



Tom 27/2018, ss. 137-150
ISSN 1644-888X
e-ISSN 2449-7975
DOI: 10.19251/ne/2018.27(9)
www.ne.pwspzlock.pl

Krzysztof Drachal
Akademia Leona Koźmińskiego

KSZTAŁTOWANIE SIĘ KURSU POLSKIEGO ŻŁOTEGO WOBEC PODSTAWOWYCH WALUT EUROPEJSKICH ORAZ DOLARA AMERYKAŃSKIEGO

EXCHANGE RATE FORMING OF PLN VS. MAIN EUROPEAN CURRIENCIES AND THE AMERICAN DOLLAR

Streszczenie

Celem artykułu jest weryfikacja występowania związków kointegrujących między wybranymi parami walutowymi (USD/PLN, EUR/PLN, CHF/PLN, GBP/PLN, CZK/PLN, HUF/PLN, NOK/PLN i SEK/PLN). Wybrane zostały najważniejsze waluty europejskie z punktu widzenia polskiej gospodarki oraz dolar amerykański. Analizie poddano notowania tygodniowe od 2000 do 2016 roku. Taka częstotliwość z jednej strony gwarantuje dostateczną liczebność badanej próbki. Natomiast, z drugiej strony eliminuje krótkoterminowe efekty spekulacyjne. Od strony metodologii do ba-

Summary

The aim of this paper is to analyse correlation and cointegration between selected exchange rates (USD/PLN, EUR/PLN, CHF/PLN, GBP/PLN, CZK/PLN, HUF/PLN, NOK/PLN and SEK/PLN). The selected exchange rates are the most important ones from the point of view of the Polish economy. The analysis was performed on the basis of weekly data between 2000 and 2016. Such frequency allows to obtain long enough time-series. Simultaneously, the very short-term fluctuations are not included. The methodology used is based on the Engle-Granger one. This research is an extension to pre-

dania występowania efektu kointegracji zastosowano metodę Engle'a-Grangera. Przeprowadzone badanie jest poszerzeniem dotychczas przeprowadzonych. W szczególności uwzględniono dość szerokie spektrum par walutowych, wychodząc poza najczęściej analizowane kursy USD/PLN i EUR/PLN. Z przeprowadzonego badania wynika, że nie ma podstaw do twierdzenia, że przeanalizowane pary walutowe są skointegrowane.

Słowa kluczowe: kointegracja kursów walutowych, korelacja kursów walutowych, kursy walutowe.

Wprowadzenie

Kurs walutowy wyraża cenę danej waluty w innej walucie. Kurs ten nie zawsze jest płynny, ponieważ istnieją różne rodzaje kursów walutowych. Najważniejsze z nich to brak własnej waluty (np. tzw. euroizacja, dolaryzacja, itp.), pełzający kurs stały, powiązanie kursu waluty krajowej z ustaloną walutą zagraniczną, kurs stały i kurs płynny.

Polski złoty (PLN) uznawany jest za walutę płynną od 2000 roku. Za taką walutę przyjmuje się natomiast przede wszystkim dolara amerykańskiego (USD), euro (EUR), brytyjskiego funta szterlinga (GBP), czy koronę norweską (NOK). Korona czeska (CZK) w praktyce uznawana jest za płynną od 2002 roku, lecz zwraca się uwagę na istotną interwencję banku centralnego w 2013 roku. Międzynarodowy Fundusz Walutowy uznaje za praktycznie płynnego także węgierskiego forinta (HUF) od 2014 roku. Za w pełni płynną nie jest zaś uważana korona szwedzka (SEK) na skutek istotnych interwencji banku centralnego, czy też do niedawna frank szwajcarski (CHF), którego poziomu do euro bronił szwajcarski bank centralny. Trzeba także pamiętać, że klasyfikacja „sztywności” czy też „płynności” kursu walutowego jest problemem nieostrym [Josifidis i in., 2009; IMF, 2015; Tymoczko, 2013].

Istotnie w wymienionej wyżej literaturze zwraca się uwagę na to, że nie istnieje jednolite, powszechnie akceptowane kryterium pozwalające uznać daną walutę za płynną. Bardzo często pojęcie płynnego kursu walutowego uznaje się za koncept wysoce teoretyczny. Przemawia za tym fakt, że na ryn-

vious ones, focusing mostly on USD/PLN and EUR/PLN exchange rates. No significant cointegration was found.

