



Łukasz Goczek

Uniwersytet Warszawski
Wydział Nauk Ekonomicznych
Katedra Makroekonomii i Teorii Handlu Zagranicznego
lgoczek@wne.uw.edu.pl

Dagmara Mycielska

Uniwersytet Warszawski
Wydział Nauk Ekonomicznych
Katedra Makroekonomii i Teorii Handlu Zagranicznego
dmycielska@wne.uw.edu.pl

ANALIZA KONWERGENCJI STÓP PROCENTOWYCH W POLSCE I CZECHACH W KONTEKŚCIE WEJŚCIA DO UGW

Streszczenie: Celem artykułu¹ jest analiza konwergencji stóp procentowych strefy euro oraz dwóch krajów-członków UE z derogacją w kwestii przyjęcia euro – Polski i Czech. Teoria integracji postuluje występowanie pełnej konwergencji stóp procentowych w długim okresie. Oznacza to zatem, iż ewentualna premia za ryzyko powinna maleć w czasie. W artykule postawiono hipotezę, iż następuje konwergencja nominalna między strefą euro a Polską i Czechami, lecz jej tempo jest bardzo słabe. Uzyskane wyniki wskazują, iż w przypadku Polski premia za ryzyko maleje, jednak pozostaje dodatnia. W przypadku Czech dane postulują stałą, dodatnią premię za ryzyko. Hipoteza jest weryfikowana za pomocą modeli wektorowej korekty błędem (VECM).

Słowa kluczowe: konwergencja stóp procentowych, premia za ryzyko, Polska, Czechy.

Wprowadzenie

Teoria integracji walutowej przewiduje, że oczekiwania uczestnictwa danego kraju we wspólnym obszarze walutowym, takim jak Unia Gospodarczo-Walutowa (UGW), powinny znajdować odzwierciedlenie w konwergencji stóp procentowych. Według tej hipotezy oczekiwanie sukcesu integracji powinno się przekładać na wiarę w stabilność systemu finansowego danego kraju. Skutki tych oczekiwań powinny być widoczne w wielu aspektach makroekonomicznych

¹ Artykuł został przygotowany w ramach projektu „Zakres swobody prowadzenia polityki pieniężnej w kontekście integracji z UGW: przypadek krajów z derogacją” finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki, przyznanych decyzją nr 2013/09/D/HS4/01051.

gospodarki integrujących się krajów – w szczególności powinno to dotyczyć konwergencji stóp procentowych, inflacji oraz zmniejszania premii za ryzyko w stosunku do wspólnego obszaru walutowego [Goczek i Mycielska, 2014]. Jeżeli premia za ryzyko wykazuje ujemny trend lub niewielką wariancję, może to być traktowane jako argument za zdyskontowaniem oczekiwań wejścia do unii monetarnej [Goczek i Mycielska, 2013].

W przeciwieństwie do tego twierdzenia ostatni kryzys finansowy w krajach strefy euro unaoczniał, że peryferyjne kraje strefy euro mogą nie stanowić optymalnego obszaru walutowego [Goczek, 2012]. Niewątpliwie wpłynęło to na znaczne przewartościowanie ryzyka na rynkach kredytowych w tych krajach, co zaowocowało silnym zróżnicowaniem stóp procentowych, np. w przypadku wyceny obligacji poszczególnych gospodarek. Wydaje się zatem interesujące, jak kryzys finansowy wpłynął na konwergencję stóp procentowych w krajach dopiero kandydujących do strefy euro.

Zgodnie z oszacowaniami Damodarana [www 1] Polska oraz Czechy charakteryzują się dodatnią premią za ryzyko, najniższą spośród krajów-członków EU z derogacją w kwestii wprowadzenia euro, a dodatkowo ma ona zbliżoną wartość (1,65% dla Polski i 1,43% dla Czech). Jednak perspektywa włączenia tych gospodarek do UGW powinna znajdować odzwierciedlenie w zmniejszaniu się tej premii. Innymi słowy, ta malejąca wysokość premii za ryzyko może być traktowana jako postępująca nominalna konwergencja stóp procentowych. Celem artykułu jest zatem porównanie tempa konwergencji stóp procentowych pomiędzy UGW a Polską oraz pomiędzy UGW a Czechami. W artykule postawiono hipotezę, że następuje konwergencja nominalna w obu krajach, lecz jej tempo jest bardzo słabe, przez co premia za ryzyko jest dodatnia. Tę hipotezę weryfikowano za pomocą dwóch modeli wektorowej korekty błędem (VECM) dla kointegracji stanów ustalonych relacji trzymiesięcznych stóp procentowych na rynkach międzybankowych w wymienionych krajach i UGW. Użyto danych dziennych dla lat 2001-2014.

