testu KPSS w wersji ze stałą nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy o stacjonarności, ale już w wersji ze stałą i trendem hipotezę zerową o trendostacjonarności odrzucamy. Co prawda na poziomie istotności 0,01 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o stacjonarności, to jednak, zdaniem autorki, wyniki testu KPSS nie potwierdzają jednoznacznie stacjonarności zmiennej CTA . Z testów ADF i KPSS wynika, że dla wszystkich badanych kursów zmienna objaśniania z_t jest stacjonarna, zmienna objaśniająca $i_t^* - i_t$ jest niestacjonarna, natomiast w przypadku zmiennej CTA testy ADF i KPSS dają sprzeczne wyniki.

Niestacjonarność zmiennej $i_t^* - i_t$ została potwierdzona zarówno testem ADF, jak i testem KPSS. Należy podkreślić, że analiza empiryczna szeregów stóp procentowych z reguły wskazuje na ich niestacjonarność [m.in. Campbell i Shiller 1987; Evans i Lewis 1994]. Goh, Lim i Olekalns [2006] oraz Li, Ghoshray i Morley [2012] są zdania, że ta niestacjonarność może wynikać z kontroli kapitału na rynku pieniężnym lub też z pewnych zmian w strukturze szeregu stóp procentowych (ang. *structural breaks*). Zdaniem Perrona [1989], w przypadku występowania zmian strukturalnych w finansowych szeregach czasowych test ADF może dostarczać błędnych wyników. Perron uważa, że większość makroekonomicznych zmiennych nie ma pierwiastka jednostkowego i pewna modyfikacja testu ADF uwzględniająca zmiany strukturalne wystarczy, żeby pokazać, że przeważająca część badanych szeregów makroekonomicznych jest jednak stacjonarna. Li, Ghoshray i Morley [2012] są zdania, że testy uwzględniające zmiany strukturalne, przykładowo test Zivota i Andrews [1992], wskazują na to, że szereg czasowy stóp procentowych $i_t^* - i_t$ jest jednak stacjonarny. Stacjonarność szeregu stóp procentowych wykazali także Cerrato, Kim i MacDonald [2013].

W tabeli 13 przedstawiono wyniki testu Zivota i Andrews [1992] dla zmiennej $i_t^* - i_t$ oraz zmiennej CTA , której stacjonarność nie została jednoznacznie potwierdzona testem KPSS. Należy tutaj podkreślić, że w przypadku, gdy testy ADF i KPSS dają sprzeczne wyniki, można zastosować tzw. test hipotezy wspólne-

go potwierdzenia stopnia integracji ADF-KPSS (ang. *test of joint confirmation*), opracowany przez Charemę i Syczewską [1998]. Ze względu jednak na to, że – zdaniem autorki – niestacjonarność zmiennych $i_t^* - i_t$ oraz CTA może wynikać z pewnych zmian w strukturze analizowanych szeregów finansowych, stacjonarność powyższych zmiennych została zbadana testem Zivota i Andrews [1992]. W teście tym hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność szeregu czasowego, z kolei hipoteza alternatywna mówi, że szereg jest stacjonarny ze zmianami strukturalnymi w średniej, w trendzie lub w średniej i trendzie. Tabela 13 zawiera oszacowane wartości statystyk testowych oraz daty punktów zwrotnych wyznaczonych na podstawie testu Zivota i Andrews. W tabeli 13 umieszczono wyniki tylko dla istotnych statystycznie zmian w średniej, w trendzie lub w średniej i trendzie.

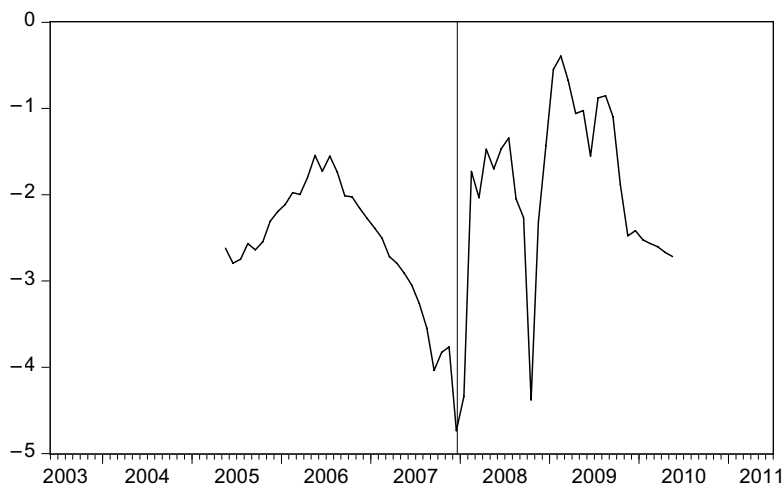
Tabela 13. Wyniki testu Zivota i Andrews

Wyszczególnienie		Rodzaj testowanej zmiany	Statystyka testowa	
$i_t^* - i_t$	JPY/USD	1	-4,74*	(12.2007)
	JPY/EUR	1	-10,52***	(10.2008)
		3	-8,53***	(11.2008)
	JPY/AUD	1	-9,89***	(10.2008)
		3	-10,15***	(10.2008)
	CTA	-	1	-4,86*
2			-4,94***	(06.2005)
3			-5,04*	(01.2005)

*, **, *** – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 0,1; 0,05; 0,01
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg oraz raportów US CFTC.
 Uwagi: rodzaj testowanej zmiany: 1 – w średniej, 2 – w trendzie, 3 – w średniej i trendzie.

Wyniki przedstawione w tabeli 13 wskazują, że dla wszystkich badanych kursów walutowych hipoteza zerowa o niestacjonarności zmiennej $i_t^* - i_t$ została odrzucona. Wykazano, że zmienne $i_{JPY} - i_{EUR}$ i $i_{JPY} - i_{AUD}$ są stacjonarne z istotną (na poziomie istotności $\alpha = 0,01$) zmianą strukturalną w średniej oraz w średniej i trendzie, przypadającą na październik 2008 r. Dodatkowo, pokazano, że różnica w międzybankowych, miesięcznych stopach procentowych w Japonii i Stanach Zjednoczonych ($i_{JPY} - i_{USD}$) jest stacjonarna z istotną (na poziomie istotności $\alpha = 0,1$) zmianą z wyrazie wolnym w grudniu 2007 r.

Rysunek 16 przedstawia punkty zwrotne wyznaczone na podstawie testu Zivota i Andrews dla zmiennej $i_{JPY} - i_{USD}$. Na podstawie tego rysunku można wywnioskować, że oprócz punktu zwrotnego w grudniu 2007 r. widoczna jest także zmiana strukturalna w październiku 2008 r., co pokrywa się z punktem zwrotnym otrzymanym dla zmiennych $i_{JPY} - i_{EUR}$ i $i_{JPY} - i_{AUD}$. Z kolei wykresy punktów zwrotnych dla zmiennych $i_{JPY} - i_{EUR}$ i $i_{JPY} - i_{AUD}$ wskazują na istnienie tylko jednej



Rysunek 16. Punkty zwrotne dla zmiennej $i_{JPY} - i_{USD}$ wyznaczone na podstawie testu Zivota i Andrews

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg w programie Eviews 8.

istotnej zmiany w strukturze tych szeregów czasowych. Można zatem stwierdzić, iż w przypadku zmiennej $i_{JPY} - i_{USD}$ zastosowanie testów wykrywających więcej niż jeden punkt zwrotny (np. test Lee i Strazicich [2003]) mogłoby dać lepsze jakościowo wyniki.

Wykorzystując test Zivota i Andrews [1992] wykazano również, że zmienna CTA jest stacjonarna z istotną (na poziomie istotności $\alpha = 0,01$) zmianą strukturalną w trendzie oraz z istotną (na poziomie istotności $\alpha = 0,1$) zmianą strukturalną w średniej oraz w średniej i trendzie. Wykazano również, że zmiana strukturalna w szeregu CTA nastąpiła w czerwcu/styczeniu 2005 r. Na podstawie testu Zivota i Andrews można stwierdzić, że zmienne $i_t^* - i_t$ oraz zmienna CTA są stacjonarne.

Można wyróżnić wiele czynników, które powodują zmiany w strukturze szeregów czasowych. Są to między innymi decyzje oraz wydarzenia polityczne i ekonomiczne, szoki na innych rynkach oraz nieoczekiwane wydarzenia, takie jak ataki terrorystyczne oraz klęski żywiołowe [Witkowska, Gasek 2006].

W przypadku zmiennej $r_{JPY} - r_{USD}$ punkt zwrotny w grudniu 2007 r. był konsekwencją wstrząsów na amerykańskim rynku kredytów hipotecznych *subprime*. Z kolei zmiana w strukturze szeregów czasowych $i_{JPY} - i_{EUR}$ i $i_{JPY} - i_{AUD}$ przypada na październik 2008 r., kiedy to znacznie wzrosła zmienność na rynkach finansowych oraz doszło do bankructwa wielu ważnych instytucji finansowych. Należy podkreślić, że powyższe wydarzenia przyczyniły się do sukcesywnej obniżki stóp procentowych przez narodowe banki centralne w Stanach Zjednoczonych, strefie euro i Australii.

W przypadku zmiennej *CTA* punkt zwrotny przypadający na początek 2005 r. jest konsekwencją obserwowanego w tym czasie wzrostu zaangażowania inwestorów w walutowe strategie *carry trade* w jenach japońskich (rysunek 8). Ten wzrost zainteresowania strategiami *carry trade* przypadający na początek 2005 r. został opisany między innymi w raporcie z Konferencji Narodów Zjednoczonych do spraw Handlu i Rozwoju [UNCTAD 2011]. Wyznaczony na podstawie testu Zivota i Andrews'a punkt zwrotny dla zmiennej *CTA* ma zatem odzwierciedlenie w tym, co faktycznie działo się na rynku jena japońskiego w 2005 r. Wzrost zaangażowania inwestorów w strategię *carry trade* w jenach japońskich przyczynił się do wzrostu zawieranych pozycji krótkich na rynku kontraktów terminowych na jena japońskiego, co w rezultacie spowodowało znaczny wzrost wskaźnika *CTA*.

Przed przystąpieniem do budowy modelu zmienności dla szeregów walutowych stóp zwrotu (z_t), należy przetestować reszty modelu liniowego (4.3) dopasowanego do równania średniej modelu (4.2) na obecność warunkowej heteroskedastyczności.

$$z_t = \alpha_0 + \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 (i_t^* - i_t) + \beta_3 CTA + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Jeżeli testy statystyczne wykażą, że tzw. efekty ARCH dla reszt modelu (4.3) są statystycznie istotne, to zasadne jest wykorzystanie modeli klasy GARCH-M. Występowanie efektu ARCH zbadano za pomocą testu Breuscha-Pagana [Breusch, Pagan 1979] oraz testu White'a [1980]. W obydwu testach hipoteza zerowa mówi, że składnik losowy modelu jest homoskedastyczny (o stałej wariancji), natomiast hipoteza alternatywna zakłada heteroskedastyczność składnika losowego. W tabeli 14 zamieszczono obliczone wartości statystyk testowych.

