

JAKUB BOROWSKI\*  
KRYSTIAN JAWORSKI\*\*

---

## **Globalny kryzys finansowy a koszty utraty autonomii monetarnej w wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej**

### **Wstęp**

Globalny kryzys finansowy spowodował silne wahania aktywności gospodarczej w czterech krajach Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW-4), w których prowadzona jest niezależna polityka stopy procentowej w ramach systemu płynnego kursu walutowego (Czechy, Polska, Rumunia, Węgry). W II kwartale 2013 r., a więc niemal po pięciu latach od rozpoczęcia kryzysu, poziom aktywności mierzony produktem krajowym brutto w Czechach, Rumunii i na Węgrzech nie przekroczył wielkości odnotowanej w III kw. 2008 r. (zob. rys. 1). W analizowanym okresie w Czechach i na Węgrzech wystąpiły dwa, a w Rumunii trzy epizody recesji, rozumianej jako spadek sezonowo wyrównanego realnego PKB odnotowany w kolejnych dwóch kwartałach. Oddziaływały one w kierunku wzrostu zmienności dochodów gospodarstw domowych i konsumpcji, a tym samym w kierunku zmniejszenia dobrobytu<sup>1</sup>.

Można postawić tezę, że zmienność ogólnego poziomu produkcji obserwowana w krajach EŚW-4 w pierwszej fazie kryzysu (w latach 2008–2009) byłaby istotnie większa, gdyby kraje te należały do strefy euro i tym samym nie dysponowały niezależną polityką stopy procentowej i systemem płynnego kursu walutowego jako narzędziami pozwalającymi ograniczać wpływ negatywnych wstrząsów zewnętrznych na krajową aktywność gospodarczą. Banki centralne krajów

---

\* dr Jakub Borowski – Katedra Ekonomii II, Szkoła Główna Handlowa; e-mail: jborow@sgh.waw.pl

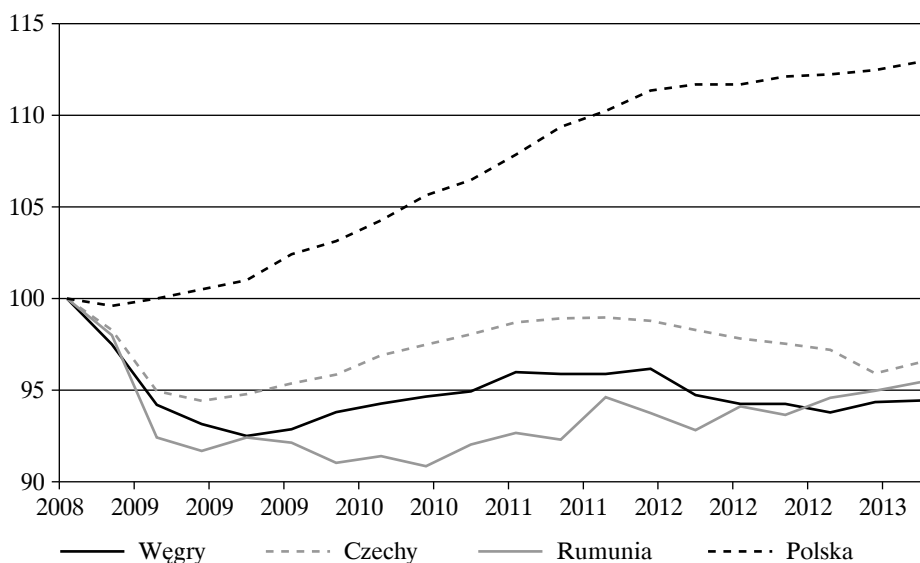
\*\* mgr Krystian Jaworski – ekonomista w Credit Agricole S.A.; e-mail: krystian.jaworski@gmail.com

<sup>1</sup> Lucas wskazuje, że w przypadku gospodarstw domowych charakteryzujących się awersją do ryzyka wahania konsumpcji wokół jej długookresowej ścieżki mają negatywny wpływ na ich dobrobyt, rozumiany jako użyteczność osiągnana przez reprezentatywne gospodarstwo domowe z łącznej konsumpcji osób należących do tego gospodarstwa w okresie całego życia. Por. Lucas (1987) oraz Romer (2001).