W pierwszej części artykułu przedstawiono metodologię badania empirycznego. W części drugiej zaprezentowano wyniki.

1. Metodologia

Występowaniem premii za ryzyko zwykle tłumaczy się zawodność niepokrytego parytetu stóp procentowych w badaniach empirycznych. Wówczas zróżnicowanie stóp procentowych między dwoma krajami nie jest wyjaśniane jedy-

nie oczekiwaną zmianą kursu, ale także poprzez wysokość premii za ryzyko. Występowanie premii za ryzyko, dodatniej czy ujemnej, może być interpretowane jako brak pełnej substytucyjności aktywów bądź walut dwóch gospodarek. W kontekście integracji gospodarczej i walutowej niska lub wyraźnie malejąca premia za ryzyko może świadczyć o wysokim stopniu zaawansowania procesu integracji. Będzie to wynikało z jednej strony z malejącego ryzyka politycznego, także z drugiej z pogłębiającej się integracji finansowej i silniejszego strumienia przepływów kapitałowych między gospodarkami. W efekcie będzie postępowała konwergencja stóp procentowych, postulowana przez teorię integracji. Do pomiaru premii za ryzyko można zatem zastosować odchylenie faktycznych stóp rynkowych od niepokrytego parytetu stóp procentowych.

Na potrzeby analizy przedstawionej w artykule postawiono tezę, że w przypadku badanych gospodarek premia za ryzyko jest dodatnia i malejąca w czasie. Występowanie takiej zależności można stwierdzić weryfikując hipotezę o istnieniu wektora kointegrującego, będącego stacjonarną kombinacją krajowych i zagranicznych stóp procentowych, z uwzględnieniem kursu wymiany walut obu krajów. Analiza kointegracji wymaga użycia szeregów czasowych typu I(1). Wyniki testów stacjonarności KPSS przeprowadzonych dla szeregów czasowych użytych w badaniu potwierdziły, iż poziomy wszystkich szeregów czasowych są niestacjonarne.

Rozważano trzy szeregi czasowe danych, tworzące wektor X_t dany przez:

$$\mathbf{X}_t = \begin{pmatrix} r \\ r^* \\ d \end{pmatrix}_t \quad (1)$$

gdzie r_t oznacza krajową stopę procentową, r^*_t – zagraniczną stopę procentową, zaś d_t – zmianę kursu walutowego. Na podstawie tych trzech szeregów utworzono model wektorowo-autoregresyjny o następującym równaniu:

$$\mathbf{X}_t = \Pi_0 + \Pi_1 t + \sum_{i=1}^K \Pi_i \mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (2)$$

gdzie błąd $\mathbf{u}_t \sim N(0, \sigma^2)$ nie wykazuje autokorelacji, wektor danych \mathbf{X}_t ma wymiar $p \times T$, Π_i to macierz współczynników deterministycznych (stałych i trendu) o wymiarze $p \times p$. Jeżeli zmienne są niestacjonarne o stopniu integracji równym 1, to równanie (2) można przekształcić do formy wektorowej korekty błędem:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Pi^* \mathbf{X}_{t-1}^* + \sum_{i=1}^{K-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{u}_t \quad (3)$$

gdzie:

$$\mathbf{X}_{t-1}^* = (\mathbf{X}_{t-1}, 1, t)', \Pi^* = (\Pi, \Pi_0, \Pi_1), \Pi = \sum_{i=1}^K \Pi_i - I \text{ oraz } \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^K \Pi_j.$$