Z przedstawionych w tabeli 14 wyników można wywnioskować, że jedynie dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD można zastosować model GARCH(s,q)-M do modelowania premii za ryzyko. W przypadku kursu JPY/USD nie ma bowiem podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o homoskedastyczności składnika

Tabela 14. Wyniki testu Breuscha-Pagana i testu White'a – model GARCH-M

JPY/USD	JPY/EUR	JPY/AUD
test Breuscha-Pagana		
5,97	7,40*	8,22**
test White'a		
6,57	16,25*	17,21**

*, **, *** – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 0,1; 0,05; 0,01

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg oraz raportów US CFTC.

losowego modelu (4.3). Dalsze badania przeprowadzono tylko dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD.

Wyboru postaci modelu GARCH(s,q)-M (wzór 4.2) dokonano opierając się na kryteriach informacyjnych, tj. kryterium Akaike'a (*Akaike Information Criterion*, AIC), kryterium Schwarza (*Bayesian Information Criterion*, BIC) i kryterium Hannana-Quinna (H-Q). W tabeli 15 przedstawiono wyniki obliczeń poszczególnych kryteriów informacyjnych dla wybranych modeli klasy GARCH(s,q)-M, tj. GARCH(1,1)-M, GARCH (2,2)-M, wykładniczy EGARCH(1,1)-M, wykładniczy EGARCH (2,2)-M, progowy GJR-GARCH(1,1)-M, progowy GJR-GARCH (2,2)-M, CGARCH(1,1)-M oraz CGARCH(1,1)-M z efektem asymetrii (CGARCH(1,1)-M-AS). Wszystkie wymienione powyżej modele klasy GARCH-M zostały opisane w rozdziale 2.2. Niższe wartości kryteriów informacyjnych świadczą o lepszym dopasowaniu modelu do danych.

Wartości kryteriów informacyjnych wskazują, że zarówno dla kursu JPY/EUR, jak i kursu JPY/AUD najlepszy będzie model wykładniczy EGARCH(2,2)-M (tabela 15). Warto przypomnieć, że model EGARCH(s,q) wykorzystywany jest wówczas, gdy badane zjawiska wykazują asymetryczny przebieg. Efekty asymetryczne pojawiają się, gdy szoki negatywne (innowacje ujemne) przyczyniają się do zwiększenia zmienności bardziej niż innowacje dodatnie. Model EGARCH(s,q)-M uwzględnia asymetryczny wpływ błędów ε_t na zmiany premii za ryzyko. W przypadku standardowego modelu GARCH(s,q) innowacje dodatnie i ujemne (ε_t) o tej samej wartości bezwzględnej kreują taką samą wartość zmienności h_t .

W tabeli 16 przedstawiono wyniki testu obciążenia znaków (ang. *Sign Bias Test*, SB), testu obciążenia wielkości ujemnych (ang. *Negative Size Bias Test*, NSB) oraz testu obciążenia wielkości dodatnich (ang. *Positive Size Bias Test*, PSB) modelu GARCH(1,1)-M, zbudowanego dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD. Testy te

Tabela 15. Wartości kryteriów informacyjnych dla rozważanych modeli klasy GARCH-M

Model	AIC	BIC	H-Q	AIC	BIC	H-Q
	JPY/EUR			JPY/AUD		
GARCH(1,1)-M	-4,04	-3,80	-3,95	-3,60	-3,36	-3,50
GARCH(2,2)-M	-4,06	-3,77	-3,94	-3,62	-3,33	-3,50
EGARCH(1,1)-M	-4,04	-3,77	-3,93	-3,59	-3,32	-3,48
EGARCH(2,2)-M	-4,19	-3,87	-4,06	-3,81	-3,49	-3,68
GJRGARCH(1,1)-M	-4,06	-3,80	-3,96	-3,58	-3,31	-3,47
GJRGARCH(2,2)-M	-4,07	-3,75	-3,94	-3,63	-3,31	-3,50
CGARCH(1,1)-M	-4,01	-3,72	-3,89	-3,40	-3,11	-3,28
CGARCH(1,1)-M-AS	-3,99	-3,67	-3,86	-3,61	-3,29	-3,48

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg oraz raportów US CFTC.

Tabela 16. Wyniki testu obciążenia znaków i wielkości dla modelu GARCH(1,1)-M dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD

	JPY/EUR	JPY/AUD
SB	0,24	2,04**
NSB	0,62	0,88
PSB	0,74	2,14**

*, **, *** – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 0,1; 0,05; 0,01
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg oraz raportów US CFTC.

pozwalają sprawdzić, czy zastosowanie modelu asymetrycznego EGARCH-M jest zasadne. Testy obciążenia znaków i wielkości (ang. *Sign and Size Bias Tests*, SSB) zostały opracowane przez Engle’a i Nga [1993]. Ich dokładny opis znajduje się między innymi w opracowaniu Doman i Doman [2009], a ich zastosowanie w kontekście rynku finansowego znajduje się w publikacji Wdowińskiego i Małeckiej [2011]. Hipoteza zerowa powyższych testów zakłada brak asymetrii. W tabeli 16 zamieszczono oszacowane statystyki testowe dla testów SB, NSB i PSB.

Wartości statystyk testowych wskazują, że w modelu GARCH(1,1)-M dla kursu JPY/EUR nie występuje istotny efekt asymetrii. Zastosowanie modelu EGARCH(2,2)-M do modelowania premii za ryzyko nie jest w tym wypadku zasadne. Z analizowanych modeli bez efektu asymetrii, tj. GARCH(1,1)-M, GARCH(2,2)-M i CGARCH(1,1)-M, wybrano model GARCH(1,1)-M. Wyboru dokonano na podstawie kryteriów informacyjnych przedstawionych w tabeli 15.

Model GARCH(1,1)-M wykorzystany do modelowania premii za ryzyko na rynku JPY/EUR ma następującą postać:

$$\begin{cases} z_t = p_t + \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 (i_t^* - i_t) + \beta_3 CTA_t + \varepsilon_t \\ p_t = \beta_0 + \delta \sqrt{h_t} \\ \varepsilon_t = \sqrt{h_t} \psi_t \\ h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \varphi_1 h_{t-1} \end{cases} \quad (4.4)$$

W modelu GARCH(1,1)-M dla kursu walutowego JPY/AUD występuje istotny efekt asymetrii. Hipoteza zerowa testów SB i PSB o braku asymetrii została odrzucona na poziomie istotności 0,05 (tabela 16). Do modelowania premii za ryzyko dla kursu JPY/AUD można więc zastosować asymetryczny model EGARCH(2,2)-M (tabela 15). Należy podkreślić, że test SB bada niewyjaśnione przez model GARCH(1,1)-M różnice wpływu ujemnych i dodatnich szoków na poziom zmienności. Z kolei test PSB koncentruje się na badaniu niewyjaśnionych przez model GARCH(1,1)-M różnic wpływu dużych i małych szoków dodatnich na zmienność.

Model EGARCH(2,2)-M służący modelowaniu premii za ryzyko na rynku jena japońskiego do dolara australijskiego (JPY/AUD) jest postaci:

$$\begin{cases} z_t = p_t + \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 (i_t^* - i_t) + \beta_3 CTA_t + \varepsilon_t \\ p_t = \beta_0 + \delta \sqrt{h_t} \\ \varepsilon_t = \sqrt{h_t} \psi_t \\ \ln h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha_2 \frac{|\varepsilon_{t-2}|}{\sqrt{h_{t-2}}} + \gamma \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} + \varphi_1 \ln h_{t-1} + \varphi_2 \ln h_{t-2} \end{cases} \quad (4.5)$$

W tabeli 17 przedstawiono oszacowania parametrów modelu GARCH(1,1)-M (4.4) dla kursu JPY/EUR i modelu EGARCH(2,2)-M (4.5) dla kursu JPY/AUD. Tabela 17 zawiera dodatkowo wyniki statystyk testowych dla testów sprawdzających jakość dopasowania modelu.

Istotny statystycznie stały komponent (β_0) wskazuje na istnienie stałej premii za ryzyko. Z kolei istotny statystycznie parametr δ wskazuje na obecność zmiennej w czasie premii za ryzyko. Na podstawie informacji zawartych w tabeli 17 można wywnioskować, że jedynie w przypadku kursu JPY/AUD wykazano istnienie istotnej na poziomie istotności 0,05 stałej premii za ryzyko oraz istnienie istotnej na poziomie istotności 0,01 zmiennej w czasie premii za ryzyko.

Hipotezę łączną, mówiącą, że premia za ryzyko jest równa zero ($H_0: \beta_0 = 0, \delta = 0$) zweryfikowano na podstawie testu Walda (statystyka χ^2_{wa}). Dla kursu JPY/EUR nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej $H_0: \beta_0 = 0, \delta = 0$. Nie można zatem stwierdzić, że anomalia premii terminowej na rynku JPY/EUR wynika z istnienia niezerowej premii za ryzyko. Z kolei dla kursu JPY/AUD hipoteza zerowa $H_0: \beta_0 = 0, \delta = 0$ została odrzucona na poziomie istotności 0,01. Z powyższego wynika, że na rynku JPY/AUD mamy do czynienia z niezerową premią za ryzyko. Odchylenia kursu walutowego jena japońskiego do dolara australijskiego od poziomu wynikającego z niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych mogą zatem wynikać z niespełnienia założenia o neutralności uczestników rynku wobec ryzyka.

Należy podkreślić, że parametr δ nazywany jest często współczynnikiem awersji do ryzyka inwestorów. Istotny statystycznie parametr δ w modelu (4.5) wskazuje na to, że poziom awersji do ryzyka inwestorów ma wpływ na zmienną z_t , a tym samym na zmiany kursu JPY/AUD. Ujemny parametr δ można wskazywać dodatkowo na to, że istnieje ujemny związek między stopą zwrotu z_t a zmiennością mierzoną warunkowym odchyleniem standardowym. A zatem im mniejsza zmienność na rynku JPY/AUD, tym większa stopa zwrotu z_t . Z kolei im większa stopa zwrotu z_t , tym większe odchylenie kursu walutowego od poziomu wynikającego z niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych.

Tabela 17. Oszacowania parametrów modelu GARCH(1,1)-M (4.4) dla kursu JPY/EUR oraz modelu wykładniczego EGARCH(2,2)-M (4.5) dla kursu JPY/AUD

Kurs walutowy	JPY/EUR	JPY/AUD
równanie średniej		
β_0	-0,01	0,04**
δ	0,23	-0,49***
β_1	-0,21*	-0,28**
β_2	-0,33	0,29
β_3	0,01**	0,01**
równanie wariancji		
α_0	0,01	-3,03**
α_1	0,42***	0,47*
α_2	-	1,34***
γ	-	-0,27**
φ_1	0,45*	0,06
φ_2	-	0,69***
test Walda		
χ^2_{wa}	0,62	16,31***
test White'a		
χ^2_{wa}	13,38	12,17
test Ljunga-Boxa-Pierce'a dla reszt standaryzowanych		
Q(5)	5,86	2,26
Q(10)	8,87	4,80
Q(20)	17,09	10,81
test Ljunga-Boxa-Pierce'a dla kwadratów reszt standaryzowanych		
Q(5)	3,77	2,51
Q(10)	5,31	8,54
Q(20)	16,76	13,03
test Brocka, Decherta i Scheinkmana (BDS)		
BDS(2)	0,57	0,19
BDS(4)	0,23	0,47
BDS(6)	0,32	0,26
test obciążenia znaków (SSB)		
SB	0,24	1,29
NSB	0,62	1,32
PSB	0,74	0,12

*, **, *** – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 0,1; 0,05; 0,01

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg oraz raportów US CFTC.