Keywords: cointegration between exchange rates, correlation between exchange rates, exchange rates.

ku zawsze ma miejsce pewna interwencja. W tym więc sensie należy rozróżnić sytuacje pod względem tego, czy takie interwencje są słabe, czy silne; jak często mają one miejsce; oraz czy są planowane z odpowiednim wyprzedzeniem, itp.

Na sam poziom kursu walutowego ma wpływ wiele czynników. Przede wszystkim jest to podaż obcej waluty na rynku krajowym i popyt na nią. Mogą być one wynikiem interwencji banku centralnego, jak też zachowaniem się indywidualnych uczestników rynków. W tym kontekście szczególnie ważny jest import i eksport towarów i usług. Ponadto różnice w poziomie inflacji oraz stóp procentowych między gospodarką krajową i zagraniczną, wpływają na poziom kursu walutowego. Czynniki te są determinowane między innymi sytuacją międzynarodową, ryzykiem politycznym, klimatem do inwestycji w danym kraju, itp. Wreszcie zdarzają się także silne zachowania spekulacyjne.

Polska gospodarka jest wiodącą gospodarką spośród tzw. nowych członków Unii Europejskiej. Ponadto jest wiodącą gospodarką w regionie Europy Środkowo-Wschodniej. Przedmiotem poniższego badania jest zatem przeanalizowanie relacji między kursem polskiego złotego (PLN), a wybranymi walutami europejskimi i dolarem amerykańskim. Celem badania jest sprawdzenie hipotezy, czy kursy wybranych walut wobec polskiego złotego kształtują się w sposób podobny w czasie, czy też nie ma między nimi prostej zależności. Innymi słowy, weryfikacja występowania związków kointegrujących oraz statystycznie istotnych współczynników korelacji dla przyrostów wybranych zmiennych. Hipoteza została zweryfikowana poprzez zbadanie współczynników korelacji liniowej Pearsona oraz przeprowadzenie testów kointegracji Engle'a-Grangera dla wybranych par walut. Co prawda, współczynnik korelacji liniowej posiada pewne ograniczenia. Na przykład, jego wartość jest podatna na obserwacje skrajne. Jednak w przypadkach analizowanych w niniejszym badaniu ta wada nie odgrywała tak istotnej roli. Natomiast, metoda sprawdzania kointegracji Engle'a-Grangera została wybrana ze względu na bardzo dużą popularność oraz prostotę. Szczegóły użytej metodologii zostały przedyskutowane dokładniej w dalszej części tekstu.

Przegląd literatury

Tatańczak [2007] badała stacjonarność dziennych kursów EUR/PLN oraz EUR/USD za pomocą kilku testów statystycznych. Użyte zostały przede wszystkim testy Dickey-Fuller'a (ADF) oraz Kwiatowskiego-Phillip-

sa-Schmidta-Shina (KPSS). Autorska przeprowadziła również analizę kointegracji. Na podstawie badań stwierdziła, że dzienne kursy USD/PLN, EUR/PLN oraz EUR/USD są niestacjonarne, ale już ich pierwsze różnice są stacjonarne. Procedura Engle'a-Grangera wskazała także na istotną statystycznie kointegrację kursu USD/PLN oraz EUR/USD. Natomiast wniosków takich nie można było wysnuć na podstawie procedury Johansena. Analiza została wykonana na podstawie dziennych kursów z okresu od początku 2000 do końca 2005 roku.

Natomiast Witkowska [2011] dokonała analizy kointegracji kursów walutowych Polski, Węgier i Czech. Analizą został objęty dość krótki okres od 2008 do 2009 roku, na podstawie danych o dziennej częstotliwości. Przeanalizowane szeregi czasowe były następujące: EUR/PLN, EUR/CZK oraz EUR/HUF. Autorka stwierdziła występowanie relacji kointegrującej pomiędzy EUR/HUF oraz EUR/CZK, pomiędzy EUR/PLN oraz CZK/PLN, pomiędzy CZK/PLN oraz EUR/CZK, a także pomiędzy EUR/PLN oraz EUR/CZK. Należy jednak zauważyć, że przyjęła ona wysoki 10% poziom istotności. Podjęte badanie było umotywowane przede wszystkim wpływem kursu walutowego na konkurencyjność eksportu i opłacalność importu w kontekście integracji europejskiej, rozwijaniu się współpracy gospodarczej oraz zwiększania się wzajemnych oddziaływań poszczególnych kursów walutowych na rynkach finansowych. Również i w tej pracy kointegracja była badana zarówno procedurę Engle'a-Grangera, jak i Johansena.

