

Wawrzyniec Michalczyk

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
e-mail: wawrzyniec.michalczyk@ue.wroc.pl

STOPY PROCENTOWE A PŁYNNE KURSY WALUTOWE W KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ. WSTĘP DO ANALIZY KORELACJI

INTEREST RATES VS. FLOATING EXCHANGE RATES IN THE EUROPEAN UNION MEMBER STATES. AN INTRODUCTION TO THE CORRELATION ANALYSIS

DOI: 10.15611/e21.2017.3.07

JEL Classification: E43, F31

Streszczenie: Celem artykułu jest wskazanie, w których krajach Unii Europejskiej o płynnych kursach walutowych można w prosty sposób zaobserwować korelację między stopą procentową a poziomem kursu walutowego w stosunku do euro. Danymi źródłowymi były szeregi czasowe obejmujące dane miesięczne publikowane przez Eurostat. Jako podstawową miarę oprocentowania krótkoterminowego przyjęto jednomiesięczną stopę międzybankowego rynku pieniężnego, a długoterminowego – rentowność dziesięcioletnich obligacji skarbowych. Okres badawczy stanowiły lata 2012-2016. Analiza korelacji dotyczyła współzależności pomiędzy różnymi wskaźnikami dotyczącymi kursu danej waluty w stosunku do euro (tj. jego poziomem, zmianą bezwzględną oraz zmianą względną) a poszczególnymi miernikami stopy procentowej w danym kraju – tj. krótkoterminową i długoterminową stopą nominalną i realną – ich poziomami, rozmiarami ich dysparytetów w stosunku do strefy euro oraz zmianami bezwzględnymi. Oprócz analizy danych pochodzących z tego samego miesiąca, wprowadzono także opóźnienie – jedno- i dwumiesięczne, zarówno w odniesieniu do kursu, jak i w stosunku do stopy. Badanie pozwoliło zidentyfikować przypadki krajów i stóp procentowych, gdzie widoczny jest szczególnie silny związek z relacją wymienną pieniądza narodowego w stosunku do euro. Niezależnie od rodzaju stopy i jej ujęcia współzależność o znacznym natężeniu występuje w Czechach, na Węgrzech i w Szwecji. W Wielkiej Brytanii jest ona natomiast charakterystyczna tylko dla oprocentowania realnego – zarówno krótko-, jak i długoterminowego, a odnośnie do Polski – wyłącznie dla długookresowej stopy nominalnej.

Słowa kluczowe: stopa procentowa, kurs walutowy, Unia Europejska, analiza korelacji.

Summary: The aim of the article is to indicate the cases of the European Union member states with the floating exchange rate regime, where it is possible to easily notice the correlation between the interest rate and the exchange rate against the euro. Source data were time series of monthly data published by Eurostat. The one-month rate of the interbank money market was adopted as a basic measure of a short-term interest rate and the yield of ten-year

government bonds – as a long-term one. The research period were the years of 2012-2016. The correlation analysis concerned interdependences between various indicators of the exchange rate of a currency against the euro (i.e. its level, the absolute change and the relative change) and a variety of measures of the interest rate in a given country – i.e. short-term and long-term, nominal and real rate – their levels, ranges of their disparities in relation to the euro area and the absolute changes. In addition to the analysis of data from the same month, a one- and two-month delays were also introduced, both regarding the exchange rate and the interest rate. The research allowed to identify the instances of countries and interest rates, where particularly strong connection with the exchange rate of the national currency against the euro is visible. Regardless of the type and the way of presentation of the interest rate, the interdependence of considerable intensity occurs in the Czech Republic, Hungary and Sweden. In the United Kingdom, it is characteristic only for the real interest rate – both short- and long-term ones, and with regard to Poland – only for the long-term nominal rate.

Keywords: interest rate, exchange rate, European Union, correlation analysis.

1. Wstęp

Poziom oprocentowania pieniądza jest od dawna powszechnie wskazywany w literaturze poświęconej teorii finansów międzynarodowych jako istotny czynnik kształtujący wartość jego relacji wymiennej w stosunku do innych środków płatniczych. Dowodzi się także, że zmiany kursu walutowego mogą stanowić jedną z determinant wysokości stopy procentowej. Zależności te są szczególnie odczuwalne w gospodarkach silnie otwartych, kiedy swobodny przepływ kapitału pomiędzy krajami w intensywny sposób wiąże rynek dewizowy z pozostałymi segmentami rynku finansowego.

Swoboda przepływu kapitału stanowi w Unii Europejskiej fundament jej funkcjonowania. Można zatem założyć, że współzależności między kursami wciąż będących w obiegu pieniędzy narodowych a poziomami ich oprocentowania nie są słabe. Dotyczy to oczywiście wyłącznie tych walut, których relacja wymienna jest kształtowana w mniejszym lub większym stopniu w sposób rynkowy, a nie administracyjnie.

Celem artykułu jest w związku z tym wskazanie, w przypadku których krajów Unii Europejskiej o płynnych kursach walutowych można w prosty sposób zaobserwować korelację między stopą procentową a poziomem kursu w stosunku do euro. Krajom tym należałoby poświęcić uwagę, pogłębiając badanie współzależności zmiennych za pomocą bardziej zaawansowanych metod, zarówno ilościowych, jak i jakościowych – w szczególności ustalając związki przyczynowo-skutkowe.

2. Problem niejednoznaczności związku między stopą procentową a kursem walutowym

Teorią, która skupia się na próbie wyjaśnienia związku między poziomem oprocentowania pieniądza a wartością kursu walutowego, jest teoria parytetu stopy procentowej. Wskazuje ona na podstawowe znaczenie różnic między nominalną

rentownością lokat w różnych krajach dla kształtowania się relacji wymiennej pomiędzy walutami. W literaturze przedstawiana jest w dwóch wariantach: tzw. ubezpieczonym (pokrytym) oraz nieubezpieczonym (niepokrytym), który określany jest również mianem międzynarodowego efektu Fishera. O ile pierwszy z nich dotyczy kształtowania kursu terminowego, o tyle drugi wyjaśnia zależność między stopami procentowymi a zmianami kursu bieżącego i ma następującą postać formalną:

$$\frac{s_t}{s_0} = \frac{1 + i_h}{1 + i_f},$$

gdzie: s_0 – kurs waluty obcej na początku okresu; s_t – (oczekiwany) kurs waluty obcej na koniec okresu; i_h – stopa procentowa w kraju w danym okresie; i_f – stopa procentowa za granicą w danym okresie.

Koncepcja parytetu stopy procentowej opiera się na prawie jednej ceny i zjawisku arbitrażu, a także wymaga założenia doskonałej mobilności kapitału pomiędzy rynkami finansowymi poszczególnych krajów, doskonałej substytucji aktywów finansowych i pominięcia kosztów transakcyjnych [Michalczyk 2012a, s. 62; Rymarczyk 2010, s. 179-187; Bilski 2006, s. 62-66; Świerkocki 2004, s. 187-190; Najlepszy 2000, s. 100-105; Barro 1997, s. 472-474; Caves i in. 1998, s. 679-681; Chrabonszczewska, Kalicki 1996, s. 37-40; Burda, Wyplosz 1995, s. 504-506, Duwendag i in. 1995, s. 253; Copeland 1994, s. 86-99]. Wówczas z równania parytetu wynika, że wzrost krajowej stopy procentowej przy niezmiennym oprocentowaniu lokat zagranicznych (lub, po prostu, wzrost skali dysparytetu stóp procentowych między krajem a zagranicą) i stałym kursie bieżącym waluty obcej będzie skutkował wzrostem jej oczekiwanego kursu przyszłego i, na skutek efektu samospełniającej się prognozy (przy założeniu racjonalności oczekiwań), również faktycznej relacji wymiennej na koniec okresu. Wskazuje to zatem na dodatnią korelację między przyszłymi kursami walut obcych a stopą procentową w danym kraju. Jeśli jednak założy się stały poziom oczekiwanego kursu przyszłego, to zwiększenie oprocentowania krajowego (przy niezmiennym zagranicznym) będzie wywoływać naciski na spadek bieżącej relacji wymiennej walut obcych, co będzie skutkowało z kolei ujemną korelacją między zmiennymi.