Dla zwiększenia przejrzystości wywodu połączono wyrażenia opóźnione i wyrażenia deterministyczne. Przy założeniu, że $\mathbf{X}_t \sim I(1)$ oraz $\mathbf{u}_t \sim I(0)$, macierz Π musi mieć zredukowany rząd, aby równanie (3) było zbilansowane. Jeżeli Π ma zredukowany rząd, to istnieją macierze α i β o wymiarach $p \times r$ takie, że $\Pi = \alpha\beta'$, a równanie (3) można zapisać w formie z uwzględnioną dekompozycją macierzy mnożników długookresowych:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \alpha\beta' \mathbf{X}_{t-1}^* + \sum_{i=1}^{K-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{u}_t \quad (4)$$

Zakładając zredukowany rząd macierzy, β jest macierzą kointegrującą, składającą się z r wektorów kointegrujących, które można interpretować jako długookresowe zależności. Wektory kointegrujące są stacjonarnymi liniowymi kombinacjami zmiennych, które same w sobie są niestacjonarne. Taki wektor kointegrujący może mieć formę parytetu stóp procentowych. Jeżeli rząd macierzy Π jest równy 1, oznacza to, że istnieje pojedynczy wektor kointegrujący, a β' ma wymiar $1 \times p + 2$ (dodatkowo stała i trend). Wówczas można zapisać:

$$\beta' \mathbf{X}_{t-1}^* = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4) \begin{pmatrix} 1 \\ t \\ r_t \\ r_t^* \\ d_t \end{pmatrix} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 r_t + \beta_3 r_t^* + \beta_4 d_t \quad (5)$$

Jeżeli w badaniu empirycznym stóp procentowych rzeczywiście zostanie stwierdzony rząd równy 1, oznacza to, że istnieje pojedynczy wektor kointegrujący stopy procentowe w dwóch obszarach walutowych.

Można argumentować, że zależność ta prawdopodobnie nie ma charakteru dwukierunkowego (nie ma własności sprzężenia zwrotnego, lecz ma charakter jednokierunkowy). Z teoretycznego punktu widzenia jest bowiem bardzo prawdopodobne, że w przypadku małej gospodarki otwartej (a za takie przyjmuje się Polskę i Czechy) stopy procentowe krajowe zależą od stóp zagranicznych, ponieważ ze względu na stopień integracji finansowej mała gospodarka otwarta prawdopodobnie przyjmuje stopy procentowe z za granicy.

Istnienie tych zależności w formie jednostronnej lub obustronnej mogą potwierdzić testy parametryczne dotyczące współczynników macierzy oraz testy egzogeniczności blokowej Grangera. Istotność i znak poszczególnych współczynników z macierzy wskazuje, która ze zmiennych i w jaki sposób reaguje na nierównowagę względem wektora kointegrującego.

Z kolei postać równania kointegrującego umożliwi analizę dodatkowych hipotez dotyczących natury relacji stopy krajowej i zagranicznej. Oczekuje się bowiem, że rynek międzybankowy w mniejszym kraju o słabszym poziomie rozwoju gospodarczego i finansowego będzie się charakteryzował wyższą premią za ryzyko. Zjawisko to może być modelowane za pomocą stałej w równaniu kointegrującym. Jednocześnie można postulować, że ze względu na spodziewaną akcesję Czech i Polski do UGW oraz trwającą od lat 90. XX w. postępującą integrację finansową długookresowe stopy procentowe ulegają konwergencji. Zjawisko to może być modelowane za pomocą trendu liniowego w równaniu kointegrującym.