Z kolei Kliber i Kliber [2010] przeanalizowali współzależności pomiędzy kursami środkowoeuropejskich walut w kontekście kryzysu w 2008 roku. Teoretycznie, w przypadku ustalonej waluty (w tym przypadku złotego polskiego), kursy walutowe mogą się zachowywać podobnie. Innymi słowy, można by oczekiwać, że tzw. osłabienie lub umocnienie się polskiego złotego zachodzi dość prosto: albo rosną albo spadają wszystkie kursy, czyli wyrażone względem wszystkich obcych walut. Jednakże wspomniane warunki ekonomiczne i polityczne w różnych krajach ulegają różnym, długofalowym trendom. Między innymi, autorzy analizowali, czy nagłe załamanie się kursu HUF pod koniec 2008 roku zapoczątkowało osłabianie się pozostałych walut w regionie. Autorzy w swoich analizach nie odwoływali się natomiast do analizy współczynnika korelacji.

Wreszcie na poziom kursu walutowego mogą wpływać inne czynniki finansowe, na przykład cena ropy naftowej, itp. [Chen i Chen, 2007; Bojańczyk, 2013]. W przypadku krajów, których gospodarki w dużym stopniu zależą od

eksportu lub importu tego surowca zależność taka jest dość naturalna, ponieważ bezpośrednio wpływa na poziom wymiany handlowej. Jednakże, w przypadku pozostałych krajów, zauważa się także podobne zależności, ponieważ ropa naftowa jest surowcem energetycznym. Z drugiej strony przy konstrukcji różnych modeli i analizach korelacyjnych należy zachować pewną ostrożność. Na przykład Bojańczyk [2013] w kontekście, między innymi, analizy kursów walutowych zwrócił uwagę na stosowalność różnych modeli.

W wymienionych badaniach kointegrację sprawdzano głównie dwiema metodami (ENgle'a-Grangera i Johansena). Od strony metodologicznej, należy jednak zauważyć, że testowanie kointegracji może być wykonane na wiele sposobów. Najprostsza jest procedura Engle'a-Grangera i to ona została wykorzystana w niniejszym badaniu. Przede wszystkim należy podkreślić, że ta procedura analizuje liniową zależność między zmiennymi. Dlatego też interesujące są próby bardziej skomplikowanego – nieliniowego – podejścia do tej tematyki. Po drugie, procedura Engle'a-Grangera testuje korelację między parą szeregów czasowych. W przypadku większej ilości szeregów czasowych zamiast badać wszystkie możliwe pary, procedura Johansena pozwala na przetestowanie łącznej korelacji wszystkich szeregów czasowych.

Czasem stosowana jest także tzw. metoda Phillipsa-Ouliarisa [Górecki, 2010; Bruzda, 2007; Boubaker i Belkacem, 2010]. W metodzie tej porusza się problem testu na obecność pierwiastka jednostkowego w resztach z modelu kointegrującego. W przypadku statystyk testowych ich rozkład zatracą pewne istotne własności asymptotyczne. Metoda Phillipsa-Ouliarisa uwzględnia pewne poprawki odnośnie wartości krytycznych w tym kontekście.

W przypadkach opisanych w niniejszym badaniu należy wspomnieć, że badanie zależności między parami kursów walutowych zostało wykonane zarówno w oparciu o analizę korelacji, jak i kointegracji. Istotnie, pomimo słabej korelacji, dwa szeregi czasowe mogą być ze sobą silnie skointegrowane. Wówczas ich chwilowe zmiany mogą zachodzić w różnych kierunkach lub mieć różną siłę, ale długofalowo może być widoczny wspólny, zbieżny trend.

Odwrotnie, brak kointegracji, czyli brak długofalowego wspólnego trendu może występować w przypadku wysokiej korelacji. Wówczas chwilowe zmiany, choć ze sobą silnie powiązane, powodują wraz z upływem czasu coraz większą długofalową rozbieżność szeregów czasowych.