Ta ujemna współzależność uzasadniana jest również indukowaniem transgranicznych przepływów kapitału przez korekty stopy procentowej. Napływ do gospodarki kapitału przyciągniętego wzrostem oprocentowania lokat skutkuje bowiem zazwyczaj umocnieniem pieniądza krajowego, czyli spadkiem kursów walut obcych [Michalczyk 2012b]. Jeśli jednak przepływy kapitału są wzbudzone innymi przyczynami, w tym np. zmianami kursu i inflacji lub poziomem stopy procentowej (a nie jej korektami), korelacja pomiędzy zmiennymi może być już dodatnia. Napływowi kapitału bowiem nie tylko towarzyszy aprecjacja pieniądza krajowego, ale także skutkuje on na ogół zwiększeniem popytu na instrumenty finansowe, wzrostem ich cen, spadkiem rentowności i obniżeniem się krajowej stopy procentowej.

Dodatnia korelacja między kursami walut obcych a pułapem stopy procentowej jest szczególnie charakterystyczna dla krajów, w których postępuje integracja ekonomiczna z państwami na wyższym poziomie rozwoju i pogłębianie konwergencji (tzw. efekt doganiania). Relatywnie wysokie wówczas tempo wzrostu gospodarczego, intensywniejszy napływ kapitału, rozwój wymiany z zagranicą czy też odpowiednio ukierunkowana polityka ekonomiczna przyczyniają się w takich krajach zazwyczaj do aprecjacji pieniądza oraz sukcesywnego obniżania stóp procentowych – z wyższych pułapów, występujących na ogół w krajach słabiej rozwiniętych, do poziomów charakteryzujących państwa bardziej zaawansowane gospodarczo [Michalczyk 2012b].

Na skutek tych specyficznych właściwości sprzężenia zwrotnego między wysokością oprocentowania a kursem walutowym analizie należy poddawać związki nie tylko pomiędzy wartościami mierników, ale również ich przyrostami, konieczne jest także wprowadzanie opóźnień między zmiennymi w celu ustalenia kierunku zależności. Co więcej, kierunki te mogą być również odmienne, jeśli przedmiotem badania będzie stopa w ujęciu nie nominalnym, lecz realnym, ponieważ poziom inflacji ma istotny wpływ na opłacalność inwestycji i podejmowanie decyzji o alokowaniu kapitału w danym kraju, a także na oczekiwania względem kursu walutowego [Mishkin 2015, s. 480-485]. Uwagi te dotyczą nie tylko prostych analiz korelacji, ale również znacznie bardziej skomplikowanych modeli ekonometrycznych.

3. Charakterystyka metody badawczej

Danymi źródłowymi wykorzystanymi podczas analiz były szeregi czasowe obejmujące dane miesięczne publikowane przez Eurostat [Eurostat 2017]. Jako podstawową miarę nominalnego oprocentowania krótkoterminowego przyjęto jednomiesięczną stopę międzybankowego rynku pieniężnego, a długoterminowego – rentowność dziesięcioletnich obligacji skarbowych. Wartości realne wyznaczono z użyciem stopy inflacji HICP (*Harmonised Index of Consumer Prices*), która jest obliczana w ujednoczony sposób dla każdego kraju Unii Europejskiej. Do tego celu zastosowano wzór:

$$r = \frac{1+i}{1+p} - 1,$$

gdzie: r – realna stopa procentowa; i – nominalna stopa procentowa; p – stopa inflacji.

W przypadku oprocentowania i kursu wykorzystano średnie wartości w danym miesiącu, a odnośnie do stopy inflacji – średnią miesięczną zmianę poziomu cen w ciągu poprzedzającego roku. Z kolei w celu wyznaczenia skali dysparytetu stóp procentowych między danym krajem a strefą euro użyto wzoru:

$$d = \frac{1+i_h}{1+i_f} - 1,$$

gdzie: d – dysparytet; i_h – stopa procentowa w danym kraju; i_f – stopa procentowa w strefie euro.

Jako okres badawczy przyjęto lata 2012-2016, kierując się, z jednej strony, koniecznością zapewnienia odpowiednio dużej ilości danych oraz ich dostępnością, a z drugiej – dążeniem do pominięcia okresu pierwszej fazy globalnego kryzysu finansowo-gospodarczego, charakteryzującego się znacznymi napięciami na rynkach finansowych i istotnymi przeszacowaniami w zakresie wartości analizowanych zmiennych. Badaniu poddano państwa Unii Europejskiej o walutach narodowych, które charakteryzuje system kursu płynnego kierowanego lub niezależnego, tj. Chorwację, Czechy, Polskę, Rumunię, Szwecję, Węgry i Wielką Brytanię.

Analiza korelacji skupiała się na współzależności pomiędzy różnymi wskaźnikami dotyczącymi kursu danej waluty w stosunku do euro – tj. jego poziomem, zmianą bezwzględną oraz zmianą względną – a poszczególnymi miernikami stopy procentowej w danym kraju – tj. krótkoterminową i długoterminową stopą nominalną i realną – ich poziomami, rozmiarami ich dysparytetów w stosunku do strefy euro oraz zmianami bezwzględnymi. Oprócz analizy danych pochodzących z tego samego miesiąca, wprowadzono także opóźnienie – jedno- i dwumiesięczne, zarówno w odniesieniu do kursu, jak i w stosunku do stopy.

Zmiany stóp zostały wzięte pod uwagę wyłącznie w postaci bezwzględnej, ponieważ wartości oprocentowania częstokroć były bliskie zeru i wówczas poziomy przyrostów względnych byłyby bardzo wysokie, co rozmywałoby analizę i utrudniało interpretację. Z kolei w przypadku kursu walutowego uwzględnianie jego przyrostów, czy to w ujęciu względnym, czy bezwzględnym, nie powodowało żadnych znaczących zmian wartości współczynników korelacji. W związku z tym w pomiarze skali współzależności kursu z dysparytetem stóp procentowych wykorzystano zmiany względne, tak by zachować wcześniej przytoczone równanie międzynarodowego efektu Fishera, natomiast do obliczeń poziomu korelacji z oprocentowaniem w danym kraju – korekty bezwzględne, w celu zastosowania takiego samego ujęcia przyrostów w przypadku obu zmiennych.

Jako miarę współzależności przyjęto współczynnik korelacji liniowej Pearsona. Warto podkreślić, że chociaż współczynnik ten jest bardzo prostym wskaźnikiem korelacji, o istotnych ograniczeniach – takich jak wrażliwość na obserwacje skrajne, jednoznaczność interpretacji wyłącznie w przypadku rozkładu normalnego zmiennych czy liniowy charakter analizowanej zależności – to z uwagi na przyczynkową naturę niniejszego badania można uznać, że jego zastosowanie stanowi odpowiedni punkt wyjścia do ewentualnych dalszych analiz z użyciem bardziej zaawansowanych narzędzi ekonometrycznych. Z drugiej strony, należy pamiętać również o ograniczonej efektywności nawet bardzo złożonych modeli stosowanych do opisywania i prognozowania zjawisk w naukach ekonomicznych, a w szczególności na rynkach

finansowych (gdyby było inaczej, ekonometrycy byliby milionerami, a globalny kryzys ostatnich lat nigdy by się nie wydarzył!).