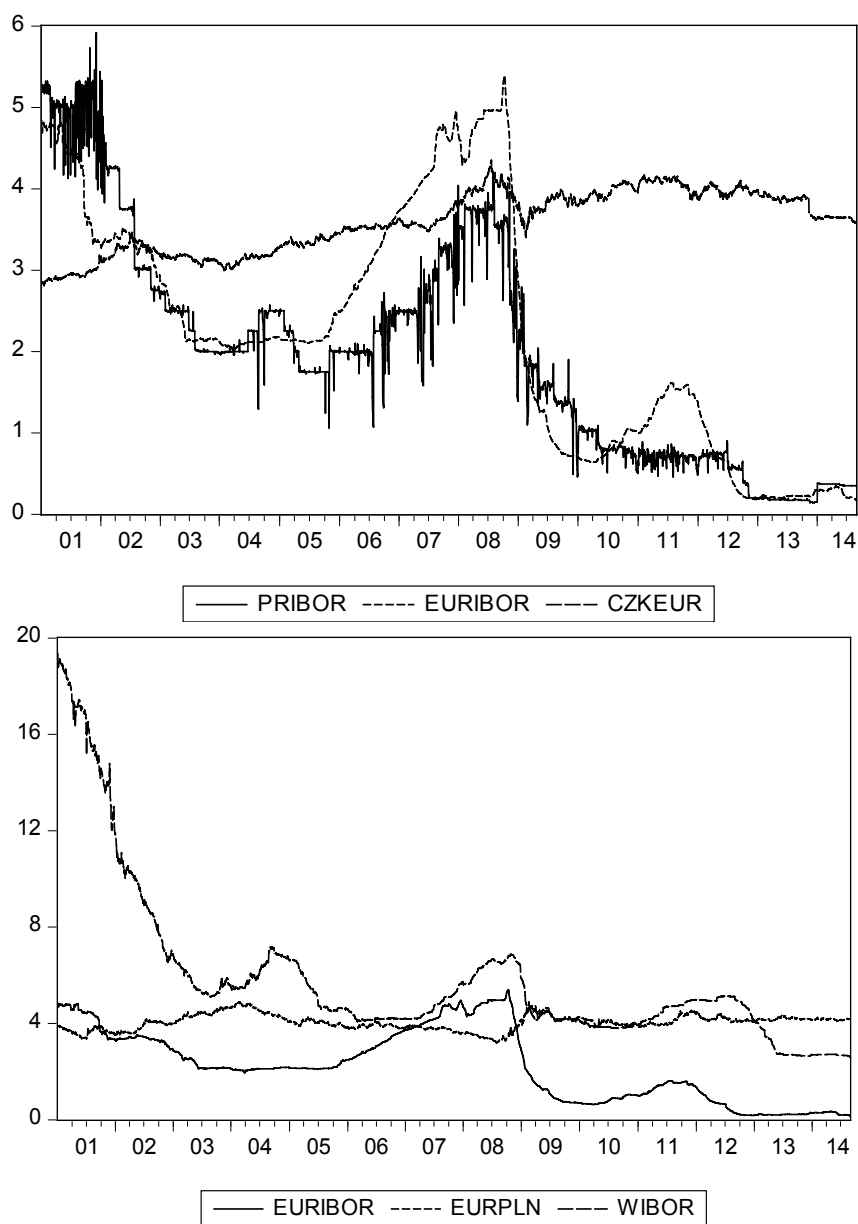
Podsumowując, hipotezy parametryczne można przedstawić w postaci następującej listy:

1. H_0 : *istnieje długookresowa zależność między stopami procentowymi i kursem walutowym w Czechach i w strefie euro.*
2. H_0 : $\beta_0 \leq 0$ – *brak premii za ryzyko w Polsce/Czechach.*
3. H_0 : $\beta_1 < 0$ – *istnienie konwergencji stóp procentowych pomiędzy Polską/Czechami a strefą euro.*

W kolejnej części artykułu zaprezentowano i omówiono wyniki badania empirycznego.

2. Wyniki badania empirycznego

W badaniu empirycznym wykorzystano szeregi czasowe stóp procentowych rynków międzybankowych. Przyjmuje się, iż krótkookresowe stopy procentowe rynku międzybankowego są dobrym przybliżeniem realizacji polityki pieniężnej [Bernanke i Blinder, 1992]. W badaniu zastosowano notowania dzienne dla trzymiesięcznych stóp procentowych WIBOR, PRIBOR oraz EURIBOR, a także zmian kursów euro względem złotego i korony czeskiej w latach 2001-2014. Dane te przedstawiono na rys. 1.



Rys. 1. Trzymiesięczne stopy procentowe rynków międzybankowych (WIBOR, PRIBOR, EURIBOR) oraz kwotowania kursów euro względem złotego i korony czeskiej

Źródło: Opracowanie własne.