Innymi słowy, badanie korelacji ma na celu wyróżnienie tych par kursów walutowych, których zmiany zachodzą w tych samych albo w przeciwnych kierunkach. Z interpretacyjnego punktu widzenia pozwala to rozróżnić

sytuacje, w których polski złoty umacnia się albo osłabia się jednocześnie względem wybranych do badania walut obcych. Natomiast kointegracja nie bada tych krótkotrwałych zmian. Jest ona natomiast miarą tego, czy dane pary walutowe poruszają się w dłuższym horyzoncie czasowym „podobnie”. Formalnie, sprawdza się, czy różnica między kursami walutowymi jest stabilna w czasie.

Dane

Notowania kursów walutowych zostały pobrane ze strony Stooq: <http://stooq.pl/t/?i=60>. Do analizy wybrane zostały następujące kursy: USD/PLN, EUR/PLN, CHF/PLN, GBP/PLN, CZK/PLN, HUF/PLN, NOK/PLN i SEK/PLN. Warto podkreślić, że dolar amerykański czy euro są istotnymi walutami z punktu widzenia handlu zagranicznego, także w kontekście światowym – nie tylko polskiej gospodarki.

Wybór pozostałych walut (funt brytyjski, korona czeska, forint węgierski) podyktowany został tym, że w tych walutach prowadzona jest istotna część polskiego handlu zagranicznego. Z kolei waluty skandynawskie (korona szwedzka i korona norweska) zostały wybrane ponieważ wymiana handlowa z tym regionem rozwija się bardzo szybko. Region ten odgrywa także istotną rolę w polskim eksporcie. Z kolei firmy z tego obszaru, działające na terenie Polski, także stanowią istotną część zagranicznych firm działających na terytorium Polski.

Reasumując, są to zatem wybrane kursy walut europejskich oraz dolar amerykański. Dla każdego kursu walutowego pobrano notowania tygodniowe od 2 stycznia 2000 do 6 stycznia 2016. W ten sposób każdy szereg czasowy składa się z 836 obserwacji. Warto zwrócić uwagę na fakt, że analizowany jest zarówno okres przed wejście Polski do Unii Europejskiej, jak i po akcesji. Ponadto analizowany horyzont czasowy obejmuje okres ostatniego globalnego kryzysu finansowego.

Tygodniowa częstotliwość wyboru danych podyktowana została przekonaniem, że jest to okres na tyle krótki, że nie odzwierciedla długoterminowych rozbieżności między, na przykład, różnym rozwojem polityczno-ekonomicznym poszczególnych gospodarek krajowych. Jednakże jest on na tyle długi, aby nie być podatnym na ewentualne różnice we wrażliwości zachowania się inwestorów na zmiany kursów, czy też na chwilowe wahania spekulacyjne, itp.

Oczywiście, interesujące byłoby w przyszłości przeprowadzenie analizy także dla innej częstotliwości danych. Należy jednak zwrócić uwagę na fakt, że analizie poddany został okres obejmujący wydarzenia zarówno przed globalnym kryzysem finansowym, aż do chwili obecnej.

Analiza takich danych wydaje się być interesującym zagadnieniem [Heryan i Ziegelbauer, 2016; Heryan, 2014; Gawlikowska-Hueckel i Umiński, 2013; Wdowiński, 2007]. Istotnie w wymienionej literaturze znaleźć można wskazania, że dopasowanie prognoz do danych rzeczywistych w modelach ekonometrycznych może być istotnie różne w zależności od tego, czy rozważany jest okres wzrostu gospodarczego, czy recesji.

Metodologia

Najprostszą metodą testowania kointegracji jest metoda Engle'a-Grangera. Załóżmy, że badana jest kointegracja między zmienną X i zmienną Y . Ponadto, niech obie zmienne są zintegrowane stopnia 1. Innymi słowy, obie zmienne są niestacjonarne, ale już pierwsze różnice dla obu zmiennych są stacjonarne.

Metoda Engle'a-Grangera polega na oszacowaniu metodą najmniejszych kwadratów równania regresji zmiennej X względem zmiennej Y , tzn. równania postaci następującej

$$Y_t = a X_t + \epsilon_t .$$

Następnie zaś badana jest stacjonarność reszt ϵ_t w oszacowanym powyżej równaniu. Jeżeli otrzymane reszty są niestacjonarne, to wówczas brak jest relacji kointegrującej. Jeżeli natomiast reszty są stacjonarne, to wówczas zmienne X i Y można uznać za skointegrowane.

Jak wspomniano istnieją także inne sposoby badania kointegracji. Użyta w niniejszym daniu jest więc jedną z możliwych. Tutaj jednak cel został położony nie na porównanie wyników z różnych metod, ale raczej na użyciu jednej, wybranej metody – natomiast do możliwie dużej liczby par walutowych.