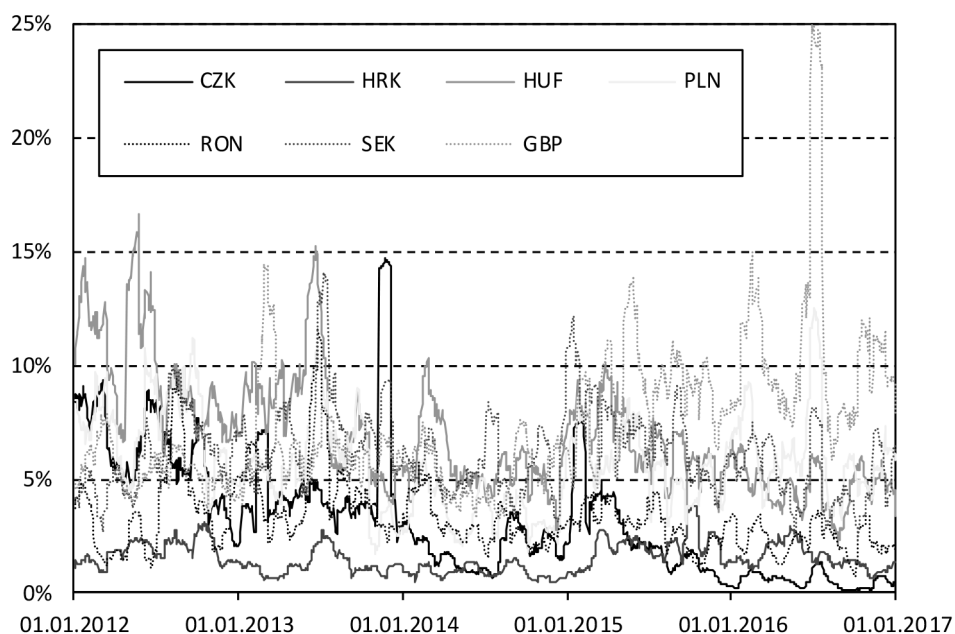
Ponieważ stopy procentowe są tylko jedną z ogromu zmiennych, które wpływają na poziom kursu, przed przystąpieniem do analizy korelacji zbadano również kształtowanie się skali zmienności kursów poszczególnych walut w stosunku do euro. Znaczne krótkookresowe wahania kursu sygnalizują bowiem istotny wpływ zmiennych niefundamentalnych, w tym zjawisk psychologicznych, behawioralnych czy politycznych, sprawiając że związek relacji wymiennej danej waluty ze stopami procentowymi ulega osłabieniu. Co więcej, nie można zapominać, że na siłę tego związku wpływa również charakter oddziaływania władz monetarnych na rynek dewizowy. Częste interwencje o znacznych rozmiarach, mimo osiągniętych ewentualnych sukcesów w zakresie zmniejszenia skali wahań kursu, skutkują tym, że poziom relacji wymiennej krajowego pieniądza w większym stopniu kształtowany jest administracyjnie, a nie w sposób rynkowy, w tym wynikający z fluktuacji stóp procentowych. Spośród analizowanych krajów dotyczy to przede wszystkim Rumunii i Chorwacji (a w pewnym zakresie także Czech) – państwa te wdrożyły reżim kierowanego kursu płynnego i bank centralny regularnie jest tam stroną transakcji dewizowych.

Jako wskaźnik zmienności kursu zastosowano miernik ERV (*Exchange Rate Volatility*), wykorzystywany przez Europejski Bank Centralny w procesie oceny gotowości krajów do przystąpienia do strefy euro. Wartość ERV oblicza się dla poziomów relacji wymiennej danej waluty w okresie poprzedzających dwudziestu dni roboczych (co stanowi około jednego miesiąca kalendarzowego), wyznaczając ją jako odchylenie standardowe zmian kursu w kolejnym roku, prognozowanych na podstawie danych bieżących. Uznaje się, że poziom wskaźnika niższy niż 5% oznacza niewielkie wahania relacji wymiennej, natomiast wartości powyżej 10% interpretuje się już jako dużą skalę fluktuacji [ECB 2016, s. 12; Michalczyk 2012a, s. 78-79, 2015; Jurek 2007; Borowski 2004, s. 113-114].

Na zakończenie badania, z uwagi na to, że w przypadku nominalnego oprocentowania długookresowego w toku analiz uzyskano w niektórych krajach zarówno znacznie ujemne, jak i istotnie dodatnie wartości współczynników korelacji, jako uzupełnienie zasygnalizowano jeszcze, jak kształtują się poziomy tego miernika w przypadku danych krótkookresowych (dziennych).

4. Wyniki badania

Analiza zmienności płynnych kursów walut krajów Unii Europejskiej wskazuje w pewnych przypadkach i okresach na istotną skalę ich wahań (rys. 1). Dotyczyło to w szczególności funta brytyjskiego, którego charakteryzowały na początku 2013 r. i w latach 2015-2016 bardzo wysokie wartości współczynnika ERV, przekraczające częstokroć 10% i sięgające nawet 25%. Pułapy miernika znacznie wyższe niż 10% osiągał jeszcze forint węgierski w latach 2012-2013, korona czeska pod koniec



Rys. 1. Wskaźnik ERV dla relacji wymiennej euro względem walut krajów UE o kursach płynnych w latach 2012-2016

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu [2017].

2013 r., korona szwedzka w połowie 2013 r. i na początku 2015 r., złoty w połowie 2016 r. i lej rumuński w połowie 2013 roku. Władzom Chorwacji udawało się natomiast z sukcesem stabilizować kurs kuny, w przypadku której ERV w całym badanym okresie nie przekraczał poziomu 4%. Jak wskazywano wcześniej, zarówno epizody znacznych wahań kursów, jak i znaczące oddziaływanie na nie przez władze skutkują osłabieniem związku relacji wymiennej ze zmiennymi fundamentalnymi, w tym ze stopą procentową. Jednak, jak można zauważyć na podstawie kształtowania się wartości współczynnika ERV w przypadku analizowanych walut, okresy destabilizacji ich relacji wymiennych nie są przeważające, a deklarowane ograniczenie skali fluktuacji przez władze Rumunii i Chorwacji (czy Czech) nie jest szczególnie restrykcyjne.

W tabeli 1 przedstawiono wartości współczynnika korelacji dla różnych mierników krótkoterminowej stopy procentowej oraz poziomów i zmian kursu walutowego. Należy zauważyć, że wartość bezwzględna współczynnika jest istotnie wysoka (tzn. wyższa niż 0,5) jedynie w odniesieniu do dwóch par zmiennych: pułapu oprocentowania i wartości kursu oraz dysparytetu stóp względem strefy euro i poziomu relacji wymiennej danej waluty. Siła korelacji w przypadku jednej albo drugiej zmiennej mierzonej przyrostami jest zawsze niewielka (tab. 1). Oprócz tego warto

Tabela 1. Wartości współczynników korelacji między średnim miesięcznym kursem walutowym a miarami krótkoterminowej stopy procentowej w danym kraju w okresie 2012–2016 (w oparciu o relację wymienną euro i jednomicijną stopę rynku pieniężnego)