Przed wykonaniem głównego badania przeprowadzono testy przyczynowości w sensie Grangera, których wyniki zawarto w tabeli 1. Opierając się na nich, stwierdzono brak podstaw do odrzucenia hipotezy, że stopa PRIBOR oraz WIBOR nie powodują w sensie Grangera stopy EURIBOR. Jednocześnie stwierdzono, że hipotezę zerową "EURIBOR nie powoduje WIBOR (PRIBOR) w sensie Grangera" należy odrzucić. Wyniki te wskazują, że pomiędzy stopami procentowymi na obu obszarach walutowych istnieje zależność jednostronna, tzn. EURIBOR jest przyczyną WIBORu i PRIBORu, zaś w drugą stronę zależność nie zachodzi. Tak też uszeregowano zmienne w kolejnych modelach.

Tabela 1. Wyniki testu przyczynowości Grangera

Hipoteza zerowa – Czechy	Prob.	Hipoteza zerowa – Polska	Prob.
EURIBOR nie powoduje w sensie Grangera PRIBOR	0,0003	EURIBOR nie powoduje w sensie Grangera WIBOR	0,0000
PRIBOR nie powoduje w sensie Grangera EURIBOR	0,0867	WIBOR nie powoduje w sensie Grangera EURIBOR	0,0990
EURCZK nie powoduje w sensie Grangera PRIBOR	0,0702	EURPLN nie powoduje w sensie Grangera PRIBOR	0,0000
PRIBOR nie powoduje w sensie Grangera EURCZK	0,1698	WIBOR nie powoduje w sensie Grangera EURPLN	0,0071
EURCZK nie powoduje w sensie Grangera EURIBOR	0,2863	EURPLN nie powoduje w sensie Grangera EURIBOR	0,2110
EURIBOR nie powoduje w sensie Grangera EURCZK	0,4371	EURIBOR nie powoduje w sensie Grangera EURPLN	0,2590

Źródło: Obliczenia własne.

Następnie przeprowadzono wspomniane wcześniej testy KPSS dotyczące badania istnienia pierwiastka jednostkowego. Przeprowadzono badania zarówno przy założeniu stacjonarności, jak i przy założeniu trendostacjonarności. Ponieważ wyniki w obu przypadkach były praktycznie identyczne, w tabeli 2 zaprezentowano wyniki wyłącznie dla pierwszego założenia. Test KPSS wybrano ze względu na większą moc niż bardziej popularnego testu ADF. Wyniki tego badania przedstawiono w tabeli 2. Wskazują one, że wszystkie szeregi stóp procentowych oraz stóp zmian kursu mają charakter $I(1)$ na poziomie 5%, tj. są niestacjonarne w poziomach, a stacjonarne w różnicach.

Test kointegracji Johansena z równaniem kointegrującym ze stałą i trendem wykazał istnienie pojedynczych relacji kointegrujących przy dużej istotności statystycznej (wartości graniczne 0,0172 dla braku relacji oraz 0,4728 dla pojedynczej relacji w przypadku Polski oraz odpowiednio 0,0025 i 1,0000 w przypadku Czech). Oznacza to, że nie ma podstaw do odrzucenia pierwszej hipotezy omawianego badania, stwierdzającej, iż *istnieje długookresowa zależność między stopami procentowymi i kursem walutowym w Czechach, Polsce i w strefie euro.*

Tabela 2. Wyniki testów stacjonarności KPSS

Wyszczególnienie		EURIBOR	EURCZK	EURPLN	PRIBOR	WIBOR
Wartość statystyki testowej KPSS dla zmiennej w poziomach		3,811128	6,223870	0,515038	5,344265	3,831825
Asymptotyczne wartości krytyczne	1%	0,739000	0,739000	0,739000	0,739000	0,739000
	5%	0,463000	0,463000	0,463000	0,463000	0,463000
	10%	0,347000	0,347000	0,347000	0,347000	0,347000
Wartość statystyki testowej KPSS dla zmiennej w różnicach		0,182733	0,189519	0,050352	0,059650	0,045482
Asymptotyczne wartości krytyczne	1%	0,739000	0,739000	0,739000	0,739000	0,739000
	5%	0,463000	0,463000	0,463000	0,463000	0,463000
	10%	0,347000	0,347000	0,347000	0,347000	0,347000
Stopień integracji zmiennej przy 1% istotności		I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Źródło: Obliczenia własne.