Wreszcie, kointegracja jest zależnością długookresową. W przypadku analizy związków w krótszym horyzoncie czasowym można rozważać korelację liniową, mierzoną na przykład, współczynnikiem Pearsona. Jak wspomniano, występowanie korelacji i kointegracji jest od siebie niezależne, zatem warto przetestować obie relacje [Maddala, 2006]. Innymi słowy, szeregi czasowe mogą być skointegrowane, lecz nie skorelowane. Jak również, mogą być skorelowane lecz nie skointegrowane.

Wyniki oszacowań

Wszystkie obliczenia przeprowadzono w programie Stata [StataCorp, 2016]. W Tabeli 1. znajdują się wyniki testu ADF (rozszerzony test Dickey-Fullera) na stacjonarność. Przedstawiono w niej p-wartości użytego testu statystycznego, w którym hipotezą zerową jest występowanie pierwiastka jednostkowego, czyli niestacjonarność szeregu.

Testowane były zarówno wyjściowe szeregi czasowe obrazujące wybrane kursy walutowe, jak i ich pierwsze różnice. Wysokie p-wartości dla poziomu zmiennych wskazują na fakt, że wszystkie szeregi czasowe, są niestacjonarne.

Z kolei niskie p-wartości (poniżej 0.05) dla poziomu pierwszych różnic wskazują, że wystarczy wziąć pierwsze różnice, aby otrzymać szeregi stacjonarne na 5% poziomie istotności.

Tabela 1. P-wartości testu ADF

	zmienna	pierwsze różnice
USD	0.9163	0.0000
EUR	0.3955	0.0000
CHF	0.6285	0.0000
GBP	0.5157	0.0000
CZK	0.5157	0.0000
HUF	0.4751	0.0000
NOK	0.4415	0.0000
SEK	0.5218	0.0000

Źródło: Opracowanie własne w Stata.

Powyższa analiza jest zgodna z analizą graficzną z Rysunku 1. i Rysunku 2. Na Rysunku 1. widać, że w poszczególnych okresach czasu w zachowaniu się kursów walut widać pewne okresowe trendy.

Natomiast na Rysunku 2. widać, że pierwsze różnice oscylują wokół zera. Widać także, że wysokość wahań zmian jest różna w różnych okresach. Na przykład, w 2009 i 2015 roku zmiany kursów były bardzo wysokie w porównaniu do pozostałych okresów.

Z Rysunku 1. widać także, że przez cały wybrany do analizy okres kurs CHF/PLN i CZK/PLN wzrósł. Z kolei kursy GBP/PLN i HUF/PLN spadały. Natomiast kursy EUR/PLN, NOK/PLN i SEK/PLN oscylowały wokół średniej.

Co więcej, najczęściej zdarzało się, że te trzy kursy walutowe w tych samych podokresach czasu rosły albo malały jednocześnie. Pozwala to wstępnie

przypuszczać, że występuje między tymi kursami walutowymi kointegracja, czyli że w dłuższym horyzoncie czasowym zachowują się one podobnie.

Przeprowadzono zatem wspomnianą uprzednio procedurę Engle'a-Grangera. Dla każdej z par kursów walutowych oszacowane zostało równanie regresji liniowej. Następnie zaś sprawdzono stacjonarność reszt testem ADF. Wyniki testu ADF dla reszt przedstawiono w Tabeli 2.

Tabela 2. P-wartości testu ADF dla reszt równania regresji

	USD	EUR	CHF	GBP	CZK	HUF	NOK
EUR	0.9632						
CHF	0.9107	0.3410					
GBP	0.7862	0.3984	0.6596				
CZK	0.6810	0.4704	0.8601	0.3682			
HUF	0.9220	0.1929	0.6183	0.6670	0.5710		
NOK	0.9849	0.6242	0.8463	0.9533	0.2190	0.2366	
SEK	0.9311	0.2764	0.8463	0.7142	0.6670	0.3169	0.4987

Źródło: Opracowanie własne w Stata.

Dla wszystkich par walut otrzymano bardzo wysokie p-wartości testu ADF. Oznacza to, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego w żadnym z modeli. Sugeruje to, że dla żadnej pary kursów walutowych nie pojawia się statystycznie istotna (na poziomie 5%) relacja kointegrująca. Długofalowo kursy wszystkich walut poruszają się w indywidualny sposób. Innymi słowy, z otrzymanych oszacowań wynika, że nie istnieje jednolita relacja polskiego złotego wobec wybranych do analizy obcych walut. Polski złoty może się niezależnie umacniać albo osłabiać wobec wybranych walut w długim horyzoncie czasowym.