EŚW-4 dokonały znaczącego obniżenia nominalnych stóp procentowych, co oddziaływało w kierunku ich spadku w ujęciu realnym, obniżenia kosztu kapitału i zwiększenia popytu krajowego. Ponadto w analizowanym okresie nastąpił silny wzrost globalnej awersji do ryzyka, znajdujący odzwierciedlenie w gwałtownym odpływie kapitału portfelowego z rynków obligacji i akcji w krajach należących do tzw. rynków wschodzących. Przyczyniło się to do silnego osłabienia walut krajów EŚW-4 i poprawy ich konkurencyjności cenowej, pozwalając na częściową absorpcję negatywnego wstrząsu w postaci spadku popytu zewnętrznego. Innymi słowy, w początkowej fazie kryzysu waluty krajów EŚW-4 osłabiały się głównie dlatego, że inwestorzy wyprzedawali ryzykowne aktywa, a nie z powodu obniżek krajowych stóp procentowych przez banki centralne (ze względu na obniżki stóp na rynkach bazowych dysparytet krótkoterminowych stóp w krajach EŚW-4 nie ulegał istotnym zmianom). Wniosek ten potwierdzają wyniki badań empirycznych przeprowadzonych z wykorzystaniem modelu DSGE dla małej gospodarki otwartej (Brzoza-Brzezina, Makarski, Wesołowski 2012). Wskazują one, że w hipotetycznym scenariuszu uczestnictwa Polski w strefie euro począwszy od I kw. 2007 r. zmienność PKB byłaby znacznie wyższa (jego roczna dynamika oscylowałaby pomiędzy  $-6\%$  a  $9\%$ ) niż w wariantcie utrzymania autonomii monetarnej (od  $0\%$  do  $6\%$ ). Przeprowadzona przez autorów historyczna dekompozycja PKB wskazuje również, że obserwowany w pierwszej fazie kryzysu silny wzrost premii za ryzyko był głównym źródłem pozytywnego wstrząsu popytowego w polskiej gospodarce i umożliwił uniknięcie recesji.

### Rysunek 1

Wyrównany sezonowo indeks realnego PKB w krajach EŚW-4 (III kw. 2008 r. = 100)



W drugiej fazie kryzysu, która przypadła na lata 2012–2013, struktura impulsu monetarnego (kanał kursowy *versus* kanał stopy procentowej) była odmienna od tej, którą obserwowano w latach 2008–2009. Odmienność tę dobrze ilustruje przykład Polski, gdzie dysparytet stóp procentowych uległ znacznie silniejszemu obniżeniu, co wynikało głównie z niemożności zrealizowania dalszych obniżek stóp procentowych w strefie euro, w której osiągnęły one poziom zbliżony do zera (zob. rys. 2). Z kolei kurs złotego osłabił się znacznie mniej niż w pierwszej fazie kryzysu, co wynikało z utrzymującego się w tym okresie wzrostu popytu na ryzykowne aktywa. Głównym źródłem tego popytu był realizowany przez część banków centralnych, w tym w szczególności przez Rezerwę Federalną USA, program ilościowego rozluźnienia w polityce pieniężnej, polegający na skupie aktywów (obligacji skarbowych i obligacji powstałych w wyniku sekurytyzacji należności z tytułu udzielonych kredytów hipotecznych), utrzymywanym na stałym miesięcznym poziomie (*large scale asset purchases* – LSAP). Ponadto zastosowana przez Rezerwę Federalną zapowiedź utrzymywania stopy funduszy federalnych na poziomie zbliżonym do zera „przez dłuższy czas” (tzw. *forward guidance*) sprzyjała utrzymywaniu się niskich rentowności długoterminowych obligacji, zwiększając tym samym popyt na wyżej oprocentowany dług krajów należących do grupy rynków wschodzących. W efekcie mimo silnego obniżenia stopy referencyjnej NBP kurs złotego nie uległ istotnemu osłabieniu. Ograniczało to skuteczność antycyklicznej polityki monetarnej, która w małej gospodarce otwartej wpływa na poziom aktywności głównie poprzez pośrednie oddziaływanie na kurs walutowy (Demchuk, Łyziak, Przystupa, Sznajderska 2011). Co więcej, analizy dotyczące skuteczności niekonwencjonalnych narzędzi polityki monetarnej zastosowanych przez Rezerwę Federalną wskazują, że zarówno *forward guidance*, jak i LSAP przyczyniły się do istotnego obniżenia długoterminowych stóp procentowych w USA i ograniczenia skali spowolnienia wzrostu gospodarczego (Williams 2011). Wyniki tych badań sygnalizują zatem wysokie prawdopodobieństwo ponownego zastosowania tych narzędzi w przypadku kolejnego epizodu silnego i długotrwałego obniżenia aktywności gospodarczej w gospodarkach rozwiniętych.