Badania pokazały, że anomalia premii terminowej na rynku JPY/AUD może wynikać z niespełnienia założenia neutralności inwestorów wobec ryzyka. Na rynku JPY/AUD wykazano bowiem istnienie istotnej statystycznie, niezerowej premii za ryzyko, co wskazuje na to, że uczestnicy rynku mają awersję do ryzyka. Nie oznacza to jednak, że w przypadku niezerowej premii za ryzyko parytet UIP nie jest zachowany w całym badanym okresie, tj. od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r. Ujemny parametr δ sugeruje, że im wyższa zmienność warunkowa, a tym samym im wyższa premia za ryzyko, tym mniejsza jest stopa zwrotu z_t . Z kolei im mniejsza stopa zwrotu z_t , tym mniejsze odchylenie kursu walutowego od poziomu wynikającego z parytetu UIP¹⁵. Można zatem uznać, że w sytuacji, gdy inwestorów cechuje zmienna w czasie awersja do ryzyka, czyli premia za ryzyko jest statystycznie różna od zera, to wówczas im wyższa premia za ryzyko, tym większe prawdopodobieństwo, że parytet UIP jest zachowany. Zdaniem autorki, taka zależność wynika między innymi z wykorzystywanych na szeroką skalę strategii *carry trade*. Wzrost awersji do ryzyka wśród uczestników rynku przyczynia się do spadku zainteresowania strategią *carry trade*. Inwestorzy wycofują wówczas kapitał z państw o wysokiej stopie procentowej (np. Australia), który następnie zamieniają na walutę japońską i spłacają kredyty zaciągnięte w jenach. W rezultacie wzrasta wartość jena japońskiego, czyli waluty kraju o niskich stopach procentowych i spada wartość dolara australijskiego, czyli waluty kraju o wysokich stopach procentowych, co jest zgodne z niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych.

Istotność parametru β_1 w obu modelach, tj. GARCH(1,1)-M dla kursu JPY/EUR i EGARCH(2,2)-M dla kursu JPY/AUD, sugeruje, że istnieje istotna statystycznie zależność między opóźnioną wartością zmiennej objaśnianej (z_{t-1}), a wysokością stopy zwrotu z_t . A zatem badany proces można opisać autoregresyjnym modelem rzędu pierwszego (AR(1)) (pełna nazwa szacowanych modeli to AR(1)-GARCH(1,1)-M dla kursu JPY/EUR i AR(1)-EGARCH(2,2)-M dla kursu JPY/AUD). Z danych zawartych w tabeli 17 wynika dodatkowo, że parametr β_2 jest nieistotnie różny od zera. Nie można więc uznać, że różnica w stopach procentowych $i_t^* - i_t$ ma istotny wpływ na poziom stopy zwrotu z_t .

Zarówno w modelu (4.4) dla kursu JPY/EUR, jak i modelu (4.5) dla kursu JPY/AUD parametr β_3 jest dodatni i istotnie różny od zera. Dodatni parametr β_3 oznacza, że wzrostowi zaangażowania inwestorów w strategię *carry trade* towarzyszy wzrost stopy zwrotu z_t . Należy tutaj dodać, że im wyższa stopa zwrotu z_t , tym większe odchylenie kursu walutowego od poziomu wynikającego z niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Daje to podstawy sądzić, że odrzucenie hipotezy parytetu UIP na rynku jena japońskiego wynika, przynajmniej w pewnym stopniu, z dużego zaangażowania inwestorów w walutowe strategie

¹⁵ Jest to zgodne z wynikami badań przedstawionymi w rozdziale 3.2 i 4.1, gdzie pokazano, że w czasie podwyższonej zmienności niezabezpieczony parytet stóp procentowych jest zachowany.

carry trade w jenach japońskich. Do podobnych wniosków doszli Baillie i Chang [2011]. Ich zdaniem, zmiana wartości oszacowań parametru β w modelu regresji (wzór 2.5) z ujemnej na dodatnią może być spowodowana zmianą w poziomie zainteresowania inwestorów strategiami *carry trade*. Prowadzone na olbrzymią skalę inwestycje w krajach o wyższym koszcie pieniądza przyczyniają się bowiem do aprecjacji waluty tych krajów. Z kolei duży odpływ kapitału z krajów o iskiej stopie procentowej (m.in. Japonii) przyczynia się do znacznej deprecjacji ich waluty. Przeczy to parytetowi stóp procentowych, który zakłada, że im wyższe oprocentowanie danej waluty, tym niższa jej wartość.

Na podstawie wyników przedstawionych w tabeli 17 można dodatkowo wywnioskować, że dla kursu JPY/AUD występuje istotny efekt dźwigni. Efekt dźwigni oznacza tu asymetryczny wpływ informacji pozytywnych i negatywnych na poziom wariancji. Występuje wówczas, gdy odrzucamy hipotezę zerową $H_0: \gamma = 0$ na rzecz hipotezy alternatywnej $H_0: \gamma < 0$. Ujemny i statystycznie istotny parametr γ sugeruje, że dużym, nieprzewidywalnym spadkom stopy zwrotu z_t będzie towarzyszył wzrost zmienności obliczonej za pomocą modelu GARCH. Z kolei te duże, nieprzewidywalne spadki stopy zwrotu z_t związane są z gwałtowną aprecjacją jena japońskiego. Zdaniem Ichiue i Koyama [2011], właśnie za to ryzyko związane z szybką aprecjacją walut nisko oprocentowanych inwestorzy zajmujący krótką pozycje w walucie krajów o niskich stopach procentowych żądają dodatkowej premii. Może to wyjaśniać istnienie niezerowej premii za ryzyko na rynku JPY/AUD.

W celu sprawdzenia poprawności modelu zastosowano test White'a na homoskedastyczność składnika losowego, test Q Ljunga-Boxa-Pierce'a na niezależność składnika losowego, test Brocka, Decherta i Scheinkmana (BDS) sprawdzający, czy reszty modelu są niezależnymi zmiennymi losowymi o jednakowym rozkładzie oraz test obciążenia znaków (SSB). Na podstawie testu White'a [1980] stwierdzono, że w przypadku obu modeli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej, że składnik losowy jest homoskedastyczny. Test Q Ljunga-Boxa-Pierce'a [Box, Jenkins 1983] zakłada w hipotezie zerowej brak autokorelacji składnika losowego. Test ten przeprowadzono dla reszt standaryzowanych i kwadratów reszt standaryzowanych. Wyniki testu Q Ljunga-Boxa-Pierce'a przedstawione w tabeli 17 nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku autokorelacji składnika losowego.

W pełni poprawne podejście do zagadnienia niezależności składnika losowego wymaga jednak zastosowania testu własności IID (ang. *Independently Identically Distributed*), na przykład testu BDS [Doman, Doman 2004]. Hipoteza zerowa testu BDS mówi, że analizowany proces jest ciągiem niezależnych zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie IID. Dokładny opis testu BDS zawiera publikacja Brocka, Decherta i Scheinkmana [1996]. W tabeli 17 przedstawiono oszacowane wartości statystyk testowych BDS dla parametru zanurzenia równego 2,

4 i 6 oraz parametru ε równego odchyleniu standardowemu z reszt modelu (4.4) dla kursu JPY/EUR i modelu (4.5) dla kursu JPY/AUD. Wartości statystyk BDS przedstawione w tabeli 17 wskazują na brak podstaw do odrzucenia hipotezy mówiącej, że składnik losowy modeli (4.4) i (4.5) jest ciągiem niezależnych zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie. Należy podkreślić, że ze względu na małą liczbę obserwacji do wyznaczania wartości krytycznych testu BDS zastosowano procedurę *bootstrap*, a nie tablice rozkładu normalnego¹⁶. Wyliczenia przeprowadzono w programie Eviews. W przypadku metody *bootstrap* w programie Eviews metoda próbkowania polega na N-krotnym wygenerowaniu próbek, gdzie każda z nich powstaje w wyniku losowania bez zwracania. Oznacza to, że każda z próbek powstaje w wyniku permutacji, tzn. zamiany kolejności oryginalnych danych. W literaturze przedmiotu ta metoda nazywana jest czasem *bootstrapem* bez powtórzeń albo techniką permutacji.

Wyniki testu obciążenia znaków (SB) i testu obciążenia wielkości dodatnich (PSB) wskazują na wychwycenie efektu asymetrii dla kursu JPY/AUD. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku asymetrii składnika losowego modelu GARCH(1,1)-M (wzór 4.4) oraz modelu EGARCH(2,2)-M (wzór 4.5). Wyniki testów sprawdzających jakość dopasowania potwierdziły dobre dopasowanie modeli (4.4) i (4.5) do badanych szeregów czasowych.

Modele klasy GARCH-M są użyteczne z punktu widzenia modelowania premii za ryzyko. Okazuje się jednak, że większość badań dotyczących wyjaśnienia anomalii premii terminowej istnieniem niezerowej premii za ryzyko nie daje wystarczających podstaw, aby uznać, że to właśnie premia za ryzyko przyczynia się do odrzucenia hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Ze względu na homoskedastyczność składnika losowego dla kursu JPY/USD nie można było zastosować modelu GARCH(s,q)-M. Z kolei dla kursu JPY/EUR nie było podstaw do odrzucenia hipotezy, że premia za ryzyko wynosi zero. Nie można zatem stwierdzić, że w przypadku kursów walutowych JPY/USD i JPY/EUR odrzucenie hipotezy parytetu UIP wynikało z niespełnienia założenia o neutralności inwestorów wobec ryzyka. Jedynie dla kursu JPY/AUD wykazano istnienie niezerowej, istotnej i zmiennej w czasie premii za ryzyko. Świadczy to między innymi o tym, że poziom awersji inwestorów do ryzyka miał wpływ na stopę zwrotu z_t , a tym samym na zmiany kursu walutowego JPY/AUD. Dodatkowo, można uznać, że zjawisko anomalii premii forward na rynku JPY/AUD może wynikać z niespełnienia założenia neutralności uczestników tego rynku wobec ryzyka.

¹⁶ Brock i inni [1996] na podstawie przeprowadzonych symulacji stwierdzili, że wiarygodne wyniki otrzymuje się dla szeregów liczących co najmniej 250 obserwacji. W przypadku krótszych szeregów czasowych (w monografii 96 obserwacji) do wyznaczenia wartości krytycznych celowe wydaje się zastosowanie metod próbkowania. Metody próbkowania służą do aproksymacji nieznanego rozkładów statystyk poprzez analizę wartości wygenerowanych wielokrotnie z tej samej próby, według określonych zasad.