Z kolei w Tabeli 3. przedstawiono wyniki analizy korelacji liniowej Pearsona między pierwszymi różnicami kursów walutowych. Gwiazdką (*) oznaczono te, spośród policzonych współczynników, które są statystycznie istotne na poziomie 5%. Okazało się, że wszystkie pary kursów walutowych są ze sobą dodatkowo skorelowane w istotny sposób.

To oznacza, że w wybranym do analizy okresie i przy zadanej częstotliwości danych zachowanie się polskiego złotego do wybranych walut zagranicznych jest takie samo. Innymi słowy, w okresach tygodniowych polski złoty ogólnie rzecz ujmując umacnia się lub osłabia względem wybranych walut zagranicznych. Zatem w krótkim okresie kurs polskiego złotego (PLN) zachowuje się w taki sam sposób względem wszystkich walut zagranicznych: albo spada albo wzrasta (istotna dodatnia korelacja).

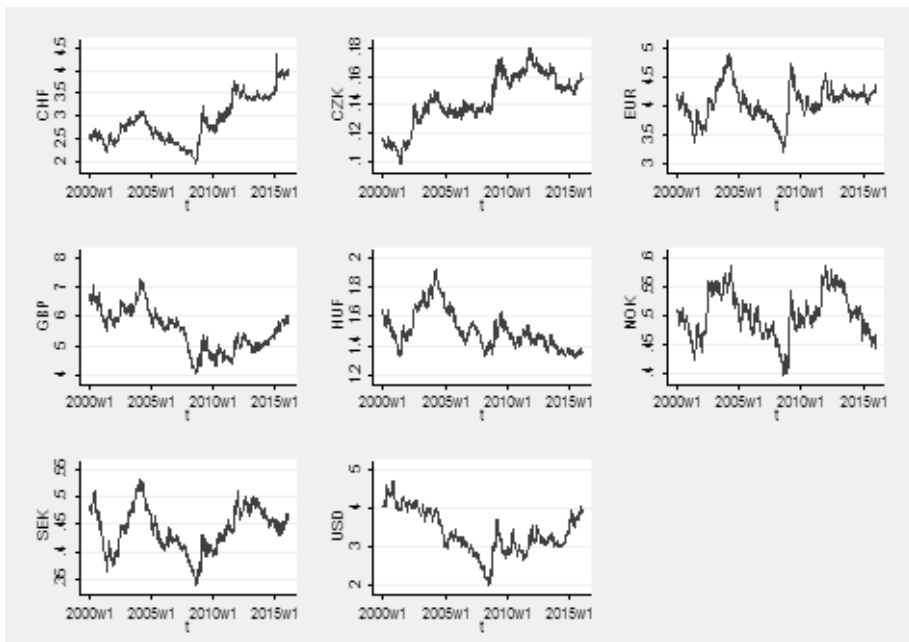
Nie stoi to w żadnej sprzeczności z otrzymanym brakiem kointegracji. Korelacja opisuje bowiem jedynie kierunek krótkoterminowych zmian – kointegracja natomiast opisuje długofalowy trend.

Tabela 3. Współczynniki korelacji liniowej Pearsona dla pierwszych różnic kursów walutowych

	USD	EUR	CHF	GBP	CZK	HUF	NOK
EUR	0.6856*						
CHF	0.5769*	0.7352*					
GBP	0.7405*	0.7025*	0.5796*				
CZK	0.5190*	0.7655*	0.5837*	0.5507*			
HUF	0.2254*	0.4976*	0.3182*	0.3080*	0.4586*		
NOK	0.5565*	0.7215*	0.6011*	0.5802*	0.5564*	0.4100*	
SEK	0.5355*	0.7427*	0.5580*	0.5670*	0.6043*	0.4635*	0.7186*

* oznacza 5% poziom istotności.

Źródło: Opracowanie własne w Stata.