Opóźnienie	Ujęcie zmiennych	Stopa nominalna								Stopa realna							
		Chorwacja	Czechy	Polska	Rumunia	Szwecja	Węgry	Wlk. Brytania	Chorwacja	Czechy	Polska	Rumunia	Szwecja	Węgry	Wlk. Brytania		
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16		
Dane dotyczące stopy: t-2	poziom stopy i poziom kursu	-0,21	-0,77	-0,41	-0,31	-0,83	-0,87	-0,12	0,10	0,89	-0,11	0,05	-0,77	-0,09	-0,66		
	zmiana stopy i poziom kursu	-0,09	0,39	0,19	0,11	0,09	0,05	-0,24	0,01	0,05	-0,25	-0,14	-0,07	-0,03	-0,11		
	poziom stopy i zmiana kursu	0,19	-0,07	-0,21	-0,01	-0,15	-0,08	-0,07	-0,06	-0,03	0,18	0,08	-0,07	-0,11	0,16		
	zmiana stopy i zmiana kursu	-0,06	0,02	-0,22	-0,13	-0,03	-0,23	-0,27	-0,19	0,23	-0,13	-0,12	0,07	-0,11	-0,21		
	dyspar. stóp i zmiana kursu	0,21	0,06	-0,14	-0,02	-0,11	-0,06	0,27	0,05	0,14	0,07	0,07	-0,09	-0,08	0,30		
Dane dotyczące stopy: t-1	dyspar. stóp i poziom kursu	-0,27	-0,12	-0,38	-0,26	-0,87	-0,89	-0,24	-0,16	0,49	-0,39	0,01	-0,86	-0,66	-0,50		
	poziom stopy i poziom kursu	-0,28	-0,75	-0,39	-0,25	-0,83	-0,86	-0,17	0,15	0,88	-0,15	0,04	-0,79	-0,07	-0,71		
	zmiana stopy i poziom kursu	-0,06	0,38	0,31	0,23	0,12	0,15	-0,18	0,11	-0,04	-0,10	-0,02	-0,10	0,02	-0,07		
	poziom stopy i zmiana kursu	0,05	-0,06	-0,22	-0,03	-0,14	-0,08	-0,07	-0,16	0,01	0,19	0,02	-0,08	-0,08	0,09		
	zmiana stopy i zmiana kursu	-0,22	0,04	0,00	-0,06	0,14	0,00	-0,01	-0,23	0,11	0,02	-0,08	-0,05	0,05	-0,36		
Brak opóźnienia	dyspar. stóp i zmiana kursu	0,03	-0,03	-0,16	-0,04	-0,10	-0,07	0,32	-0,12	0,09	0,09	0,05	-0,11	-0,06	0,27		
	dyspar. stóp i poziom kursu	-0,36	-0,19	-0,35	-0,20	-0,87	-0,88	-0,30	-0,16	0,43	-0,41	0,02	-0,86	-0,65	-0,59		
	poziom stopy i poziom kursu	-0,27	-0,72	-0,37	-0,19	-0,84	-0,86	-0,22	0,25	0,86	-0,23	0,08	-0,82	-0,08	-0,74		
	zmiana stopy i poziom kursu	0,04	0,38	0,29	0,28	0,04	0,15	-0,20	0,24	-0,07	-0,17	0,05	-0,14	-0,02	-0,01		
	poziom stopy i zmiana kursu	0,01	-0,08	-0,22	-0,04	-0,16	-0,12	-0,11	-0,13	0,00	0,20	-0,01	-0,10	-0,02	0,08		
Brak opóźnienia	zmiana stopy i zmiana kursu	-0,06	-0,05	-0,02	-0,05	-0,15	-0,28	-0,15	0,06	-0,02	0,01	-0,05	-0,07	0,09	-0,07		
	dyspar. stóp i zmiana kursu	-0,03	-0,16	-0,19	-0,05	-0,15	-0,11	0,31	-0,13	-0,03	0,05	0,04	-0,15	-0,05	0,22		
	dyspar. stóp i poziom kursu	-0,35	-0,24	-0,32	-0,14	-0,87	-0,88	-0,38	-0,07	0,39	-0,44	0,05	-0,87	-0,66	-0,67		

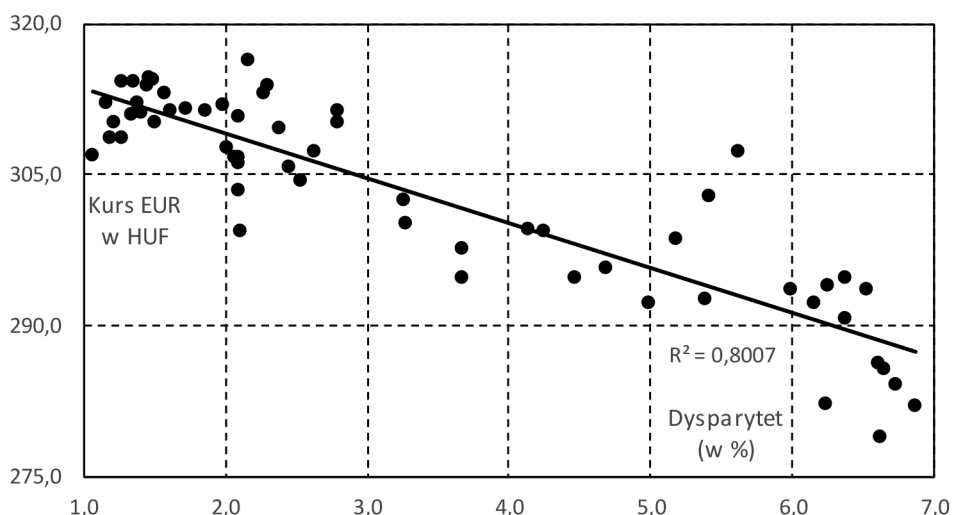
Tabela 1, cd.

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Dane dotyczące kursu: t-1	poziom stopy i poziom kursu	-0,27	-0,70	-0,22	-0,15	-0,81	-0,81	-0,18	0,32	0,85	-0,35	0,08	-0,82	-0,07	-0,76
	zmiana stopy i poziom kursu	0,07	0,39	0,30	0,31	0,09	0,28	-0,15	0,20	-0,07	-0,18	0,08	-0,12	-0,07	0,01
	poziom stopy i zmiana kursu	0,07	-0,07	-0,19	0,01	-0,22	-0,13	-0,32	-0,04	0,02	0,13	0,19	-0,22	0,11	0,04
	zmiana stopy i zmiana kursu	0,02	0,00	0,01	0,27	0,08	0,06	0,38	0,20	0,09	-0,15	0,31	-0,10	0,22	-0,31
	dyspar. stóp i zmiana kursu	0,01	-0,23	-0,18	0,01	-0,22	-0,13	0,30	-0,02	-0,03	-0,07	0,18	-0,23	-0,01	0,08
	dyspar. stóp i poziom kursu	-0,34	-0,19	-0,20	-0,09	-0,85	-0,83	-0,48	0,00	0,40	0,46	0,02	-0,85	-0,64	-0,74
	poziom stopy i poziom kursu	-0,31	-0,67	-0,11	-0,15	-0,78	-0,75	-0,08	0,34	0,84	-0,43	-0,05	-0,78	-0,13	-0,78
	zmiana stopy i poziom kursu	0,06	0,39	0,28	0,11	0,07	0,25	-0,03	0,09	-0,09	-0,09	-0,14	-0,09	-0,17	0,11
	poziom stopy i zmiana kursu	0,10	0,03	-0,14	0,02	-0,17	-0,02	-0,45	0,01	0,06	0,11	0,05	-0,13	0,26	0,01
	zmiana stopy i zmiana kursu	0,02	0,05	-0,13	-0,06	0,23	0,07	-0,04	0,09	0,20	0,00	-0,23	0,17	0,10	-0,24
Dane dotyczące kursu: t-2	dyspar. stóp i zmiana kursu	0,05	-0,24	-0,15	0,02	-0,17	-0,03	0,31	0,03	0,20	-0,09	0,08	-0,19	0,15	0,00
	dyspar. stóp i poziom kursu	-0,34	-0,13	-0,08	-0,10	-0,81	-0,77	-0,58	0,02	0,40	-0,41	-0,11	-0,80	-0,63	-0,77