Zdaniem autorki, anomalia premii terminowej na rynku jena japońskiego wynika między innymi z dużego zaangażowania inwestorów w strategię walutowe *carry trade*. Liczba przeprowadzanych transakcji typu *carry trade* zależy z kolei od nastrojów panujących na rynkach. Im lepsze nastroje inwestorów, tym większe jest ich zaangażowanie w walutowe strategię spekulacyjną *carry trade*. Z kolei wraz ze wzrostem awersji do ryzyka wśród inwestorów maleje ich zainteresowanie tymi strategiami. Zmiany w postrzeganiu ryzyka przez uczestników rynku, w tym przede wszystkim inwestorów zaangażowanych w *carry trade*, można analizować na podstawie tzw. zmiennej *risk reversal (RR)* [Gagnon, Chaboud 2007]. Jest to zmienna charakterystyczna dla par walutowych stosowanych w strategiach *carry trade*, dlatego przedstawiono ją tylko w odniesieniu do kursu walutowego JPY/AUD. *Risk reversal* to strategia opcyjna, która polega na jednoczesnym zakupie opcji kupna *out-of-the-money (OTM)* i sprzedaży opcji sprzedaży *out-of-the-money OTM*, z tym samym terminem wygaśnięcia, których instrumentem bazowym jest kurs walutowy (w badanym przypadku kurs JPY/AUD)¹⁷. Należy podkreślić, że dla opcji kupna na kurs walutowy termin *out-of-the-money* oznacza, że walutowy kurs wykonania jest wyższy niż obecny kasowy kurs walutowy (S_t). Z kolei dla opcji sprzedaży na kurs walutowy termin *out-of-the-money* oznacza, że kurs wykonania jest niższy niż obecny kurs walutowy spot (S_t).

Zmienność strategii *risk reversal* jest kwotowana na rynku międzybankowym. Poniższe rozważania dotyczą 3-miesięcznej zmienności strategii 25-delta *risk reversal*¹⁸. Zmienność strategii *risk reversal* jest równa zmienności implikowanej¹⁹ opcji kupna *out-of-the-money (OTM)*, pomniejszonej o wielkość zmienności implikowanej opcji sprzedaży OTM (4.6).

$$RR25 = \sigma_c^{25\delta} - \sigma_p^{25\delta} \quad (4.6)$$

gdzie:

$RR25$ – zmienność strategii 25-delta *risk reversal*,

$\sigma_c^{25\delta}$ – zmienność implikowana opcji kupna (call) 25-delta,

$\sigma_p^{25\delta}$ – zmienność implikowana opcji sprzedaży (put) 25-delta.

¹⁷ Opcja kupna to prawo kupna określonej ilości instrumentu bazowego po ustalonej cenie (cena wykonania), w ustalonym okresie (w dniu wygaśnięcia opcji). Opcja sprzedaży to prawo sprzedaży określonej ilości instrumentu bazowego po ustalonej cenie, w ustalonym okresie. Opcja jest prawem, które nabywa jej posiadacz. Z kolei wystawca opcji ma obowiązek dokonania transakcji kupna/sprzedaży, gdy posiadacz opcji chce skorzystać z tego prawa [Jajuga, Jajuga 2006].

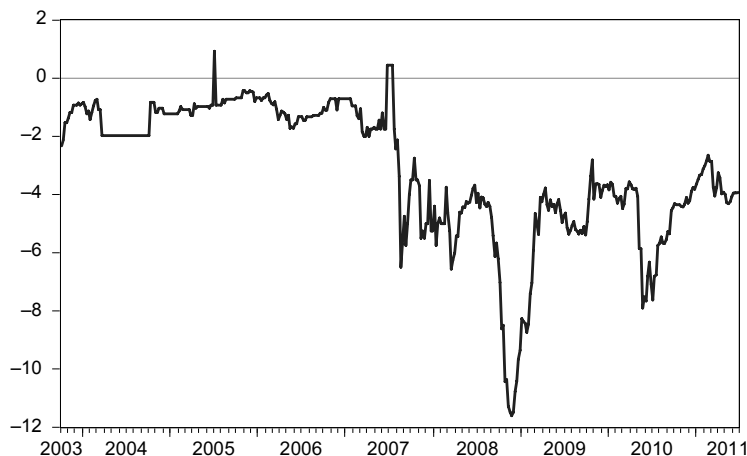
¹⁸ Delta mierzy wrażliwość ceny opcji na zmianę ceny instrumentu bazowego [Weron, Weron 2005]. W przypadku opcji walutowych delta na poziomie 25 oznacza, że korelacja między ceną opcji a zmianą kursu spot wynosi 0,25.

¹⁹ Zmienność implikowana wyznaczana jest na podstawie cen opcji wystawionych na wybrany kurs walutowy.

Na rysunku 17 przedstawiono kształtowanie się zmienności strategii 25-delta *risk reversal* (*RR*) dla opcji na kurs walutowy JPY/AUD w badanym i przedstawionym w monografii okresie, tj. od października 2003 r. do czerwca 2011 r.

Z rysunku 17 wynika, że zmienna *RR* dla kursu JPY/AUD przyjmowała na ogół ujemne wartości. W okresie od października 2003 r. do czerwca 2007 r. poziom zmienności strategii 25-delta *risk reversal* oscylował w okolicach -2 , natomiast od lipca 2007 r. do czerwca 2011 r. obserwujemy znaczny spadek zmienności. W trzecim kwartale 2008 r., kiedy to znacznie wzrosła awersja do ryzyka i doszło do upadku wielu ważnych instytucji finansowych, zmienna *RR* spadła do poziomu prawie -12 . Negatywna wartość zmienności strategii *risk reversal* sugeruje, że jest większe prawdopodobieństwo wykonania opcji sprzedaży OTM niż wykonania opcji kupna OTM²⁰. Ujemna wartość *risk reversal* oznacza zatem, że uczestnicy rynku oczekują, że w dniu wygaśnięcia opcji kurs S_{t+k} będzie niższy niż kurs S_t . W przypadku strategii *RR* dla kursu JPY/AUD ujemna wartość *RR* oznacza, że zdaniem uczestników rynku prawdopodobieństwo tego, że jen japoński umocni się względem dolara australijskiego jest większe niż prawdopodobieństwo tego, że waluta japońska będzie się osłabiać.

Dodatkowo, zmienna *RR* mierzy koszt zabezpieczenia się przed aprecjacją jena japońskiego w celu ograniczenia straty ze strategii *carry trade* [Brunnermeier i inni 2008]. Można zatem przypuszczać, że od lipca 2007 r. inwestorzy oczekiwali silnej aprecjacji jena japońskiego, a zatem postrzegali strategię *carry trade* jako



Rysunek 17. Zmienność strategii 25-delta *risk reversal* (*RR*) dla opcji na kurs walutowy JPY/AUD w okresie 10.2003–06.2011

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z bazy Bloomberg.

²⁰ Opcja sprzedaży jest wykonana, gdy w dniu wygaśnięcia opcji ($t+k$) kurs walutowy spot kształtuje się poniżej kursu wykonania; z kolei opcja kupna jest wykonana, jeżeli w dniu wygaśnięcia opcji kurs walutowy spot kształtuje się powyżej kursu wykonania.

coraz bardziej ryzykowną i byli skłonni zapłacić coraz więcej za zabezpieczenie się przed gwałtowną aprecjacją waluty japońskiej (rysunek 17). Należy dodatkowo podkreślić, że zmienna RR może być utożsamiana z premią za ryzyko²¹. Im niższy poziom RR , tym większej premii żądają uczestnicy rynku za ryzyko związane z inwestycją na danym rynku walutowym, a tym samym są oni skłonni zapłacić coraz więcej za zabezpieczenie się przed ryzykiem.

Na podstawie przeprowadzonych badań wykazano zatem, że anomalia premii terminowej może wynikać z istnienia niezerowej, zmiennej w czasie premii za ryzyko. Stwierdzenie to dotyczy jednak pary walutowej JPY/AUD, która jest typową parą walutową stosowaną w strategiach spekulacyjnych *carry trade*. Daje to podstawy sądzić, że problem efektywności rynku walutowego należy rozważać nie tylko w odniesieniu do racjonalności inwestorów czy też ich skłonności do ryzyka, ale należy także wziąć pod uwagę zaangażowanie inwestorów w walutowe strategie spekulacyjne, w tym strategię *carry trade*. Kierunek zależności między wartością waluty a stopami procentowymi w danym kraju determinowany jest w pewnym stopniu działalnością uczestników rynku wykorzystujących strategię *carry trade*. Dotyczy to jednak par walutowych, dla których różnica w oprocentowaniu walut jest wystarczająco wysoka, żeby zachęcić inwestorów do wykorzystania *carry trade*. Dla tych par walutowych analiza problemu anomalii premii terminowej nie może być oderwana od analizy zagadnienia działalności spekulantów na rynku walutowym.

²¹ Premia za ryzyko to maksymalna ilość kapitału, jaką jednostka z awersją do ryzyka jest skłonna zapłacić, aby uniknąć ryzyka [Jehle, Reny 2000].



Podsumowanie

Z raportów Banku Rozrachunków Międzynarodowych [Bank for International Settlements BIS 2007, 2010, 2013, 2016] wynika, że obroty dotyczące transakcji zagranicznych związanych z międzynarodową wymianą dóbr i usług stanowią jedynie niewielką część całkowitych obrotów na rynku walutowym. Dużą część transakcji walutowych stanowiły transakcje o charakterze spekulacyjnym, mające na celu uzyskanie zysków przy wykorzystaniu istniejących różnic w kursach walutowych. Działalność spekulantów przyczyniała się między innymi do znacznego wzrostu zmienności cen na rynku walutowym. Dotyczy to przede wszystkim krótkookresowych wahań kursów, które niejednokrotnie są znacznie większe od ruchów cen prognozowanych za pomocą modeli ekonomicznych. W krótkim okresie trudno jest zatem wyjaśnić zmienność kursów walutowych tylko na podstawie czynników makroekonomicznych. I chociaż w dłuższym okresie ten związek między zmiennymi makroekonomicznymi oraz kursami walut istnieje i jest z reguły istotny statystycznie, to jednak często mamy do czynienia z efektem „przestrzelenia”. Krótkoterminowe ruchy cen okazują się bowiem niejednokrotnie silniejsze od późniejszego dostosowywania się kursów walutowych do zmiany czynnika makroekonomicznego i w rezultacie nowa długoterminowa równowaga na rynku walutowym ustanawia się w punkcie innym niż wynikający z modelu ekonomicznego. Dlatego też podczas analizy rynku walutowego niezwykle istotna jest ocena działalności spekulantów na tym rynku.

Utrzymujące się od 1995 r. niskie stopy procentowe w Japonii spowodowały, że waluta tego kraju stała się główną walutą finansującą w walutowych strategiach spekulacyjnych *carry trade*. Strategia *carry trade* polega na zadłużeniu się w walucie kraju o niskich stopach procentowych, a następnie inwestycji uzyskanych środków w kraju o wysokich stopach procentowych. Dodatnia stopa zwrotu z inwestycji opartych na strategii *carry trade* przeczy niezabezpieczonemu parytetowi stóp procentowych (UIP). Parytet UIP zakłada, że różnica w oprocentowaniu walut powinna być zdyskontowana poprzez aprecjację waluty kraju o niskich stopach procentowych (np. Japonia) w stosunku do waluty kraju o wysokich stopach procentowych. Rynek walutowy znajduje się bowiem w stanie równowagi tylko wówczas, gdy depozyty w różnych walutach oferują taką samą oczekiwaną stopę zwrotu. Na podstawie studium literatury przedmiotu pokazano, że stopa zwrotu z walutowych strategii *carry trade* jest bardzo często dodatnia i niejednokrotnie nawet wyższa od stóp zwrotu na rynku akcji, co sugeruje, że niezabezpieczony parytet stóp procentowych na rynku walut wykorzystywanych w *carry trade*, w tym także na rynku jena japońskiego, nie jest zachowany.