Uzyskanie potwierdzenia występowania relacji kointegrującej pozwoliło oszacować dwa modele wektorowej korekty błędem z równaniem kointegrującym ze stałą i trendem, co odpowiadało hipotezom badawczym przedstawionym wcześniej. Wyniki oszacowań współczynników równań kointegrujących w modelach VECM (macierze bet) przedstawiono w tabeli 3, natomiast wyniki współczynników dostosowań zmiennych do relacji kointegrujących w modelach VECM (macierze alf) przedstawiono w tabeli 4.

Tabela 3. Wyniki oszacowań równań kointegrujących w modelach VECM (macierze bet)

Czechy		Polska	
	-1		-1
PRIBOR		WIBOR	
EURIBOR	0,796751 (0,12851) [6,19979]	EURIBOR	3,683899 (0,74037) [4,97576]
Δ EURCZK	-1,343544 (0,56388) [-2,38267]	Δ EURPLN	-10,26471 (2,62089) [-3,91650]
TREND	-0,000494 (0,00027) [-1,86103]	TREND	-0,003583 (0,00090) [-3,99003]
Stała	4,120345	Stała	5,36637

* Błędy standardowe podano w nawiasach okrągłych, statystyki t w nawiasach kwadratowych.

Źródło: Obliczenia własne.

Na podstawie wyników przedstawionych w tabeli 3 można stwierdzić, iż w obydwu krajach premia za ryzyko jest dodatnia, przy czym w Polsce jest ona wyższa niż w Czechach o jeden punkt procentowy. Najbardziej interesujące z punktu widzenia celu analizy wydają się różnice w oszacowaniach trendu. Po pierwsze, wyniki sugerują, iż w przypadku Czech nie można odrzucić hipotezy, iż premia za ryzyko jest stała i konwergencja stóp nie następuje. W przypadku Polski uzyskano ujemne oszacowanie współczynnika trendu, co oznacza występowanie malejącego trendu, a tym samym konwergencję nominalnych stóp procentowych między Polską a strefą euro. Niemniej jednak oszacowany współczynnik jest stosunkowo niski, choć istotny statystycznie. Należy jednak podkreślić, iż wartość oszacowania trendu jest wyższa, niż uzyskana w podobnym badaniu o krótszym okresie analizy [Goczek i Mycielska, 2013]. Oznacza to prawdopodobnie, że trend nominalnej konwergencji w przypadku Polski przyspieszył. Uzyskane oszacowanie pozwala sądzić, że poziom czeskiej premii za ryzyko Polska osiągnie na początku 2016 r.