Zacieniono poziomy współczynniki o wartości bezwzględnej co najmniej 0,5.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu [2017].

odnotować, że niezależnie od miernika stopy czy kursu, opóźnienia czy ujęcia (realnego lub nominalnego), brakuje uchwytnej korelacji między zmiennymi dla Chorwacji, Polski i Rumunii. Z kolei w Wielkiej Brytanii współzależność widoczna jest w przypadku stopy skorygowanej o inflację oraz odnośnie do danych dotyczących stopy nominalnej opóźnionych o 2 miesiące. Współczynniki dla pozostałych trzech krajów – Czech, Węgier i Szwecji – osiągają znaczące wartości zarówno dla stopy realnej, jak i nominalnej, przy każdym poziomie opóźnienia pomiędzy zmiennymi. Najsilniejsza zależność dla oprocentowania nominalnego, o współczynniku korelacji równym $-0,89$, charakteryzuje dysparytet stopy procentowej na Węgrzech w stosunku do strefy euro i poziom kursu forinta po dwóch miesiącach (rys. 2).

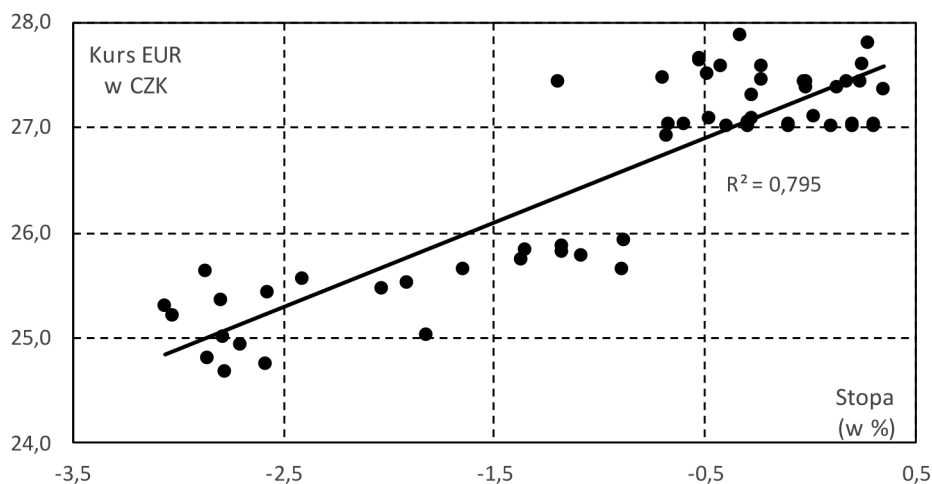


Rys. 2. Wykres punktowy zależności między dysparytetem krótkoterminowej nominalnej stopy procentowej na Węgrzech w stosunku do strefy euro a poziomem kursu forinta po dwóch miesiącach w latach 2012-2016 (dla danych miesięcznych)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu [2017].

W odniesieniu do współczynników o istotnych poziomach można też zaobserwować, że z im wcześniejszego okresu w stosunku do danych dotyczących kursu walutowego pochodzą dane w zakresie stopy procentowej (czyli im większe jest opóźnienie kursu), tym zasadniczo wyższe wartości bezwzględne osiągają. Wyjątkiem jest stopa realna w Wielkiej Brytanii, gdzie zależność jest odwrotna – w miarę wzrostu opóźnienia danych odnośnie do stopy siła związku jest coraz większa. Z kolei analiza znaków tych współczynników wskazuje na dominujący ujemny charakter korelacji. Jedynie realne oprocentowanie w Czechach (w przeciwieństwie do stopy nominalnej w tym kraju) wykazuje silnie dodatni związek z poziomem kursu euro w stosunku do korony (rys. 3). Co więcej, wartość bezwzględna współczynnika dla

tej zależności – osiągająca maksymalny pułap równy 0,89 dla danych dotyczących relacji wymiennej opóźnionych o 2 miesiące – jest najwyższa spośród wszystkich badanych par zmiennych w zakresie krótkoterminowej stopy realnej.



Rys. 3. Wykres punktowy zależności między wartością krótkoterminowej realnej stopy procentowej w Czechach a poziomem kursu korony po dwóch miesiącach w latach 2012-2016 (dla danych miesięcznych)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu [2017].

Spostrzeżenia wynikające z analiz dotyczących długoterminowej stopy procentowej są nieco odmienne. O ile także w przypadku Chorwacji i Rumunii brakuje uchwytnej silnej współzależności z kursem walutowym, o tyle dysparytet oprocentowania nominalnego między Polską a strefą euro wykazuje już umiarkowany związek z relacją wymienną wspólnego pieniądza i złotego (tab. 2). Stopy realne i nominalne w Czechach, na Węgrzech i w Szwecji są również skorelowane z kursami walut narodowych w tych krajach. Z kolei jeśli idzie o Wielką Brytanię, to związek jest wyraźnie widoczny jedynie wówczas, gdy oprocentowanie skoryguje się o stopę inflacji.

Podobnie jak w odniesieniu do stopy krótkookresowej, wartości bezwzględne współczynników korelacji są istotnie wysokie dla dwóch par zmiennych: poziomu oprocentowania i kursu oraz dysparytetu w stosunku do strefy euro i pułapu relacji wymiennej. Dodatkowo jednak pojawiają się dwa przypadki umiarkowanej zależności między zmianami stopy i przyrostami kursu – dotyczące Węgier, braku opóźnienia między zmiennymi i ujęcia nominalnego oraz realnego. Inaczej też, niż miało to miejsce w zakresie oprocentowania krótkoterminowego, nie można już tu mówić o zasadniczo jednolitym kierunku zmian wartości bezwzględnej wysokich współczynników korelacji w miarę zwiększania opóźnienia danych dla relacji wymiennej

Tabela 2. Wartości współczynników korelacji między średnim miesięcznym kursem walutowym a miarami długoterminowej stopy procentowej w danym kraju w okresie 2012-2016 (w oparciu o relację wymienną euro i rentowność dziesięcioletnich obligacji skarbowych)