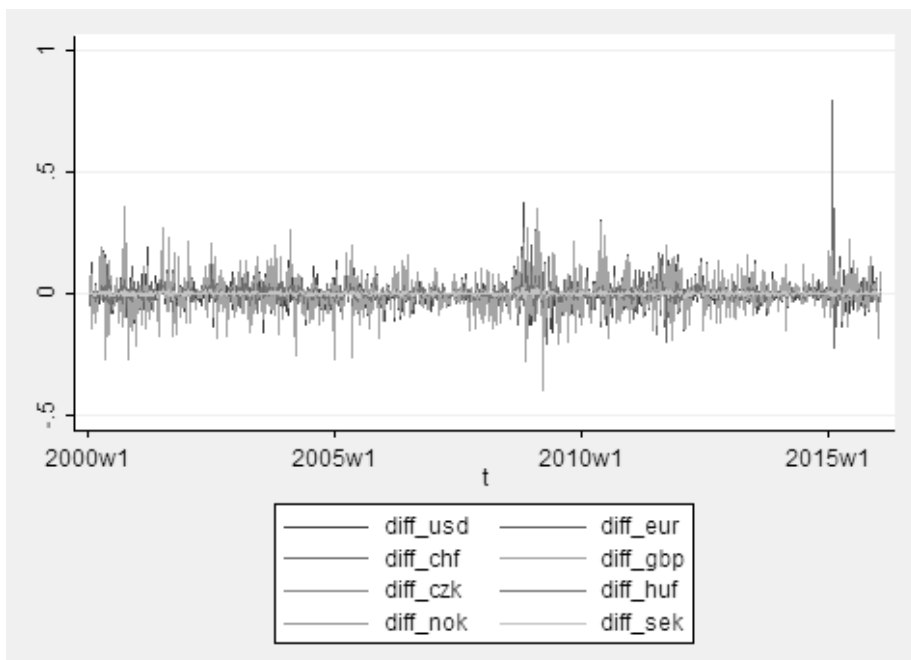


Rysunek 1. Kursy walutowe

Źródło: Opracowanie własne w Stata.

Dodatkowo, można zauważyć, że najsilniejsze korelacje występują między koroną szwedzką i norweską, euro i frankiem szwajcarskim, funtem

sztetlingiem i euro, koroną czeską i euro, koroną norweską i euro, koroną szwedzką i euro oraz dolarem amerykańskim i funtem sztetlingiem. Najmniejsza korelacja pojawia się natomiast dla dolara amerykańskiego i forinta węgierskiego. Sytuacja ta dobrze odzwierciedla geograficzne i ekonomiczne powiązania między państwami, których oficjalnym środkiem płatniczym jest dana waluta.



Rysunek 2. Pierwsze różnice dla kursów walutowych

Źródło: Opracowanie własne w Stata.

Otrzymane zależności nie są więc zaskakujące. Jeżeli kurs względem polskiego złotego choć jednej „silnej” waluty takiej, jak dolar amerykański, funt brytyjski, czy frank szwajcarski zmieni się, to powoduje to zmianę kursu pozostałych walut. Zachowanie takie dotyczy również waluty krajów skandynawskich. Ich kursy do polskiego złotego zachowują się podobnie, jak kursy walut dużych gospodarek. Ponadto zachodzi silna korelacja między kursami obu walut skandynawskich. Forint węgierski jest natomiast najsłabiej powiązany z kursami innych walut. Interesujące jest zatem w tym kontekście zaobserwowanie wysokiej korelacji korony czeskiej i euro.

Podsumowanie

Z przeprowadzonego badania wynika, że pomiędzy żadną z par kursów walutowych USD/PLN, EUR/PLN, CHF/PLN, GBP/PLN, CZK/PLN, HUF/PLN, NOK/PLN i SEK/PLN nie występuje istotna statystycznie relacja kointegrująca. Zatem w długim czasie kurs złotego polskiego wobec wybranych walut zagranicznych zachowuje się odmiennie. Można przypuszczać, że wynika to stąd, że relacje walut zagranicznych między sobą są dość skomplikowane. Na przykład, euro może zachowywać się odmiennie od dolara amerykańskiego, czego przyczyną mogą być różne zachowania się odpowiednich gospodarek.

Wszystkie pary kursów walutowych (pierwsze różnice) są natomiast istotnie skorelowane. Najmniej skorelowany z innymi kursami jest kurs węgierskiego forinta. Być może wynika to stąd, że gospodarka węgierska jest małą gospodarką, zaś kurs forinta został upłynniony dość niedawno.