Można argumentować, że silniejsze złagodzenie polityki monetarnej w Polsce w latach 2012–2013 mogłoby spowodować znaczące osłabienie kursu złotego, zwiększające skuteczność antycyklicznej polityki pieniężnej. Dalsze złagodzenie polityki monetarnej oznaczałoby jednak istotny wzrost ryzyka dla stabilności polskiego systemu finansowego. Można wskazać na dwa źródła tego ryzyka. Po pierwsze, głębokie obniżki stóp procentowych oddziaływałyby w kierunku zwiększenia ich krótkoterminowej zmienności, a w konsekwencji zwiększenia wahań cen aktywów (m.in. kursu walutowego, cen obligacji), które mają zwykle niekorzystny wpływ na wzrost gospodarczy i stabilność systemu finansowego. Po drugie, silne zmniejszenie nominalnego kosztu pieniądza może – w warunkach tzw. iluzji pieniężnej – destabilizować system finansowy poprzez znaczący odpływ depozytów terminowych gospodarstw domowych w sektorze bankowym w kierunku bardziej ryzykownych aktywów (np. jednostek funduszy inwestycyjnych) lub znaczny wzrost popytu na kredyt dla gospodarstw domowych. Relatywnie niskie

nominalne oprocentowanie kredytów rodziłoby ryzyko – zwłaszcza w przypadku szybkiego podniesienia stóp procentowych do ich pierwotnego poziomu – pogorszenia jakości portfela tych kredytów i wyników finansowych sektora bankowego, co miałyby niekorzystny wpływ na działalność kredytową w dłuższym okresie. W konsekwencji RPP zaakceptowała późniejszy niż określony przez horyzont oddziaływania polityki pieniężnej powrót inflacji do celu inflacyjnego. Było to zgodne ze strategią bezpośredniego celu inflacyjnego, w ramach której stabilność systemu finansowego jest – obok utrzymywania stabilności cen – strategicznym celem banku centralnego (RPP 2012).

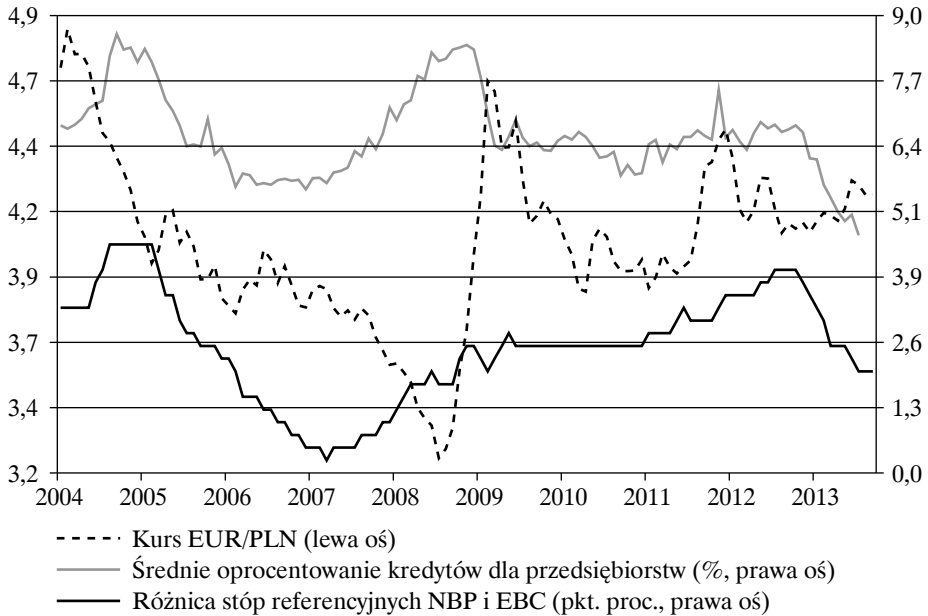
Doświadczenia związane z prowadzeniem polityki pieniężnej w Polsce w drugiej fazie kryzysu wskazują zatem, że w okresie silnego ilościowego rozluźnienia polityki pieniężnej przez główne banki centralne oddziaływanie krajowej polityki stopy procentowej na kurs walutowy i aktywność w małej gospodarce otwartej o statusie rynku wschodzącego może ulec silnemu osłabieniu. Innymi słowy, w warunkach silnych, długotrwałych, negatywnych i jednocześnie globalnych wstrząsów popytowych reakcja kursu waluty krajowej na poziom krajowej luki popytowej (fazy cyklu koniunktury) może być wyraźnie słabsza niż w okresie, w którym światowa gospodarka charakteryzuje się umiarkowaną zmiennością. Niniejsze badanie stanowi próbę potwierdzenia tej tezy w odniesieniu do krajów EŚW-4. Jej pozytywna weryfikacja oznaczałaby, że w warunkach długotrwałych wstrząsów, wymuszających na bankach centralnych krajów rozwiniętych prowadzenie polityki zerowej stopy procentowej połączonej z ilościowym rozluźnieniem monetarnym, absorpcyjna funkcja systemu płynnego kursu walutowego w krajach EŚW-4 jest znacznie ograniczona. W konsekwencji długofalowy koszt utraty autonomii monetarnej w tych krajach po ich ewentualnym przystąpieniu do strefy euro będzie mniejszy niż oceniano przed globalnym kryzysem finansowym (Borowski 2011).