Opóźnienie	Ujęcie zmiennych	Stopa nominalna								Stopa realna							
		Chorwacja	Czechy	Polska	Rumunia	Szwecja	Węgry	Wlk. Brytania	Chorwacja	Czechy	Polska	Rumunia	Szwecja	Węgry	Wlk. Brytania		
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16		
Dane dotyczące stopy: t-2	poziom stopy i poziom kursu	-0,29	-0,68	-0,26	-0,26	-0,69	-0,79	-0,14	0,00	0,56	0,19	0,22	-0,55	0,28	-0,70		
	zmiana stopy i poziom kursu	0,07	-0,01	0,18	0,30	-0,19	0,09	0,00	0,14	0,00	-0,17	-0,12	-0,19	0,01	-0,07		
	poziom stopy i zmiana kursu	0,09	0,09	-0,28	-0,02	0,04	-0,12	-0,17	-0,11	0,10	0,11	0,05	0,11	-0,14	0,10		
	zmiana stopy i zmiana kursu	0,16	0,09	-0,16	-0,16	0,21	-0,22	-0,08	-0,09	0,25	-0,15	-0,09	0,19	-0,15	-0,22		
	dyspar. stóp i zmiana kursu	-0,03	-0,02	0,08	-0,24	0,24	-0,18	0,08	-0,08	0,06	0,22	0,04	0,22	-0,12	0,17		
	dyspar. stóp i poziom kursu	-0,28	0,77	0,55	-0,25	0,67	-0,74	-0,47	-0,10	0,71	0,38	0,27	-0,46	0,49	-0,61		
	poziom stopy i poziom kursu	-0,29	-0,69	-0,19	-0,19	-0,73	-0,76	-0,11	0,08	0,52	0,21	0,20	-0,62	0,33	-0,74		
	zmiana stopy i poziom kursu	0,01	0,03	0,33	0,42	-0,21	0,22	0,08	0,21	-0,06	0,05	-0,03	-0,24	0,09	0,00		
Dane dotyczące stopy: t-1	poziom stopy i zmiana kursu	0,05	0,12	-0,25	-0,02	0,03	-0,13	-0,20	-0,17	0,18	0,17	0,04	0,07	-0,12	0,02		
	zmiana stopy i zmiana kursu	-0,17	0,15	0,19	0,01	-0,05	-0,02	-0,07	-0,14	0,17	0,17	-0,03	-0,11	0,04	-0,38		
	dyspar. stóp i zmiana kursu	-0,20	0,12	0,11	-0,31	0,27	-0,20	0,08	-0,19	0,12	0,27	0,03	0,20	-0,09	0,15		
	dyspar. stóp i poziom kursu	-0,24	0,76	0,60	-0,02	0,63	-0,67	-0,47	-0,05	0,69	0,38	0,26	-0,56	0,54	-0,65		
	poziom stopy i poziom kursu	-0,28	-0,72	-0,15	-0,11	-0,77	-0,74	-0,06	0,21	0,45	0,18	0,20	-0,68	0,35	-0,76		
	zmiana stopy i poziom kursu	0,15	0,00	0,22	0,43	-0,16	0,23	0,12	0,33	-0,10	-0,10	0,01	-0,23	0,05	0,08		
	poziom stopy i zmiana kursu	0,05	0,09	-0,17	0,06	-0,03	-0,03	-0,26	-0,12	0,13	0,27	0,10	0,01	0,14	-0,02		
	zmiana stopy i zmiana kursu	-0,01	-0,17	0,35	0,41	-0,24	0,55	-0,18	0,14	-0,09	0,29	0,13	-0,16	0,52	-0,16		
Brak opóźnienia	dyspar. stóp i zmiana kursu	-0,19	-0,02	0,14	-0,17	0,25	0,00	0,05	-0,17	0,01	0,29	0,06	0,09	0,18	0,10		
	dyspar. stóp i poziom kursu	-0,10	0,73	0,60	0,27	0,59	-0,61	-0,47	0,07	0,65	0,35	0,28	-0,63	0,57	-0,68		

Tabela 2, cd.

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Dane dotyczące kursu: t-1	poziom stopy i poziom kursu	-0,30	-0,73	-0,04	-0,15	-0,78	-0,73	0,03	0,28	0,41	0,01	0,12	-0,70	0,28	-0,75
	zmiana stopy i poziom kursu	0,15	0,05	0,00	0,12	-0,09	-0,02	0,17	0,26	-0,08	-0,28	-0,08	-0,19	-0,19	0,14
	poziom stopy i zmiana kursu	0,11	0,08	-0,14	0,07	-0,06	-0,10	-0,33	0,01	0,15	0,20	0,20	-0,07	0,17	-0,07
	zmiana stopy i zmiana kursu	0,07	-0,06	-0,01	0,24	0,04	-0,24	-0,09	0,27	0,05	-0,15	0,21	-0,09	0,06	-0,30
	dyspar. stóp i zmiana kursu	-0,03	-0,11	0,07	0,01	0,28	-0,15	0,07	-0,04	-0,01	0,17	0,16	-0,03	0,14	0,05
	dyspar. stóp i poziom kursu	0,00	0,73	0,50	0,39	0,52	-0,61	-0,49	0,16	0,64	0,16	0,22	-0,68	0,49	-0,72
	poziom stopy i poziom kursu	-0,36	-0,75	0,05	-0,20	-0,79	-0,68	0,14	0,27	0,37	-0,11	-0,02	-0,71	0,20	-0,73
	zmiana stopy i poziom kursu	0,11	0,06	0,00	-0,05	-0,11	0,09	0,20	0,11	-0,09	-0,19	-0,24	-0,17	-0,22	0,23
Dane dotyczące kursu: t-2	poziom stopy i zmiana kursu	0,12	0,16	-0,15	0,07	-0,07	0,01	-0,39	0,05	0,26	0,11	0,07	-0,03	0,28	-0,12
	zmiana stopy i zmiana kursu	-0,04	0,01	-0,26	-0,20	-0,13	0,04	-0,05	0,08	0,19	-0,15	-0,26	0,02	0,10	-0,24
	dyspar. stóp i zmiana kursu	0,04	-0,04	-0,04	-0,04	0,21	0,03	0,10	0,01	0,17	0,08	0,05	-0,04	0,29	0,04
	dyspar. stóp i poziom kursu	0,02	0,75	0,45	0,38	0,45	-0,54	-0,51	0,18	0,64	0,05	0,10	-0,70	0,42	-0,74

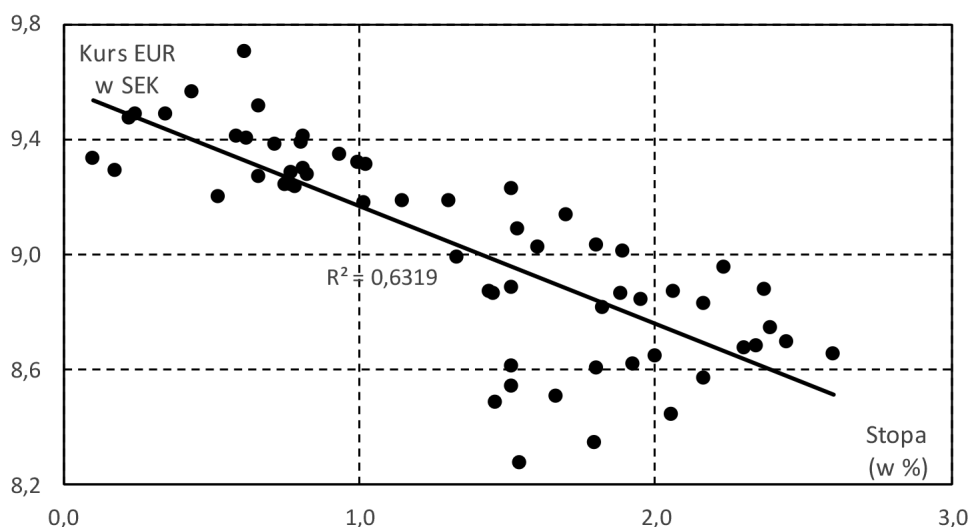
Zacieniono poziomy współczynniki o wartości bezwzględnej co najmniej 0,5.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu [2017].

w stosunku do stopy procentowej. W zależności od kraju i ujęcia oprocentowania (poziom lub dysparytet, realne lub nominalne) zależność ta kształtuje się bowiem odmiennie.