Silna korelacja występuje natomiast pomiędzy walutami krajów skandynawskich: koroną szwedzką i koroną norweską. Bardzo mocno skorelowana z euro jest korona czeska. Jednak jest już ona nieco słabiej skorelowana z walutami krajów skandynawskich.

Wymagając, aby wszystkie pary były ze sobą skorelowane powyżej 0.7 (współczynnik korelacji liniowej Pearsona), można wyróżnić następującą (liczącą ponad dwie pary) podgrupę: EUR/PLN, NOK/PLN oraz SEK/PLN.

Przeprowadzona analiza wskazuje, że długofalowo kursy walutowe zachowują się indywidualnie – nie zaś podążają według podobnego trendu. Zatem nie udało się potwierdzić hipotezy o podobnym kształtowaniu się w czasie kursów wybranych walut wobec polskiego złotego. Jednak w krótkim okresie dodatnia korelacja na poziomie pierwszych różnic kursów wskazuje na to, że wahania kursów walutowych są ze sobą zbieżne. Najmniej powiązany z innymi kursami walutowymi okazał się kurs węgierskiego forinta. Natomiast dolar amerykański jest z euro powiązany znacznie słabiej niż waluty krajów skandynawskich.

Literatura

Bojańczyk Mirosław. 2013. „Regresja i korelacja na światowych rynkach – W pułapce metod ilościowych”. *Kwartalnik Naukowy Uczelni Vistula*, Tom 38, Nr 4, s. 74-87.

- Bourbaker Heni, Belkacem Lotfi. 2010. "Interdependence between exchange rates: Evidence form multivariate fractional cointegration". *International Journal of Business*, Tom 15, Nr 3, s. 255-270.
- Bruzda Joanna. 2007. *Procesy nieliniowe i zależności długookresowe w ekonomii. Analiza kointegracji nieliniowej*. Toruń: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika.
- Chen, Shiu-Sheng, Chen, Hung-Chyn. 2007. "Oil prices and real exchange rates". *Energy Economics*, Tom 29, Nr 3, s. 390-404.
- Gawlikowska-Hueckel Krystyna, Umiński Stanisław. 2013. „Kursy walutowe oraz handel zagraniczny jako płaszczyzny oddziaływania zmian w gospodarce globalnej na gospodarkę regionu”. *Institute for Development Working Papers*, Nr 002/2013.
- Górecki Brunon R. 2010. *Ekonometria. Podstawy teorii i praktyki*. Warszawa: Key Text.
- Heryan Tomas. 2014. "Errors in short run forecasts next-day volatility of equity risk premium in the UK and US market: Empirical research before and after the global financial crisis". *Procedia Economics and Finance*, Tom 14, s. 243-252.
- Heryan Tomas, Ziegelbauer Jan. 2016, "Volatility of yields of government bonds among GIIPS countries during the sovereign debt crisis in the Euro Area". *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, Tom 11, Nr 1, s. 61-74.
- IMF 2015, *Central and Eastern Europe: New member states (NMS) policy forum*. Washington D.C.: International Monetary Fund.
- Josifidis Kosta, Allegret Jean-Pierre, Pucar Emilija Beker. 2009. "Monetary and exchange rate regime changes: The case of Poland, Czech Republic, Slovakia and Republic of Serbia". *Panoeconomicus*, Tom 56, Nr 2, s. 199-226.
- Kliber Agata., Kliber Paweł. 2010. „Zależności pomiędzy kursami walut środkowo-europejskich w okresie kryzysu 2008”. *Przegląd Statystyczny*, Tom 57, Nr 1, s. 3-16.
- Maddala Gangadharrao Soundalayarao. 2006. *Ekonometria*. Warszawa: PWN.
- StataCorp 2015. *Stata Statistical Software: Release 14*. College Station, TX: StataCorp LP.
- Stooq 2016. <http://stooq.pl/t/?i=60>
- Tatarczak Ewa. 2007. „Badanie stacjonarności oraz analiza kointegracji kursów walutowych”. *Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G*, Tom 94, Nr 1, s. 149-156.
- Tymoczko Izabela D. 2013. „Analiza porównawcza systemów kursu walutowego”. *Materiały i Studia NBP*, Tom 287.

Wdowiński Piotr. 2007. „Modelowanie i prognozowanie kursu walutowego złoty/euro”. Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego, Nr 5, s. 183-212.

Witkowska Dorota. 2011. „Kointegracja kursów walutowych Polski, Węgier i Czech”. Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych, Tom 12, Nr 2, s. 399-408.