W celu weryfikacji hipotezy o malejącym wpływie krajowej luki popytowej na kurs walutowy krajów EŚW-4 zbudowano osiem analogicznych modeli ekonometrycznych – po dwa modele dla każdego z czterech wymienionych krajów, które zostały oszacowane na dwóch różnych próbach (pełnej i skróconej). Zmienną objaśnianą w każdym z modeli stanowi nominalny kurs walutowy danego państwa względem euro. Zmiany kursu uzależniono od wahań krajowej luki popytowej oraz zmiennych odzwierciedlających globalną awersję do ryzyka (indeksy giełdowe oraz długoterminowe stopy procentowe).

Analiza składa się z czterech części. W pierwszej części obliczono luki popytowe w krajach EŚW-4 i określono stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych w gospodarkach krajów EŚW-4 i strefy euro. W części drugiej przedstawiono wyniki estymacji modeli ekonometrycznych objaśniających zmiany kursów walut krajów EŚW-4 względem euro. Część trzecia zawiera omówienie wniosków z modelowania tych kursów na pełnej próbie (I kw. 2000 – II kw. 2013). W części czwartej przedstawiono wyniki estymacji na skróconej próbie (IV kw. 2005 – II kw. 2013). W podsumowaniu zawarto wnioski z przedstawionych rozważań.

Rysunek 2

**Kurs EUR/PLN, średnie oprocentowanie kredytów dla przedsiębiorstw (%) oraz różnica stóp referencyjnych NBP i EBC (pkt. proc.) w latach 2004–2013**



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych NBP i Reuters.