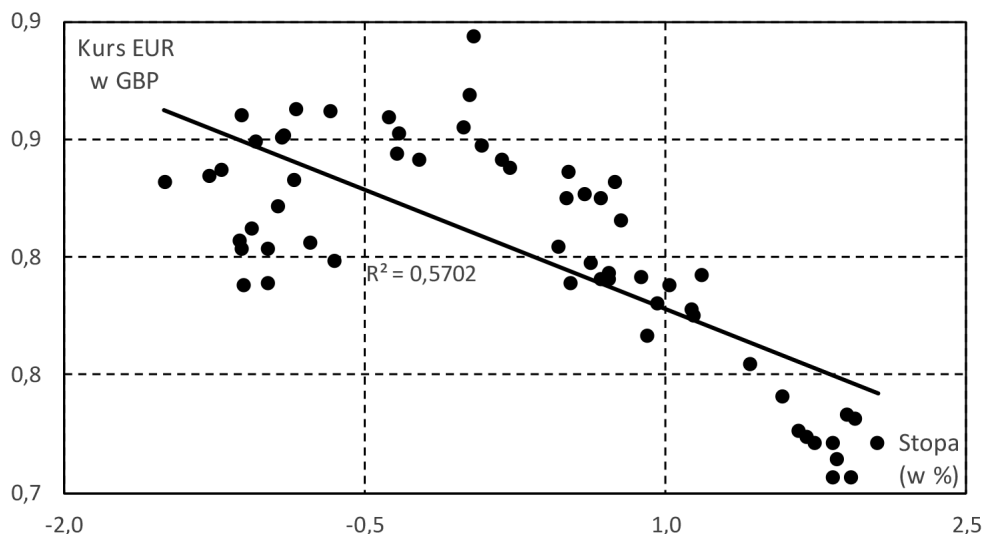
Charakterystycznym zjawiskiem dla współzależności między stopą długoterminową a kursem walutowym jest także znaczne zróżnicowanie jej znaku. Dotyczy to nie tylko różnych krajów, ale także poszczególnych miar oprocentowania w tej samej gospodarce – w Czechach, w Szwecji i na Węgrzech. Przykładowo, w przypadku korony czeskiej współczynnik korelacji dla stopy realnej lub dysparytetu stóp nominalnych względem strefy euro osiąga istotne (dochodzące do 0,77) wartości dodatnie, a już odnośnie do poziomu stopy nominalnej wynosi nawet 0,75.

Niemniej jednak, jeśli weźmie się pod uwagę wszystkie dane dotyczące oprocentowania długookresowego, to największe wartości bezwzględne współczynnika są charakterystyczne dla korelacji o ujemnym charakterze (choć przewaga ta jest niewielka). Dla stopy nominalnej są to zależności między poziomem oprocentowania a pułapem kursu w Szwecji, przy opóźnieniu danych dotyczących stopy o 2 miesiące w stosunku do relacji euro i korony (rys. 4), i na Węgrzech, przy opóźnieniu kursu o 2 miesiące. Jeśli idzie o oprocentowanie realne, to największą wartość bezwzględną współczynnika korelacji osiąga współzależność między wysokością stopy procentowej w Wielkiej Brytanii a poziomem kursu funta w tym samym miesiącu (rys. 5).



Rys. 4. Wykres punktowy zależności między wartością długoterminowej nominalnej stopy procentowej w Szwecji a poziomem kursu korony sprzed dwóch miesięcy w latach 2012-2016 (dla danych miesięcznych)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu [2017].

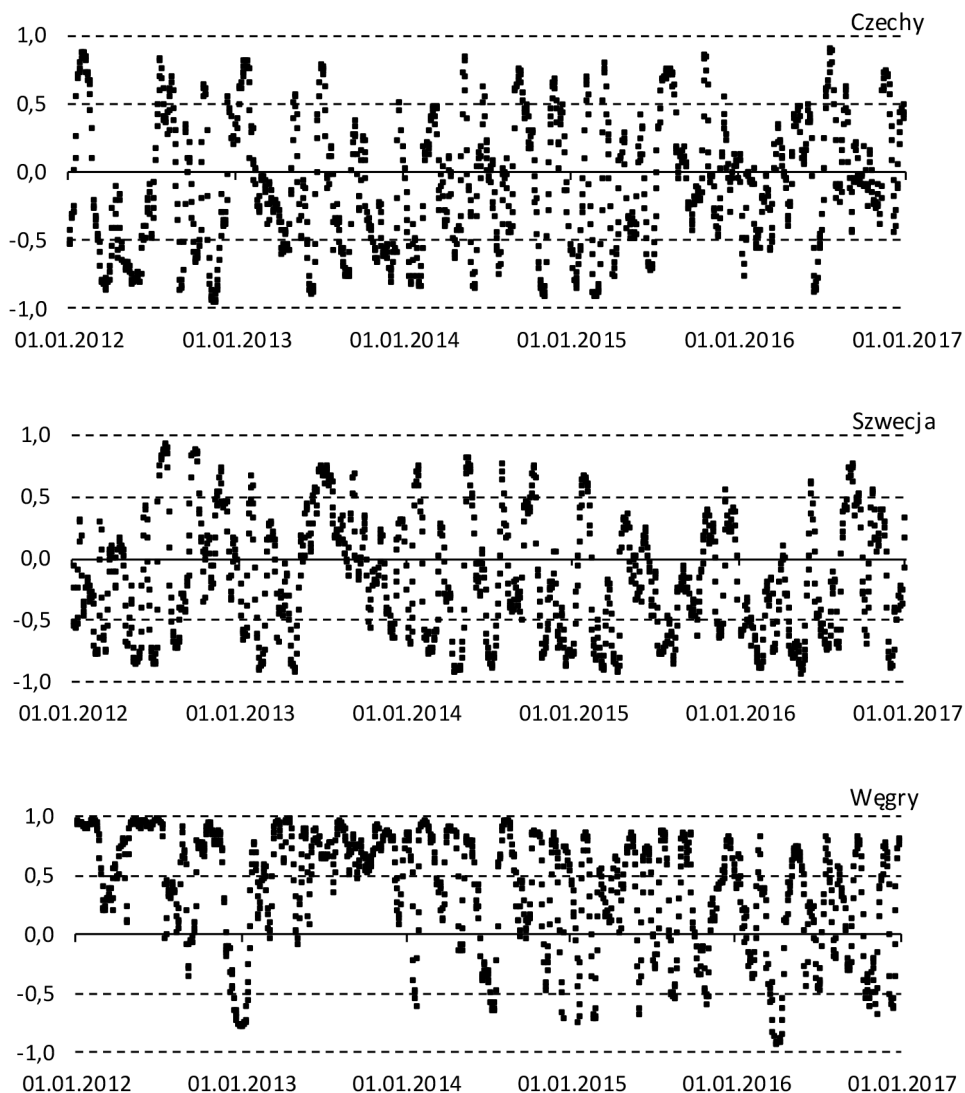


Rys. 5. Wykres punktowy zależności między wartością długoterminowej realnej stopy procentowej w Wielkiej Brytanii a poziomem kursu funta w tym samym miesiącu w latach 2012-2016 (dla danych miesięcznych)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu [2017].

Zróznicowanie znaków współczynników korelacji dla niektórych państw (Czech, Szwecji i Węgier) i wynikająca z tego niejednoznaczność związku między stopą procentową i kursem walutowym uzasadnia uzupełnienie badania o analizę kształtowania współzależności danych krótkookresowych, tj. szeregów czasowych obejmujących dzienne poziomy zmiennych. Ograniczono ją do oprocentowania nominalnego, gdyż to jego właśnie dotyczyło zjawisko przeciwnych znaków najwyższych wartości współczynników korelacji, a poddano jej okresy dwudziestu dni roboczych (czyli około jednego miesiąca kalendarzowego).