Testowanie niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych (UIP) na rynku jena japońskiego przeprowadzono z wykorzystaniem modelu regresji oraz modelu

przełącznikowego Markowa. Uzyskane na podstawie modelu regresji wyniki badań nie potwierdziły jednoznacznie tego, że parytet UIP dla analizowanych kursów jena japońskiego nie jest zachowany. Hipoteza zerowa, mówiąca, że niezabezpieczony parytet stóp procentowych jest zachowany, została odrzucona dla wszystkich badanych kursów na poziomie istotności 0,01. Można zatem stwierdzić, że w okresie od czerwca 2003 r. do czerwca 2011 r. parytet UIP dla kursów JPY/USD, JPY/EUR i JPY/AUD nie był zachowany. Dla wielu badaczy zajmujących się niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych analiza znaku oszacowań parametru kierunkowego w omawianym modelu regresji jest jednak nawet ważniejsza od statystycznej weryfikacji powyższej hipotezy. Parytet UIP przyjmuje, że waluty krajów o wysokich stopach procentowych mają tendencję do deprecjacji, a waluty krajów o niskich stopach procentowych do aprecjacji. Jeżeli tendencja ta jest zachowana, to parametr kierunkowy w badanym modelu regresji powinien przyjmować wartości dodatnie. Na podstawie przedstawionych w monografii wyników badań pokazano, że oceny parametru kierunkowego przyjmują wartości mniejsze od zera dla kursu JPY/USD i wartości większe od zera dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD. Analiza znaku oszacowań parametru kierunkowego w modelu regresji dla danych obejmujących okres 06.2003–06.2011 nie potwierdziła zatem jednoznacznie, że parytet UIP na rynku jena japońskiego nie jest zachowany.

Niektórzy badacze są zdania, że niezabezpieczony parytet stóp procentowych sprawdza się lepiej w okresie podwyższonej zmienności cen, niepokoju i wzrostu globalnej awersji do ryzyka wśród uczestników rynku. W monografii zbudowano zatem model regresji w dwóch czteroletnich podokresach, w czasie poprzedzającym pierwszy kryzys finansowy XXI w., kiedy to indeks zmienności VIX kształtował się na niskich poziomach (06.2003–06.2007) oraz w czasie kryzysu, niepokoju na rynkach finansowych, kiedy to miernik globalnej awersji do ryzyka osiągał wysokie wartości (07.2007–06.2011). Analiza regresji przeprowadzona dla pierwszego podokresu wskazała na odrzucenie hipotezy niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych dla wszystkich badanych kursów walutowych. Ponadto, w czasie poprzedzającym kryzys finansowy oszacowania parametru kierunkowego przyjmowały ujemne wartości, co także przeczy teorii parytetu UIP. Weryfikacja statystyczna hipotezy parytetu UIP dla drugiego podokresu nie dała jednoznacznej odpowiedzi na pytanie, czy parytet UIP jest spełniony, czy też nie. Należy jednak podkreślić, że w drugim podokresie oszacowania parametru kierunkowego przyjmowały dodatnie wartości, co jest zgodne z niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych. Analiza modelu regresji w dwóch podokresach potwierdziła, że zjawisko anomalii premii terminowej dotyczy przede wszystkim okresu ekspansji, mniejszej zmienności cen na rynkach finansowych. Z kolei w czasie podwyższonej zmienności cen oceny parametru kierunkowego w omawianym modelu regresji przyjmowały dodatnie wartości, co jest zgodne z niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych.

Przeprowadzone w monografii rozważanie teoretyczne oparte na studium literatury oraz wyniki testu RESET i testu Chowa sugerują, że liniowy model regresji nie opisuje dobrze relacji między przyrostem kursu walutowego a wysokością stóp procentowych. Testowanie niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych na rynku jena japońskiego oparto dodatkowo na nieliniowych modelach przełącznikowych Markowa z dwoma reżimami. Przejście z jednego reżimu do drugiego interpretowane jest w monografii nie tylko jako pewna zmiana w relacji między przyrostem kursu walutowego a różnicą w stopach procentowych, ale także jako zmiana w procesie zmienności. Przyjęto interpretację, że jeden reżim odpowiada okresowi dobrych nastrojów rynkowych i małej zmienności cen, a drugi okresowi o dużej zmienności cen i niepokoju na rynku walutowym. Model przełącznikowy Markowa z dwoma reżimami dla kursu JPY/USD to przykład źle dopasowanego modelu. Poszczególne reżimy różnią się od siebie wartościami oszacowań parametrów strukturalnych, jednak oszacowania prawdopodobieństw przejścia dla łańcucha Markowa są niezadowalające. Z przeprowadzonych w monografii rozważań wynika, że w przypadku kursu walutowego JPY/USD lepszym okazałby się model z czterema reżimami. Dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD model przełącznikowy Markowa z dwoma reżimami jest dobrze dopasowany. Wyniki wskazują wyraźnie na istnienie dwóch reżimów, które różnią się od siebie wartościami oszacowań parametrów strukturalnych. Dodatkowo, oba reżimy są stabilne, w tym sensie, że prawdopodobieństwa przejścia z jednego reżimu do drugiego mają niskie wartości, a prawdopodobieństwa pozostania w reżimie pierwszym i drugim osiągają wysokie wartości. Uzyskane wyniki badań dla kursu JPY/EUR i JPY/AUD wskazują na to, że w pierwszym reżimie, który odpowiada okresowi niskiej zmienności cen na rynku walutowym, niezabezpieczony parytet stóp procentowych nie jest zachowany, natomiast w drugim reżimie, który utożsamiany jest z czasem wysokiej zmienności cen na rynku walutowym, brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy parytetu UIP. Na podstawie oszacowanych modeli regresji w podokresach oraz modeli przełącznikowych Markowa można uznać, że zjawisko anomalii premii terminowej dotyczy przede wszystkim okresu mniejszej zmienności cen na rynku walutowym oraz okresu dobrych nastrojów i niskiego poziomu globalnej awersji do ryzyka. Odmienne wyniki uzyskano jedynie w przypadku modelu przełącznikowego Markowa dla kursu walutowego JPY/USD, gdzie w reżimie niższej zmienności tego kursu kierunek zależności między przyrostami kursu walutowego a różnicą w stopach procentowych był zgodny z niezabezpieczonym parytetem stóp procentowych.

Z badań opartych na przełącznikowym modelu Markowa dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD wynika, że aprecjacja jena japońskiego, jako waluty kraju o niskich stopach procentowych, przebiegała szybko i gwałtownie, natomiast jego deprecjacja miała charakter stopniowy i łagodniejszy. Zdaniem autorki, za ryzyko

związane z szybką aprecjacją waluty krajów o niskich stopach procentowych (np. jen japoński) inwestorzy zaangażowani w walutowe strategie *carry trade* żądają dodatkowej premii. Ta zmienna w czasie premia za ryzyko może być natomiast źródłem anomalii premii terminowej na rynku jena japońskiego.

Badanie premii za ryzyko na rynku jena japońskiego przeprowadzono na podstawie uogólnionego modelu autoregresyjnej heteroskedastyczności warunkowej GARCH(s,q)-M. Model ten zastosowano jedynie dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD, gdyż w przypadku kursu JPY/USD nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o homoskedastyczności składnika losowego. Na podstawie wartości kryteriów informacyjnych oraz wyników testu obciążenia znaków i wielkości wybrano model GARCH(1,1)-M dla kursu JPY/EUR i model wykładniczy EGARCH(2,2)-M dla kursu JPY/AUD. W przypadku kursu JPY/EUR nie było podstaw do odrzucenia hipotezy mówiącej, że premia za ryzyko wynosi zero. Nie można zatem stwierdzić, że w przypadku tego kursu walutowego odrzucenie hipotezy parytetu UIP wynikało z niespełnienia założenia o neutralności inwestorów wobec ryzyka. Jedynie dla kursu JPY/AUD wykazano istnienie niezerowej, istotnej i zmiennej w czasie premii za ryzyko. Świadczy to między innymi o tym, że zmiany w poziomie awersji do ryzyka inwestorów mogą wywierać wpływ na zmiany kursu walutowego JPY/AUD.

Wyniki badań opartych na modach klasy GARCH-M wskazały dodatkowo na istnienie dodatniej i istotnej statystycznie relacji między stopą zwrotu z inwestycji na rynku walutowym dla kursów JPY/EUR i JPY/AUD a zaangażowaniem inwestorów w strategię *carry trade*. Im większa jest liczba przeprowadzonych transakcji typu *carry trade*, tym wyższa jest także rozważana stopa zwrotu z inwestycji na rynku walutowym. Należy tutaj podkreślić, że wyższej stopie zwrotu z inwestycji na rynku walutowym towarzyszy z kolei większe odchylenie kursu walutowego od poziomu wynikającego z niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Daje to podstawy by sądzić, że problem anomalii premii terminowej na rynku jena japońskiego wynika, przynajmniej w pewnym stopniu, z dużego zaangażowania inwestorów w walutowe strategie *carry trade* w jenach japońskich.

Bibliografia

1. Alexius A. [2001], *Uncovered Interest Parity Revisited*, Review of International Economics, tom 9, nr 3, str. 505–517.
2. Baillie R. T., Bollerslev T. [2000], *The forward premium anomaly is not as bad as you think*, Journal of International Money and Finance, nr 19, str. 471–488.
3. Baillie R. T., Chang S. S. [2011], *Carry Trades, Momentum Trading and the Forward Premium Anomaly*, Journal of Financial Markets, nr 14, str. 441–464.
4. Baillie R. T., Kilic R. [2006], *Do Asymmetric and Nonlinear Adjustments Explain the Forward Premium Anomaly?* Journal of International Money and Finance, nr 25, str. 22–47.
5. Balke N. S., Wohar M. E. [1998], *Nonlinear Dynamics and Covered Interest Rate Parity*, The Empirical Economics, nr 23, str. 535–559.
6. Ballasa B. [1964], *The Purchasing Power Parity Doctrine. A Reappraisal*, Journal of Political Economy, tom 72, nr 6, str. 584–596.
7. Bank for International Settlements BIS [2007], *Triennial Central Bank Survey. Foreign Exchange and derivatives market activity in 2007*, Monetary and Economy Department, December, str. 1–53.
8. Bank for International Settlements BIS [2010], *Triennial Central Bank Survey. Report on Global Foreign Exchange Market Activity in 2010*, Monetary and Economy Department, December, str. 1–95.
9. Bank for International Settlements BIS [2013], *Triennial Central Bank Survey. Foreign exchange turnover in April 2013: preliminary global results*, Monetary and Economy Department, September, str. 1–22.
10. Bank for International Settlements BIS [2016], *Triennial Central Bank Survey. Foreign exchange turnover in April 2016*, Monetary and Economy Department, September, str. 1–23.
11. Bansal R., Dahlquist M. [2000], *The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies*, Journal of International Economics, nr 51, str. 115–144.
12. Barberis N., Thaler R. [2003], *A survey of behavioral finance*, [w:] Constantinides G. M., Harris M., Stulz R., Handbook of the Economics of Finance, Elsevier Science, str. 1052–1114.
13. Barnhart S. W., Szakmary A. C. [1991], *Testing the Unbiased Forward Rate Hypothesis. Evidence on Unit Roots, Co-Integration and Stochastic Coefficients*, Journal of Financial & Quantitative Analysis, tom 26, nr 2, str. 245–267.
14. Barro R. J. [1984], *Rational Expectations and Macroeconomics in 1984*, American Economic Review, tom 74, nr 2, str. 179–182.
15. Bayoumi T. [2001], *The morning after: explaining the slowdown in Japanese growth in the 1990s*, Journal of International Economics, nr 53, str. 241–259.
16. Becker G. S. [1990], *Ekonomiczna teoria zachowań ludzkich*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
17. Begg D., Fischer S., Dornbusch R. [2007], *Makroekonomia*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa, str. 272–299.
18. Bekaert G., Hodrick R. J. [1993], *On biases in the measurement of foreign exchange risk premiums*, Journal of International Money and Finance, nr 12, str. 115–138.
19. Berk J. M., Knot K. H. W. [2001], *Testing for long horizon UIP using PPP-based exchange rate expectations*, Journal of Banking & Finance, nr 25, str. 377–391.