## **1. Wyznaczenie luk popytowych oraz określenie stopnia synchronizacji cykli koniunktury krajów EŚW-4 i strefy euro**

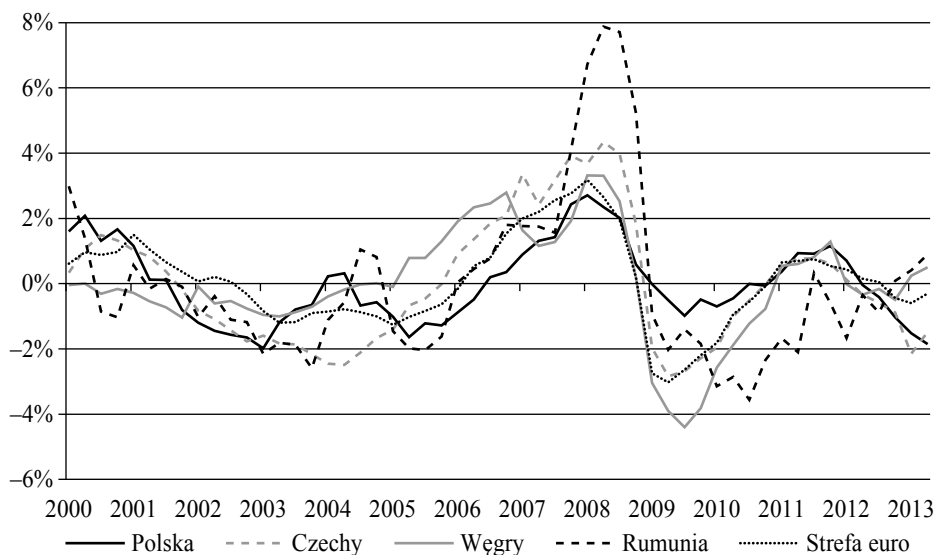
Pierwszym krokiem analizy było obliczenie luki popytowej dla każdego z krajów EŚW-4 oraz strefy euro w latach 2000–2013. W tym celu posłużyliśmy się filtrem spektralnym Hodricka-Prescotta (HP). Algorytm przyjętej przez nas metody jest następujący. W pierwszej kolejności zlogarytmowano odsezonowane realne poziomy PKB w gospodarkach objętych analizą. Następnie, używając filtru HP (parametr  $\lambda = 1600$ , dane kwartalne), wyznaczono trend szeregu czasowego PKB (Hodrick, Prescott 1997). Odejmując od rzeczywistych wartości PKB wartość trendu, uzyskano wahania cykliczne PKB.

W literaturze (Gächter, Riedl, Ritzberger-Grünwald 2012) spotyka się interpretację trendu PKB uzyskanego za pomocą filtru HP jako potencjalny PKB, a wahania cykliczne obliczone w powyższy sposób jako lukę popytową (odchylenie rzeczywistego PKB od potencjalnego). W ciągu kilku ostatnich kwartałów

widoczne jest (zob. rys. 3) rozejście się luk popytowych w ramach krajów EŚW-4. Luka popytowa Węgier oraz Rumunii zwiększa się, z kolei komponenty cykliczne w Polsce oraz Czechach odnotowują coraz niższe, ujemne wartości (w Czechach nastąpiło odwrócenie tej tendencji w II kw. 2013 r.).

**Rysunek 3**

**Cykliczne komponenty PKB w krajach EŚW-4 i strefie euro (% potencjalnego PKB)**



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

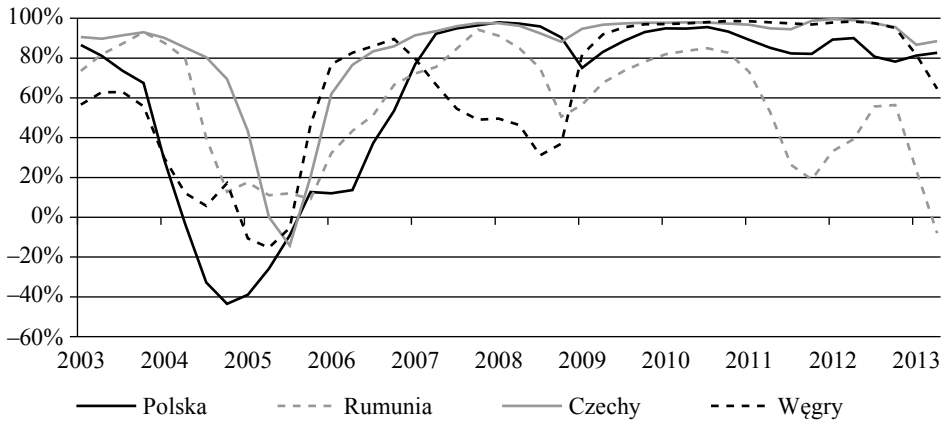
Następnym krokiem analizy było obliczenie trzyletniej ruchomej korelacji pomiędzy wahaniami cyklicznymi PKB w strefie euro i każdym z krajów EŚW-4. Wyniki wskazują na bardzo ścisłą albo umiarkowaną silną współzależność wahań cyklicznych w ramach każdej z par: strefa euro i wybrane państwo regionu. Dla przykładu przeciętne współczynniki korelacji w 2009 r. wyniosły 97% dla Czech, 92% dla Węgier, 85% dla Polski oraz 69% dla Rumunii (zob. rys. 4). Z upływem czasu uległy jednak obniżeniu i w II kw. 2013 r. wyniosły 89% dla Czech, 65% dla Węgier, 83% dla Polski oraz jedynie -8% dla Rumunii.