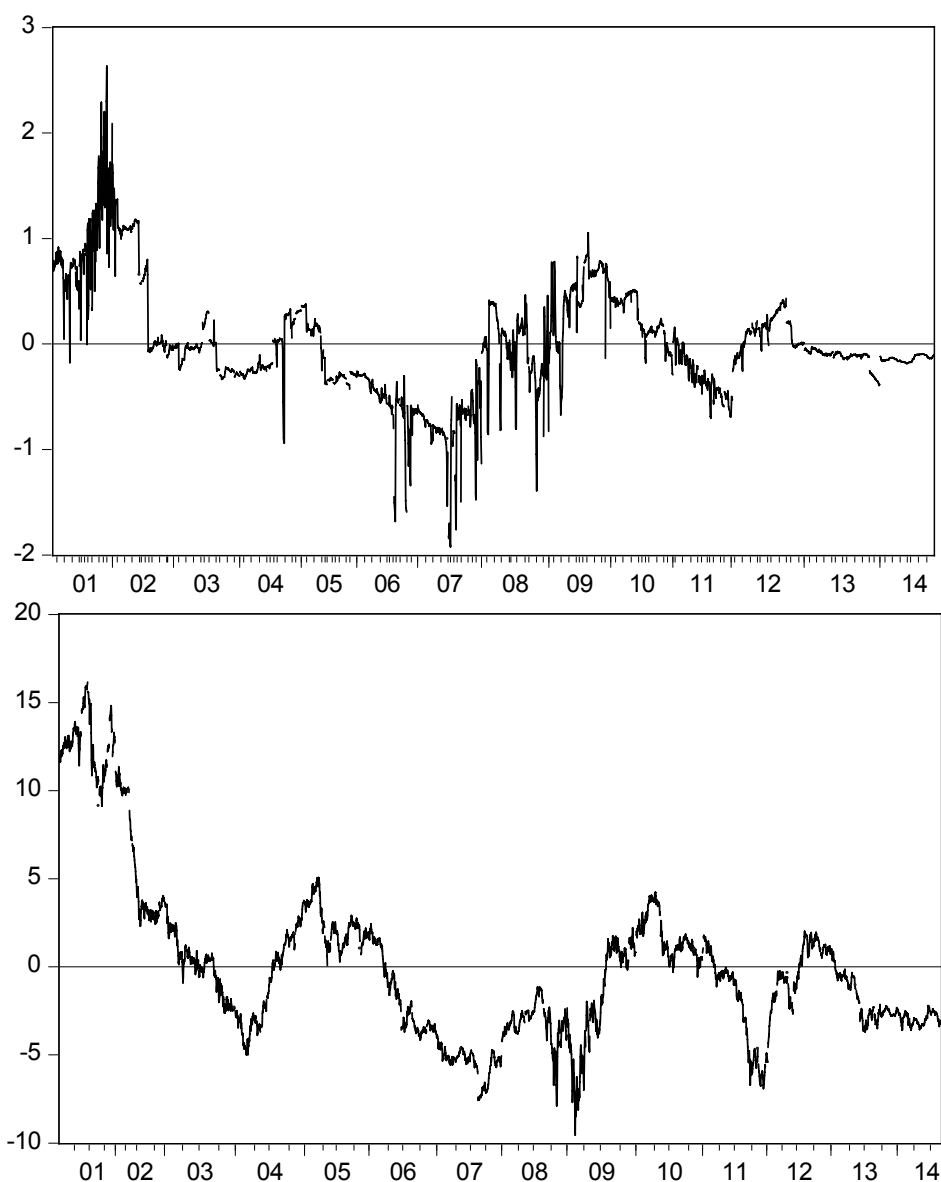
Tabela 4. Wyniki oszacowań współczynników korekty błędem w modelach VECM (macierze alfa)

Równanie dla zmiennej	D(PRIBOR)	D(EURIBOR)	D(Δ EURCZK)
(model dla Czech)	-0.024742 (0.00768) [-3.22273]	0.000474 (0.00102) [0.46583]	- 0.003096 (0.00131) [-2.36785]
Równanie dla zmiennej	D(WIBOR)	D(EURIBOR)	D(Δ EURPLN)
(model dla Polski)	-0.004118 (0.00193) [-2.13411]	0.020704 (0.00417) [4.96210]	-0.003347 (0.00097) [-3.45088]

* Błędy standardowe podano w nawiasach okrągłych, statystyki t w nawiasach kwadratowych.

Źródło: Obliczenia własne.

Analiza współczynników dostosowań nie przyniosła ważnych informacji w kontekście celu badania, niemniej potwierdzono brak wpływu stóp procentowych analizowanych gospodarek na dostosowania stóp procentowych w strefie euro zgodnie z oczekiwaniem. Wielkość oszacowanych parametrów korekty błędem wskazuje, że w przypadku PRIBORu połowa odchylenia od relacji kointegrującej jest likwidowana w ciągu 64 dni, zaś w przypadku WIBORu – w ciągu nieco ponad 13 miesięcy. Wynik ten wskazuje na znacznie silniejszą integrację czeskiego rynku finansowego z rynkiem strefy euro, niż powiązanie rynków finansowych – polskiego i europejskiego. Poza tym nie stwierdzono żadnych nieprawidłowych własności reszt poza heteroskedastycznością wywołaną grupowaniem wariancji, co wydaje się niewielkim problemem przy symetryczności reszt modelu.



Rys. 2. Reszty z równań kointegracyjnych: Czechy (panel górny) i Polska (panel dolny)

Źródło: Obliczenia własne.