20. Bernaś B. i in. [2006], *Finanse międzynarodowe*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
21. Bilson J. F. [1978], *The Current Experience with Floating Exchange Rates: an Appraisal of the Monetary Approach*, Exchange Rates and Open Economies, tom 68, nr 2, str. 392–397.
22. Bishop C. M. [1995], *Neural Networks for Pattern Recognition*, Oxford University Press, Oxford.
23. Black F. [1986], *Noise*, Journal of Finance, tom 41, nr 3, str. 529–543.
24. Bollen N. P. B., Gray S. F., Whaley R. E. [2000], *Regime Switching in Foreign Exchange Rates: Evidence from Currency Option Prices*, Journal of Econometrics, tom 94, str. 239–276.
25. Bollerslev T. [1986], *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, nr 31, str. 307–327.
26. Borkowski B., Dudek H., Szczesny W. [2003], *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
27. Borkowski B., Stańko S. [2010], *Uwagi dotyczące wykorzystania i stosowania metod ekonometrycznych w badaniach ekonomicznych*, Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G, tom 97, zeszyt 2, str. 43–61.
28. Box G., Jenkins J. [1983], *Analiza szeregów czasowych. Prognozowanie i sterowanie*, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa.
29. Bożyk P., Misala J., Puławski M. [2002], *Międzynarodowe stosunki ekonomiczne*. Wydanie drugie, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Warszawa.
30. Branson W. H. [1976], *Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination*, Institute for International Economic Studies, Seminar Paper, nr 66, Stockholm.
31. Brealey R.A., Myers S.C. [2000] *Principles of Corporate Finance*, Irwin McGraw-Hill.
32. Breusch T. S., Pagan A. R. [1979], *A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation*, Econometrica, tom 47, nr 5, str. 1287–1294.
33. Brock W. A., Dechert W. D., Scheinkman J. A., LeBaron B. [1996], *A Test for Independence Based on the Correlation Dimension*, Econometric Reviews, nr 15, str. 197–235.
34. Brunnermeier M., Nagel S., Pedersen L. [2008], *Carry Traders and Currency Crashes*, National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual, tom 23, str. 313–347.
35. Budnikowski A. [2006], *Międzynarodowe stosunki gospodarcze*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
36. Burda M., Wyplosz C. [2000], *Makroekonomia. Podręcznik europejski*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
37. Burnside C., Eichenbaum M., Rebelo S. [2011], *Carry Trade and Momentum in Currency Markets*, The Annual Review of Financial Economics, nr 3, str. 511–535.
38. Campbell J. Y., Shiller R. J. [1987], *Cointegration and Tests of Present Value Models*, Journal of Political Economy, tom 95, nr 5, str. 1062–1088.
39. Cassel G. [1918], *Abnormal Deviations in International Exchanges*, Economic Journal, tom 28, nr 112, str. 413–415.
40. Cerrato M., Kim H., MacDonald R. [2013], *Nominal interest rates and stationarity*, Review of Quantitative Finance and Accounting, tom 40, nr 4, str. 741–745.
41. Chakraborty A., Evans G. W. [2008], *Can perpetual learning explain the forward-premium puzzle?* Journal of Monetary Economics, nr 55, p. 477–490.
42. Charemza W. W., Syczewska E. M. [1998], *Joint Application of the Dickey-Fuller and KPSS tests*, Economic Letters, tom 61, nr 1, str. 17–21.

43. Chinn M. D., Meredith G. [2005], *Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons During the Post-Bretton Woods Era*, National Bureau of Economic Research Working Paper, nr 11077.
44. Chisholm A. [2011], *Wprowadzenie do międzynarodowych rynków finansowych. Instrumenty, strategie, uczestnicy*, Oficyna Wydawnicza Wolters Kluwer Polska, Warszawa.
45. Chow G. C. [1960], *Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions*, *Econometrica*, tom 28, nr 3, Warszawa.
46. Chrabonszczewska E., Kalicki K. [1996], *Teoria i polityka kursu walutowego*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej, Warszawa.
47. Christoffersen P., Jacobs K., Ornathanalai C., Wang Y. [2008], *Option Valuation with Long-Run and Short-Run Volatility Components*, *Journal of Financial Economics*, tom 90, nr 3, str. 272–297.
48. Cierkoński M. [2008], *Adaptacyjne uczenie się a modelowanie i ocena polityki pieniężnej*, *Bank i Kredyt*, tom 39, nr 6, str. 16–36.
49. Cieślak A. [2003], *Behawioralna ekonomia finansowa. Modyfikacja paradygmatów funkcjonujących w nowoczesnej teorii finansów*, *Materiały i Studia*, Narodowy Bank Polski, nr 165, Warszawa.
50. Clarida R., Davis J., Pedersen N. [2009], *Currency carry trade regimes: Beyond the Fama regression*, *Journal of International Money and Finance*, nr 28, str. 1375–1389.
51. Clarida R. H., Taylor M. P. [1997], *The Term Structure of Forward Exchange Premiums and the Forecastability of Spot Exchange Rates: Correcting the Errors*, *Review of Economics and Statistics*, tom 79, nr 3, str. 353–361.
52. Clark P. B., MacDonald R. [1998], *Exchange Rates and Economic Fundamentals. A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*, IMF Working Paper, nr 67.
53. Clinton K. [1988], *Transaction Costs and Covered Interest Arbitrage: Theory and Evidence*, *Journal of Political Economy*, nr 96, str. 358–370.
54. Copeland L. S. [2008], *Exchange Rate and International Finance*, Financial Times Prentice Hall, str. 376–387.
55. Darvas Z. [2009], *Leveraged carry trade portfolios*, *Journal of Banking and Finance*, nr 33, str. 944–957.
56. De Long J. B., Shleifer A., Summers L. H., Waldmann R. J. [1990], *Noise Trader Risk in Financial Markets*, *Journal of Political Economy*, nr 98, str. 703–738.
57. Dibooglu S. [1998], *Forward speculation, excess returns, and exchange rate variability: the role of risk premia*, *Review of International Economics*, vol. 6, nr 3, str. 427–440.
58. Dickey D. A., Fuller W. A. [1979], *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, *Journal of the American Association*, tom 74, nr 366, str. 427–431.
59. Dmowski A., Prokopowicz D. [2010], *Rynki finansowe*, Wydawnictwo Difin SA, str. 131–134.
60. Doman M., Doman R. [2004], *Ekonometryczne modelowanie dynamiki polskiego rynku finansowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
61. Doman M., Doman R. [2009], *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*, Oficyna Wydawnicza a Wolters Kluwer Business, Kraków.
62. Domowitz I., Hakkio C. S. [1985], *Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market*, *Journal of International Economics*, nr 19, str. 47–66.
63. Dornbusch R. [1976], *Expectations and Exchange Rate Dynamics*, *Journal of Political Economy*, nr 84, str. 1161–1176.

64. Dornbusch R. [1985], *Purchasing Power Parity*, National Bureau of Economic Research Working Paper Series, March, nr 1591.
65. Doskov N., Swinkels L. [2015], *Empirical evidence on the currency carry trade, 1900–2012*, Journal of International Money and Finance, nr 51, str. 370–389.
66. Drabowski E. [1985], *Teorie kursu walutowego*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1985, str. 28–51.
67. Dzik B., Tyszka T. [2004], *Czy zachowania ludzi są racjonalne?* [w:] *Psychologia ekonomiczna*, red. Tadeusz Tyszka, Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne, Gdańsk, str. 72–73.
68. Einzig P. [1970], *The History of Foreign Exchange*, Macmillan, London, str. 214–215.
69. Engel C. [1994], *Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?* Journal of International Economics, nr 36, str. 151–165.
70. Engel C. [1996], *The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence*, Journal of Empirical Finance, nr 3, str. 123–192.
71. Engel C., Hamilton J. D. [1990], *Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?* The American Economic Review, tom 80, nr 4, str. 689–713.
72. Engle R. F. [1982], *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, Econometrica, tom 50, nr 4, str. 987–1008.
73. Engle R. F., Lilien D. M., Robins R. P. [1987], *Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model*, Econometrica, tom 55, nr 2, str. 391–407.
74. Engle R. F., Ng V. K. [1993], *Measuring and Testing the Impact of News on Volatility*, Journal of Finance, tom 48, nr 5, str. 1749–1778.
75. Engle R. F., Lee G. [1999], *A permanent and transitory component model of stock return volatility*, [w:] R. F. Engle, H. White, *Cointegration, Causality, and Forecasting*, Oxford University Press, str. 475–497.
76. Evans M. D. D., Lewis K. K. [1994], *Do Stationary Risk Premia Explain It All? Evidence from the Term Structure*, Journal of Monetary Economics, nr 33, str. 285–318.
77. Evans M. D. D., Lyons R. K. [2002], *Order Flow and Exchange Rate Dynamics*, Journal of Political Economy, tom 110, nr 1, str. 170–180.
78. Evans M. D. D. [2011], *Exchange-Rate Dynamics*, Princeton University Press.
79. Fama E. F. [1970], *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, Journal of Finance, tom 25, nr 2, str. 383–417.
80. Fama E. F. [1984], *Forward and Spot Exchange Rates*, Journal of Monetary Economics, nr 14, str. 319–338.
81. Fiszeder P. [2001], *Jednorównaniowe modele GARCH – analiza procesów zachodzących na GPW w Warszawie*, Dynamiczne Modele Ekonometryczne, VII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, str. 221–231.
82. Fleming J. M. [1962], *Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates*, IMF Staff Papers, tom 9, nr 3, str. 369–380.
83. Flood R. P., Rose A. K. [2002], *Uncovered Interest Parity in crisis*, International Monetary Fund Staff Papers, nr 49 (2), str. 252–266.
84. Fong W. M. [2010], *A stochastic dominance analysis of yen carry trade*, Journal of Banking and Finance, nr 34, str. 1237–1246.
85. Fong W. M. [2013], *Footprints in the market: Hedge funds and the carry trade*, Journal of International Money and Finance, tom 33, str. 41–59.
86. Francis B., Hasan I., Hunter D. [2002], *Emerging market liberalization and the impact on uncovered interest rate parity*, Journal of International Money and Finance, tom 21, nr 6, str. 931–956.