Takie podejście pozwoliło odnotować jedynie w odniesieniu do Węgier zdecydowanie większą częstotliwość okresów dodatniej i, co więcej, zazwyczaj silnej korelacji (rys. 6). Mimo że dla wszystkich analizowanych danych dziennych jej współczynnik wyniósł $-0,7$ (co jest siłą rzeczy pułapem zbliżonym do obliczonego dla danych miesięcznych), to w 51% przypadków współczynniki wyznaczone dla okresów dwudziestodniowych osiągały wartości równe lub wyższe niż $0,5$, w tym aż w 36% nie niższe niż $0,7$. W pozostałych dwóch krajach, tj. w Czechach i w Szwecji, częściej występowały z kolei okresy o silnie ujemnej korelacji. Współczynniki obliczane dla przedziałów dwudziestu dni roboczych były równe lub niższe od $-0,5$ odpowiednio w 23% i w 30% przypadków, a równe lub wyższe od $0,5$ – w 14% i 10% sytuacji.



Rys. 6. Współczynniki korelacji między dziennymi poziomami długoterminowej nominalnej stopy procentowej a dziennymi poziomami kursu euro względem pieniądza krajowego dla okresów dwudziestu dni roboczych w Czechach, w Szwecji i na Węgrzech w latach 2012-2016

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu [2017].

5. Wnioski

Uzyskane wyniki badań pozwalają na sformułowanie kilku konkluzji o charakterze ogólnym. Tendencją do zwiększania się wartości bezwzględnej współczynników

korelacji między miernikami stopy krótkoterminowej a kursem walutowym wraz ze wzrostem opóźnienia danych dotyczących relacji wymiennej pieniądza sygnalizuje, że w tym wypadku to raczej oprocentowanie kształtuje poziom kursu, a nie odwrotnie. Dokładniejszych analiz wymaga w tym kontekście stopa realna w Wielkiej Brytanii, gdzie występuje zjawisko przeciwne. Z kolei brak jednolitego czy nawet przeważającego kierunku zmiany siły korelacji przy korektach opóźnienia danych odnośnie do stopy długoterminowej wskazuje na występującą tu równowagę w sprzężeniu zwrotnym pomiędzy zmiennymi.

Na niejednoznaczność i brak ukierunkowania związku między oprocentowaniem długoterminowym a płynnym kursem walutowym w krajach Unii Europejskiej wskazuje także duże zróżnicowanie znaków współczynników korelacji – nie tylko jeśli się zestawi wyniki dla poszczególnych państw, ale nawet i w wypadku różnych miar stopy procentowej dla tej samej gospodarki. Co więcej, zmianę kierunku korelacji może powodować, jak w przytoczonym przypadku Węgier, również dezagregacja danych – z miesięcznych do dziennych – czy badanie krótszych okresów (dwudziestu dni roboczych zamiast pięcioletnich). Ta niejednoznaczność wydaje się wynikać z jednoczesnego występowania pomiędzy zmiennymi wskazywanych na początku podobnie silnych zależności o przeciwnych kierunkach i z nakładania się ich na siebie. Może ona również sugerować, że główne determinanty długoterminowych stóp procentowych leżą w sferze finansów publicznych, a nie na rynku walutowym, i że poziom relacji wymiennych poszczególnych pieniędzy narodowych kształtują przede wszystkim inne parametry niż ich oprocentowanie, w szczególności czynniki pozaekonomiczne, o charakterze psychologicznym, behawioralnym czy politycznym (por. [Michalczyk 2012a, s. 252-258; 2012b; 2016]). Natomiast jeśli idzie o stopę krótkookresową, to dominuje tu ujemny charakter współzależności z kursem euro względem walut narodowych, a wyjątek stanowi z kolei oprocentowanie realne w Czechach.

Analiza współczynników korelacji pozwoliła zidentyfikować przypadki krajów i stóp procentowych, gdzie widoczny jest szczególnie silny związek z relacją wymienną pieniądza narodowego w stosunku do euro. Niezależnie od rodzaju stopy i jej ujęcia, współzależność o znacznym natężeniu występuje w Czechach, na Węgrzech i w Szwecji. W Wielkiej Brytanii jest ona natomiast charakterystyczna tylko dla oprocentowania realnego – zarówno krótko-, jak i długoterminowego, a odnośnie do Polski – wyłącznie dla długookresowej stopy nominalnej. Na tych wskazanych przypadkach warto skupić uwagę, prowadząc dalsze badania związków pomiędzy zmiennymi – z użyciem bardziej rozbudowanych i zaawansowanych metod ilościowych i jakościowych. Występujące natomiast bez względu na przyjęty miernik i ujęcie stopy wyłącznie niewielkie poziomy współczynników korelacji między kursem kuny chorwackiej i leja rumuńskiego a ich oprocentowaniem sugerują, że mimo tylko umiarkowanie restrykcyjnego (jak wskazuje analiza wskaźnika ERV) podejścia władz do deklarowanej stabilizacji wartości tych walut, regularna obecność banków centralnych na rynku dewizowym istotnie osłabia współzależność między analizowanymi zmiennymi.

Literatura

- Barro R.J., 1997, *Makroekonomia*, PWE, Warszawa.
- Bilski J., 2006, *Międzynarodowy system walutowy*, PWE, Warszawa.
- Borowski J. (red.), 2004, *Raport na temat korzyści i kosztów przystąpienia Polski do strefy euro*, NBP, Warszawa.
- Burda M., Wyplosz Ch., 1995, *Makroekonomia. Podręcznik europejski*, PWE, Warszawa.
- Caves R.E., Frankel J.A., Jones R.W., 1998, *Handel i finanse międzynarodowe*, PWE, Warszawa.
- Chrabonszczewska E., Kalicki K., 1996, *Teoria i polityka kursu walutowego*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Copeland L.S., 1994, *Exchange rates and international finance*, Addison Wesley, Wokingham.
- Duwendag D., Ketterer K.H., Kusters W., Pohl R., Simmert D.B., 1995, *Teoria pieniądza i polityka pieniężna*, Poltext, Warszawa.
- ECB, 2016, *Convergence report June 2016*, Frankfurt am Main.
- Eurostat, 2017, *Database*, <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> (23.01.2017).
- Jurek M., 2007, *Dostosowanie polskiego systemu kursowego do zasad mechanizmu kursowego ERM II*, Bank i Kredyt, nr 5, s. 15-35.
- Michalczyk W., 2012a, *Ewolucja polityki walutowej w Polsce po roku 1989 w perspektywie przystąpienia do strefy euro*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław.
- Michalczyk W., 2012b, *Specyfika dywergencji stóp procentowych w Unii Europejskiej*, [w:] Bilski J., Kłysik-Urzesek A. (red.), *Globalne aspekty kryzysu strefy euro*, Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica nr 273, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 253-266.
- Michalczyk W., 2015, *Skala fluktuacji kursu złotego wobec wybranych walut w latach 2009-2014 – analiza danych empirycznych*, [w:] Janicka M. (red.), *Współczesne problemy finansów międzynarodowych*, Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica nr 317, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 115-130.
- Michalczyk W., 2016, *Zależności pomiędzy kursem złotego względem euro a wybranymi zmiennymi makroekonomicznymi w latach 2011-2015*, [w:] Drelich-Skulska B., Domiter M., Michalczyk J. (red.), *Wolny handel i szybki rozwój. Współczesne priorytety w gospodarce światowej*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu nr 448, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław, s. 193-205.
- Mishkin F.S., 2015, *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, Pearson, London.
- Najlepszy E., 2000, *Zarządzanie finansami międzynarodowymi*, PWE, Warszawa.
- Rymarczyk J. (red.), 2010, *Międzynarodowe stosunki gospodarcze*, PWE, Warszawa.
- Świerkocki J., 2004, *Zarys międzynarodowych stosunków gospodarczych*, PWE, Warszawa.