Rysunek 2 przedstawia wykresy obu szeregów reszt z równania kointegrującego. Jego analiza dostarcza trzech obserwacji. Po pierwsze, zgodnie z wynikami testów kointegracja wydaje się zachowana. Po drugie, początkowe lata

analizowanego okresu, tzn. lata 2001-2003, to wyraźny etap formowania się tej relacji i stabilizacji makroekonomicznej obu gospodarek. Być może wyłączenie tego okresu z próby skutkowałoby oszacowaniami silniej przemawiającymi na korzyść stawianej hipotezy, niemniej jednak wówczas trend konwergencji stóp procentowych prawdopodobnie byłby jeszcze słabszy. Po trzecie, oszacowana relacja jest znacznie mniej stabilna w Czechach niż w Polsce, co szczególnie widać w okresie kryzysu finansowego. Rynek międzybankowy Czech jest znacznie mniej płynny, co można zaobserwować w długich „świecach” i skokowych wahanach stóp procentowych, zwłaszcza w latach 2007-2010.

Podsumowanie

Celem niniejszego artykułu była prezentacja wyników analizy konwergencji stóp procentowych między strefą euro a dwoma gospodarkami UE – przyszłymi członkami UGW, tj. Polską i Czechami. Zgodnie z teorią integracji walutowej spodziewane wprowadzenie wspólnej waluty na danym obszarze walutowym kształtuje oczekiwania uczestników rynku, czego odzwierciedleniem powinna być postępująca zbieżność stóp procentowych. Podobnie na zróżnicowanie stóp procentowych powinna oddziaływać pogłębiająca się integracja rynków finansowych. Wynika z tego, iż wraz z oczekiwaniem zakończenia procesu integracji walutowej powinna następować konwergencja stóp procentowych integrujących się obszarów walutowych.

Uzyskane wyniki potwierdzają występowanie relacji długookresowej między stopami rynku międzybankowego analizowanych krajów a strefą euro, co można interpretować jako dowód na postępującą integrację gospodarczą Polski i Czech ze strefą euro. Wyniki potwierdzają także występowanie w przypadku obu krajów dodatniej premii za ryzyko w wysokości 4,12% dla Czech i 5,37% dla Polski. Co ciekawe, uzyskane wyniki wskazują, iż w przypadku Czech ta premia jest stała i na podstawie danych nie da się wykluczyć, iż nie występuje konwergencja stóp procentowych między Czechami a strefą euro. W przypadku Polski stwierdzono malejące tempo dostosowań, niemniej jest ono tak niskie, iż mimo istotności statystycznej jego znaczenie ekonomiczne jest niewielkie.

Literatura

- Bernanke B., Blinder A. (1992), *The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission*, "American Economic Review", No 82, s. 901-921.
- Goczek Ł. (2012), *Przyczyny kryzysu fiskalnego w Unii Europejskiej* [w:] Józef M. Fiszler (red.), *Bilans polskiego przewodnictwa w Radzie Unii Europejskiej*, Instytut Studiów Politycznych PAN, Warszawa.
- Goczek Ł., Mycielska D. (2014), *Gotowi na euro? Badanie empiryczne faktycznej swobody polskiej polityki pieniężnej*, „Bank i Kredyt”, nr 45(3), s. 267-290.
- Goczek Ł., Mycielska D. (2013), *VECM Approach to Interest Rate Convergence* [w:] J. Górski, K. Opolski (red.), *Perspektywy integracji ekonomicznej i walutowej w gospodarce światowej. Dokąd zmierza strefa euro? Where Is the Eurozone Heading?* Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego – Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- [www 1] http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/New_Home_Page/datafile/ctryprem.html, Country Default Spreads and Risk Premiums 2014 (dostęp: 3.09.2014).

CONVERGENS OF INTEREST RATES IN POLAND AND CZECH BEFORE ACCESSION TO EMU

Summary: This paper aims at examining the degree of the long-run interest rate convergence in the context of Poland's and Czech's accession to EMU. From this point of view it is frequently argued that the expectations of country's monetary integration should manifest themselves in long-run interest rate convergence. At the same time this implies falling risk premiums. In this paper we raise the question of the actual speed of such convergence and question the existence of this phenomenon in Poland and Czech Republic. The main hypothesis of the article is verified using a VECM model of uncovered interest rate parity.

Keywords: interest rates convergence, risk premium, Poland, Czech Republic.