87. Franek S. [2006], *Kurs walutowy i stopa procentowa w okresie przemian polskiego rynku finansowego*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, str. 20–22.
88. Frankel J., Poonawala J. [2010], *The forward market in emerging currencies: Less biased than in major currencies*, *Journal of International Money and Finance*, nr 29, str. 585–598.
89. Frenkel J. A. [1976], *A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence*, *Scandinavian Journal of Economics*, tom 78, nr 2, str. 200–224.
90. Frenkel J. A. [1981], *The Collapse of Purchasing Power Parity during 1970s*, *European Economics Review*, tom 16, nr 1, str. 145–165.
91. Frenkel J. A., Levich R. M. [1975], *Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits?*, *Journal of Political Economy*, nr 83, str. 325–338.
92. Frenkel J. A., Levich R. M. [1977], *Transaction Costs and Interest Arbitrage: Tranquil versus Turbulent Periods*, *Journal of Political Economy*, nr 85, str. 1209–1226.
93. Froot K. A., Frankel J. A. [1989], *Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium?*, *The Quarterly Journal of Economics*, tom 104, str. 139–161.
94. Froot K. A., Thaler R. H. [1990], *Anomalies: Foreign Exchange*, *The Journal of Economic Perspectives*, tom 4, nr 3, str. 179–192.
95. Froot K. A., Rogoff K. [1995], *Perspectives on PPP and Long-Run Exchange Rates*, [w:] Grossman G. M., Rogoff K. (red.), *Handbook of International Economics*, Elsevier, Amsterdam, str. 1647–1688.
96. Frydman R., Goldberg D. G. [2009], *Ekonomia wiedzy niedoskonałej*, Wydawnictwo Krytyki Politycznej, Warszawa.
97. Gagnon J. E., Chaboud A. P. [2007], *What Can the Data Tell Us about Carry Trades in Japanese Yen?*, *International Finance Discussion Papers*, nr 899, str. 1–29.
98. Galati G., Heath A., McGuire P. [2007], *Evidence of carry trade activity*, *Bank for International Settlements Quarterly Review*, September, str. 27–41.
99. Glosten L. R., Jagannathan R., Runkle D. E. [1993], *On the relation between the expected value and the volatility of nominal excess return on stock*, *Journal of Finance*, tom 48, nr 5, str. 1779–1801.
100. Godfrey L. G. [1988], *Specification Tests in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
101. Goh S. K., Lim G. C., Olekalns N. [2006], *Deviations from Uncovered Interest Parity in Malaysia*, *Applied Financial Economics*, tom 16, nr 10, str. 745–759.
102. Goldfeld S., Quandt R. [1973], *A Markov Model for Switching Regressions*, *Journal of Econometrics*, tom 1, nr 1, str. 3–15.
103. Granger C. W. J., Teräsvirta T. [1993], *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.
104. Gruszczyński M., Podgórska M. [2008], *Ekonometria*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej, Warszawa.
105. Gyntelberg J., Remonola E. M. [2007], *Risk in carry trades: a look at target currencies in Asia and the Pacific*, *Bank of International Settlements Quarterly Review*, str. 73–82.
106. Habib M. M., Stracca L. [2012], *Getting beyond carry trade: What makes a safe haven currency?* *Journal of International Economics*, nr 87, str. 50–64.
107. Hamilton J. D. [1989], *A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*, *Econometrica*, tom 57, nr 2, str. 357–384.

108. Hamilton J. D. [1994], *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey.
109. Hodrick R. J. [1987], *The empirical evidence on the efficiency of forward and futures foreign exchange markets*, Harwood Academic Publishers, Chur, Switzerland.
110. Huisman R., Koedijk K., Kool C., Nissen F. [1998], *Extreme support for uncovered interest parity*, Journal of International Money and Finance, tom 17, nr 1, str. 211–228.
111. Ichihue H., Koyama K. [2011], *Regime switches in exchange rate volatility and uncovered interest parity*, Journal of International Money and Finance, tom 30, nr 7, str. 1436–1450.
112. Isard P. [1999], *Exchange rate economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
113. Ito H., Chinn M. [2007], *Price-based measurement of financial globalization: a cross-country study of interest rate parity*, Pacific Economic Review, nr 12 (4), str. 419–444.
114. Itoh M. [2000] *The Japanese Economy Reconsidered*, New York, Palgrave.
115. Jajuga K., Jajuga T. [2006], *Inwestycje. Instrumenty finansowe. Aktywa finansowe. Ryzyko finansowe. Inżynieria Finansowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
116. Jehle G. A., Reny P. J. [2000], *Advanced Microeconomic Theory*, Prentice Hall, New York.
117. Jiang C., Chiang T. C. [2000], *Do foreign exchange risk premiums relate to the volatility in the foreign exchange and equity markets?* Applied Financial Economics, nr 10, str. 95–104.
118. Johansen S., Juselius K. [1992], *Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for the UK*, Journal of Econometrics, tom 53, str. 211–244.
119. Jorda O., Taylor A. M. [2012], *The carry trade and fundamentals: Nothing to fear but FEER itself*, Journal of International Economics, nr 88, str. 74–90.
120. Kelm R. [2011], *Ryzyko walutowe i wahania kursu PLN/EUR w latach 1999–2009*, Bank i Kredyt, nr 42 (2), str. 31–66.
121. Kelm R. [2013], *Kurs złoty/euro: teoria i empiria*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
122. Keynes J. M. [1923], *A Tract on Monetary Reform*, London: Macmillan and Co.
123. Kęłbowski P., Welfe A. [2010], *Estimation of the equilibrium exchange rate: The CHEER approach*, Journal of International Money and Finance, nr 29, str. 1385–1397.
124. Kisielińska J. [2012], *Podstawy ekonometrii w Excelu*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
125. Kisielińska J., Czech K. [2013], *The application of regression analysis in testing uncovered interest rate parity*, Quantitative Methods in Economics, vol. 14, nr 1, str. 232–242.
126. Klitgaard T. Weir L. [2004], *Exchange Rate Changes and Net Positions of Speculators in the Futures Market*, Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, str. 17–28.
127. Kochan K. [2010], *Forex w praktyce. Sposób na inwestowanie*, Wydawnictwo Helion, Gliwice.
128. Kouri P. J. K. [1976], *The Exchange Rate and the Balance of Payments in the Short and the Long Run: a Monetary Approach*, Scandinavian Journal of Economics, tom 78, nr 2, str. 280–304.
129. Kraciuk J. [2011], *Teorie ekonomiczne przyczyn kryzysów finansowych*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 168, str. 353–361.
130. Krugman, P. [1998], *Its Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap*, Brookings Paper, nr 2, str. 137–205.

131. Krugman P., Obstfeld M. [2007], *Ekonomia międzynarodowa. Teoria i polityka*. Tom II, Wydawnictwo Naukowe PWN, str. 45–224.
132. Kukuła K. (red.) [2009], *Wprowadzenie do ekonometrii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
133. Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., Shin Y. [1992], *Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root*, *Journal of Econometrics*, nr 54, str. 159–178.
134. Lee J., Strazicich M. C. [2003], *Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks*, *Review of Economics and Statistics*, tom 85, nr 4, str. 1082–1089.
135. Levich R. M. [1985], *Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency*, [w:] Jones R. W., Kenen P. B., *Handbook of International Economics. International Monetary Economics and Finance*, North-Holland Elsevier Science, Amsterdam, str. 750–805.
136. Lewis K. K. [1995], *Puzzles in International Financial Markets*, [w:] Grossman G., Rogoff K. (red.), *Handbook of International Economics*, tom 3, Elsevier Science, str. 1913–1971.
137. Li D., Ghoshray A., Morley B. [2012], *Measuring the risk premium in uncovered interest parity using the component GARCH-M model*, *International Review of Economics and Finance*, nr 24, str. 167–176.
138. Li J., Miller N. [2015], *Foreign exchange market inefficiency and exchange rate anomalies*, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, nr 34, str. 311–320.
139. Lis S., Lis W. [2006], *Podstawy rynku pieniężnego i walutowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, str. 62–71.
140. Lothian J. R., Wu L. [2011], *Uncovered Interest-Rate Parity Over the Past Two Centuries*, *Journal of International Money and Finance*, nr 30, str. 448–473.
141. Lothian J. R. [2016], *Uncovered Interest Parity: The long and the short of it*, *Journal of Empirical Finance*, nr 36, str. 1–7.
142. Lucas R. E. [1972], *Expectations and the Neutrality of Money*, *Journal of Economic Theory*, tom 4, str. 103–124.
143. Lucas R. E., Sargent T. J. [1979], *After Keynesian Macroeconomics*, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, tom 3, nr 2, str. 1–16.
144. Lyons R. K. [2001], *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, MIT Press, London.
145. MacDonald R., Marsh I. W. [1997], *On Casselian PPP, Cointegration and Exchange Rate Forecasting*, *Review of Economics and Statistics*, tom 70, str. 655–664.
146. Maciejowska K., Zwiernik P. W. [2006], *Modelowanie nieliniowe w analizie wskaźników koniunktury*, [w:] Drozdowicz-Bieć M. (red.), *Wskaźniki wyprzedzające, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego*, nr 77, str. 101–146.
147. MacKinnon J. G. [1991], *Critical Values for Cointegration Tests*, [w:] Engle R. F., Granger C. W. J. (red.), *Long-Run Economic Relationships. Reading in Cointegration*, Oxford University Press, New York, str. 266–276.
148. Maddala G. S. [2006], *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
149. Mark N. C., Wu Y. [1998], *Rethinking deviations from uncovered interest parity: the role of covariance risk and noise*, *Economic Journal*, nr 108, str. 1686–1706.
150. McCallum B. T. [1994], *A reconsideration of the uncovered interest parity relationship*, *Journal of Monetary Economics*, nr 33, str. 105–132.

151. McCauley R. N., McGuire P. [2009], *Dollar appreciation in 2008: safe haven, carry trades, dollar shortage and overhedging*, Bank for International Settlements Quarterly Review, December, str. 85–93.
152. McCormick F. [1979], *Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits? Comment*, Journal of Political Economy, nr 87, str. 411–417.
153. McGuire P. Upper C. [2007], *Detecting FX carry trades*, BIS Quarterly Review, March, str. 8–9.
154. Meese R. A. [1986], *Testing for Bubbles in Exchange Markets: A Case of Sparkling Rates?*, The Journal of Political Economy, tom 94, nr 2, str. 345–373.
155. Meese R. A., Rogoff K. [1983], *Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?*, Journal of International Economics, nr 14, str. 3–24.
156. Menkhoff L., Sarno L., Schmeling M., Schrimpf A. [2012], *Carry trades and Global Foreign Exchange Volatility*, The Journal of Finance, tom 67, nr 2, str. 681–718.
157. Mill J. S. [1962], *System logiki dedukcyjnej i indukcyjnej*. Tom 2, Wydawnictwo PWN, Warszawa.
158. Misztal P. [2004], *Zabezpieczenie przed ryzykiem zmian kursu walutowego*, Wydawnictwo Difin, Warszawa.
159. Misztal P. [2010], *Zmiany kursu walutowego i dynamika cen w krajach o różnym poziomie rozwoju gospodarczego*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej, Warszawa.
160. Montiel P. J. [2012], *Makroekonomia międzynarodowa*, Oficyna Wydawnicza a Wolters Kluwer Business, Warszawa.
161. Mundell R. A. [1963], *Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates*, The Canadian Journal of Economics and Political Science, tom 29, nr 4, str. 475–485.
162. Mussa M. [1976], *The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating*, Scandinavian Journal of Economics, tom 78, nr 2, str. 229–248.
163. Muth J. M. [1961], *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*, Econometrica, tom 29, nr 3, str. 315–135.
164. Nacewski J., Zabielski K. [2007], *Globalny rynek finansowy*, Wydawnictwo Naukowe Wyższej Szkoły Kupieckiej, str. 25–27.
165. Najlepszy E. [2007], *Finanse międzynarodowe przedsiębiorstw*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, str. 55–59.
166. Narodowy Bank Polski [2010], *Raport na temat zjawisk zachodzących w Międzynarodowym Systemie Walutowym*, Departament Integracji ze Strefą Euro (DISE), str. 1–88.
167. Nelson C. B. [1991], *Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach*, Econometrica, nr 59, str. 347–370.
168. Ngama Y. [1992], *Testing the Efficiency of Thin Forward Foreign Exchange Markets. An Application of Instrumental Variable Multiple Regression with Integrated, I(1), Variables*, Manchester School of Economics & Social Studies, tom 60, nr 2, str. 169–180.
169. Nguyen T. [2000], *Foreign Exchange Market Efficiency, Speculators, Arbitrageurs and International Capital Flows*, Policy Discussion Paper of Centre for International Economic Studies, Australia, nr 0033, str. 1–47.
170. Obstfeld M., Rogoff K. [2000], *The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?* NBER Macroeconomics Annual, tom 15, str. 339–412.

171. Obstfeld M. [2011], *Time of Troubles: The Yen and Japan's Economy, 1985–2008*, [w:] Hamada K., Kashyap A. K., Weinstein D. E., *Japan's Bubble, Deflation, and Long-Term Stagnation*, Westchester Book Group, USA, str. 51–104.
172. Olmo J., Pilbeam K. [2011], *Uncovered Interest Parity and the Efficiency of the Foreign Exchange Market: A Re-examination of the Evidence*, *International Journal of Finance and Economics*, nr 16, str. 189–204.
173. Ossowski J. C. [2004], *Parytet stóp procentowych w teorii i rzeczywistości na przykładzie rynku walutowego w Polsce*, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Gdańskiego Zagadnienia Ekonomiki Przemysłu, Zarządzanie Przedsiębiorstwem. Wybrane aspekty*, nr 3, str. 231–243.
174. Parlińska M., Tsymbalenko O., Tsymbalenko T. [2010], *Statistical Methods in Economics*, Warsaw University of Life Sciences Press, Warsaw.
175. Peel D.A., Taylor M. P. [2002], *Covered Interest Arbitrage in the Interwar Period and the Keynes-Einzig Conjecture*, *Journal of Money, Credit and Banking*, tom 34, nr 1, str. 51–75.
176. Perron P. [1989], *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*, *Econometrica*, tom 57, nr 6, str. 1361–1401.
177. Pietrzak M. [2009], *Badania nad heterogenicznością oczekiwań inflacyjnych. Podejście ekonomii instrumentalnej*, *Materiały i Studia, Narodowy Bank Polski*, nr 232, Warszawa.
178. Pilbeam K. [1998], *International Finance. Second Edition*, Macmillan Business, London, str. 162–211.
179. Poghosyan T., Kocenda E., Zemcik P. [2008], *Modeling Foreign Exchange Risk Premium in Armenia*, *Emerging Markets Finance and Trade*, tom 44, nr 1, str. 41–61.
180. Posen A. [1998], *Restoring Japan's Economic Growth*, Institute of International Economics, Washington.
181. Powell B. [2002], *Explaining Japan's Recession*, *The Quarterly Journal of Austrian Economics*, tom 5, nr 2, str. 35–50.
182. Ramsey J. B. [1969], *Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis*, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, tom 31, nr 2, str. 350–371.
183. Rogoff K. [1996], *The Purchasing Power Parity Puzzle*, *Journal of Economic Literature*, tom 34, nr 2, str. 647–668.
184. Roll R., Yan S. [2000], *An explanation of the Forward Premium Puzzle*, *European Financial Management*, tom 6, nr 2, str. 121–148.
185. Romer D. [2000], *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
186. Said S. E., Dickey D. A. [1984], *Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order*, *Biometrika*, tom 71, nr 3, str. 599–607.
187. Samuelson P. A. [1964], *Theoretical Notes on Trade Problems*, *Review of Economics and Statistics*, tom 46, nr 2, str. 145–154.
188. Sarno L. [2005], *Viewpoint: Towards the solution to the puzzles in exchange rate economics: where do we stand?* *Canadian Journal of Economics*, tom 38, nr 3, str. 673–708.
189. Sarno L., Taylor M. P. [2002], *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press, London.
190. Sarno L., Valente G., Leon H. [2006], *Nonlinearity in Deviations from Uncovered Interest Parity: An Explanation of the Forward Bias Puzzle*, *Review of Finance*, nr 10, str. 443–482.

191. Serwa D. [2009], *Modele kursu walutowego na rynkach finansowych*, [w:] Marcinkowska-Lewandowska W. (red.), Rubaszek M., Serwa D., *Analiza kursu walutowego*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa 2009, str. 130–255.
192. Siddiqui K. [2009], *Japan's Economic Recession*, *Research in Applied Economics*, tom 1, nr 1, str. 1–25.
193. Siegel J. J. [2005], *Perspectives on the Equity Risk Premium*, *Financial Analysts Journal*, tom 61, nr 6, str. 61–73.
194. Simon H. A. [1955], *A Behavioral Model of Rational Choice*, *Quarterly Journal of Economics*, tom 69, nr 1, str. 99–118.
195. Simon H. A. [1957], *Models of Man: Social and Rational*, John Wiley & Sons, New York, str. 261–273.
196. Smith A. [1954], *Badania nad naturą i przyczynami bogactwa narodów*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
197. Snowden B., Vane H., Wynarczyk P. [1998], *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, str. 200–203.
198. Starzeński O. [2011], *Analiza rynków finansowych*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa.
199. Stawicki J. [2003], *Przełącznikowe modele Markowa*, *Dynamiczne Modele Ekonometryczne*, VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, str. 123–127.
200. Stein J. L. [1995], *The Natural Real Exchange Rate of the United States Dollar, and Determinants of Capital Flows*, [w:] Stein J. L., Allen P. R. (ed) *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press, Oxford.
201. Syczewska E. M. [1997], *Badanie empirycznej mocy testu Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina*, *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych Szkoły Głównej Handlowej*, nr 5, str. 47–65.
202. Syczewska E. M. [2002], *Niestacjonarność nominalnego i realnego kursu wymiany dla danych sezonowych*, *Bank i Kredyt*, nr 44, str. 44–52.
203. Syczewska E. M. [2007], *Ekonometryczne modele kursów walutowych*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Warszawa.
204. Taylor J. B. [2010], *Zrozumieć kryzys finansowy*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
205. Taylor M. [1989], *Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence*, *The Economic Journal*, nr 99, str. 376–391.
206. Taylor S. J. [1986], *Modeling Financial Time Series*, John Wiley & Sons, Chichester.
207. Teräsvirta T. [1998], *Modelling economic relationships with smooth transition regressions* [w:] Ullah A., Giles D. (ed.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Dekker, New York, str. 229–246.
208. Teräsvirta T. [2004], *Smooth transition regression modelling* [w:] Lütkepohl H., Krätzig (ed.) *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
209. Tomczyk E. [2008], *Podstawy analizy szeregów czasowych*, [w:] Gruszczyński M., Podgórska M., *Ekonometria*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Warszawa, str. 173–199.
210. Triffin R. [1960], *The Size of the Nation and Its Vulnerability to Economic Nationalism*, [in:] Robinson E. A., *Economic Consequences of the Size of Nations*, part of the series International Economic Association Conference Volumes, part IV, p. 247–264.
211. Tsay R. S. [2010], *Analysis of Financial Time Series. Third Edition*, John Wiley & Sons, New Jersey.

212. Wdowiński P. [2005], *Teorie parytetu siły nabywczej PPP i parytetu stóp procentowych w modelu kursu walutowego*, Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomia, nr 193, str. 143–158.
213. Wdowiński P. [2010a], *Modele kursów walutowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
214. Wdowiński P. [2010b], *Polityka gospodarcza w modelu cen i kursu walutowego*, Przegląd Statystyczny, tom 56, zeszyt 4, str. 27–38.
215. Wdowiński P. [2011], *Analiza kointegracji kursu PLN/EUR na podstawie modelu równowagi CHEER*, Bank i Kredyt, nr 42, str. 79–98.
216. Wdowiński P., Małecka M. [2011], *Asymmetry in Volatility: A Comparison of Developed and Transition Stock Markets*, [w:] Milo W., Szafranski G., Wdowiński P. (ed.), *Financial Markets: Principles of Modelling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, nr 9, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, str. 155–172.
217. Welfe A. [2009], *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
218. Welfe A. (red.) [2013], *Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
219. Weron A., Weron R. [2005], *Inżynieria finansowa*, Wydawnictwo Naukowo-Techniczne, Warszawa.
220. Whaley R. E. [1993], *Derivatives on market volatility: hedging tools long overdue*, The Journal of Derivatives, tom 1, nr 1, str. 71–84.
221. Whaley R. E. [2009], *Understanding the VIX*, The Journal of Portfolio Management, tom 35, nr 3, str. 98–105.
222. White H. [1980], *A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity*, Econometrica, tom 48, nr 4, str. 817–838.
223. Williamson J. [1994], *Estimates of FEER*, [w:] Williamson J. (red.), *Estimating equilibrium exchange rates*, Institute for International Economics, Washington, str. 177–244.
224. Witkowska D., Gasek A. [2006], *Zastosowanie testu Perrona do badania punktów zwrotnych indeksów giełdowych: WIG, WIG20, MIDWIG i TECHWIG*, Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej, nr 60, str. 359–368.
225. Włodarczyk A., Zawada M. [2005], *Przełącznikowy model Markowa jako przykład niestacjonarnego modelu kursu walutowego*, Dynamiczne Modele Ekonometryczne, IX Ogólnopolskie Seminarium Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, str. 177–184.
226. Wren-Lewis S. [1992], *On the Analytical Foundations of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate*, [w:] Hargreaves C. P. (red.), *Macroeconomic Modeling of the Long Run*, Edward Elgar, London, str. 75–94.
227. Zając J. [2005], *Polski rynek walutowy w praktyce*, Wydawnictwo K.E. Liber, Warszawa.
228. Zakoian J. M. [1994], *Threshold Heteroskedasticity Models*, Journal of Economic Dynamics and Control, nr 15, str. 931–955.
229. Zivot E., Andrews K. [1992], *Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*, Journal of Business and Economic Statistics, tom 10, nr 3, str. 251–270.