W konsekwencji wyraźnie osłabiła się również współzależność wahań cyklicznych w ramach EŚW-4, co znalazło odzwierciedlenie w tendencji spadkowej wskaźników korelacji ilustrujących zbieżność cykli koniunktury pomiędzy tymi krajami. W II kw. 2013 r. wysoki współczynnik korelacji kroczącej odnotowano jedynie w przypadku pary Polska-Czechy (94%). W pozostałych przypadkach współczynniki te nie przekraczały 50%, a dla par Polska-Rumunia i Czechy-Rumunia były wyraźnie ujemne (zob. rys. 5).

W przypadku Rumunii średniookresowa korelacja wahań cyklicznych sygnalizuje obecnie brak cyklicznej zbieżności ze strefą euro. W pozostałych krajach wskaźniki korelacji – mimo spadku – sugerują nadal wysoką zbieżność wahań

**Rysunek 4**

**Współczynniki kroczącej 3-letniej korelacji cyklicznych komponentów PKB w krajach ESW-4 i strefie euro**

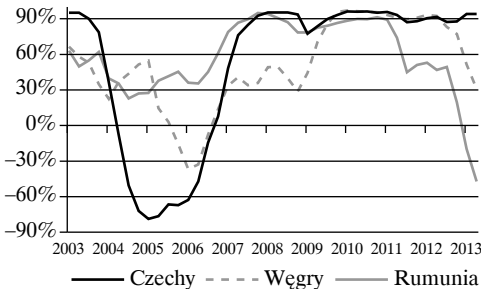


Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

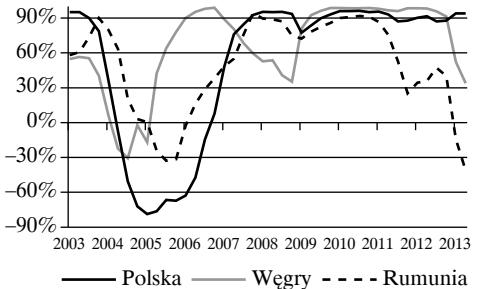
**Rysunek 5**

**Współczynniki kroczącej 3-letniej korelacji cyklicznych komponentów PKB w krajach ESW**

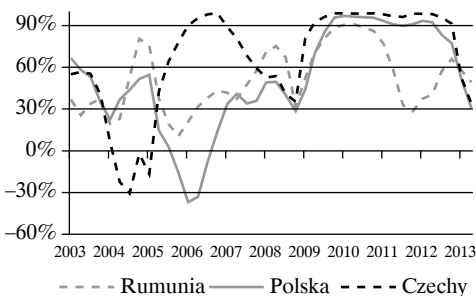
**5a) Polska wobec pozostałych krajów ESW-4**



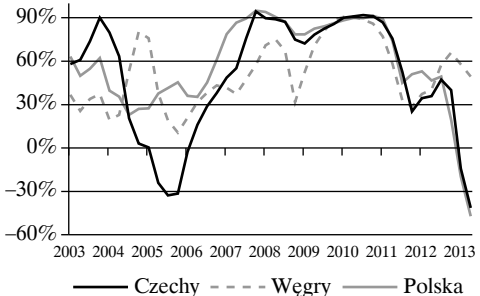
**5b) Czechi wobec pozostałych krajów ESW-4**



**5a) Węgry wobec pozostałych krajów ESW-4**



**5b) Rumunia wobec pozostałych krajów ESW-4**



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

koniunktury. Do zmniejszenia siły cyklicznych powiązań krajów EŚW-4 ze strefą euro przyczyniły się w znacznym stopniu czynniki krajowe o charakterze przejściowym, których wpływ w dłuższej perspektywie powinien się zmniejszyć. Wśród takich czynników można wymienić:

- Stopniowe wygasanie pozytywnego wpływu funduszy strukturalnych przyznanych krajom EŚW-4 w ramach unijnej perspektywy finansowej na lata 2007–2013.
- Odnotowany w latach 2012–2013 silny napływ kapitału portfelowego na rynki obligacji w tzw. gospodarkach wschodzących, do czego w znacznym stopniu przyczyniła się realizacja przez Rezerwę Federalną trzeciego programu ilościowego rozluźnienia w polityce pieniężnej. Czynnikiem ten oddziaływał w kierunku umocnienia walut krajów EŚW-4 w fazie silnego spowolnienia wzrostu ich gospodarek, ograniczając tym samym skuteczność luźnej polityki monetarnej realizowanej w tych krajach.
- Różne co do skali, a nawet co do kierunku zmiany stopnia restrykcyjności polityki fiskalnej w analizowanych gospodarkach. Zgodnie z szacunkami Komisji Europejskiej (baza danych Ameco) w latach 2010–2012 zmiana stopnia restrykcyjności polityki fiskalnej w strefie euro oraz w Czechach, Polsce, Rumunii i na Węgrzech (mierzona wzrostem relacji strukturalnego salda sektora finansów publicznych do PKB) wyniosła odpowiednio 2,6, 0,8, 4,6 i 2,6 pkt. proc.

## **2. Modele ekonometryczne kursów walut krajów EŚW-4 względem euro**

Następnym krokiem analizy było zbudowanie modeli ekonometrycznych objaśniających zmiany kursu każdej z czterech walut krajów EŚW-4 (złoty, forint, korona oraz lej) względem euro (odpowiednio EUR/PLN, EUR/HUF, EUR/CZK oraz EUR/RON). Każdy z modeli zbudowano na danych kwartalnych obejmujących okres I kw. 2000 r. – II kw. 2013 r. (z korektą wynikającą z dostępności danych dla poszczególnych państw). Wśród zmiennych objaśniających, oddziałujących na zmiany nominalnych kursów walutowych, należy wyróżnić czynniki krajowe (reprezentowane przez wahania obliczonej wyżej luki popytowej) oraz czynnik zagraniczny w postaci globalnej awersji do ryzyka. Jest on reprezentowany przez zmiany indeksów giełdowych (lokalnych lub światowych) oraz długoterminowych stóp procentowych (rentowność lokalnych obligacji 10-letnich lub ich *spread* względem obligacji niemieckich). Zmienne finansowe użyte podczas modelowania (kursy walutowe, indeksy giełdowe oraz rentowność obligacji) zostały przekształcone do częstotliwości kwartalnej poprzez uśrednienie dziennych poziomów zamknięcia w danym kwartale. Wybór ostatecznej postaci funkcyjnej (wybór opóźnienia elementu cyklicznego oraz odpowiedniego zestawu wskaźników reprezentujących nastroje globalne) każdego z czterech modeli został dokonany w wyniku minimalizacji kryteriów informacyjnych i maksymalizacji wartości współczynnika determinacji  $R^2$ .



Zmiennymi objaśniającymi zmienność kursu EUR/PLN użytymi w modelu (zob. tab. 1) są: komponent cykliczny uzyskany za pomocą filtru HP opóźniony o dwa kwartały (PL\_GDP\_CYCLE(-2)), przeciętna wartość indeksu S&P500 w danym kwartale (S\_P), pierwsze różnice *spreadu* między rentownością benchmarkowych 10-letnich obligacji polskich oraz niemieckich (d(PL10YT-DE10YT)). Model obejmuje przedział czasowy pomiędzy I kw. 2000 r. oraz II kw. 2013 r. (54 kwartały) – taki okres został podyktowany dostępnością danych dotyczących rentowności obligacji polskich. Wszystkie zmienne w modelu są statystycznie istotne przy poziomie istotności równym 0,01. Znaki stojące przy każdej ze zmiennych są zgodne z teorią ekonomii (wpływ poszczególnych zmiennych na zmiany kursu zostanie dokładnie omówiony po przedstawieniu wszystkich czterech modeli).

**Tabela 1**

**Oszacowania parametrów w modelu objaśniającym zmienność kursu EUR/PLN**

Zmienna objaśniana: EUR/PLN		
	a) pełna próba	b) krótsza próba
	2000Q1–2013Q2	2005Q4–2013Q2
	54 obserwacje	31 obserwacji
Zmienne objaśniające	Współczynnik kierunkowy (empiryczny poziom istotności)	
PL_GDP_CYCLE(-2)	-0,100142	-0,068155
	(0,001)	(0,1213)
S_P	-0,000663	-0,000638
	(0,0009)	(0,0253)
D(PL10YT – DE10YT)	0,182485	0,131668
	(0,0012)	(0,4651)
C	4,802708	4,81386
	(0,000)	(0,000)
Współczynnik R <sup>2</sup>	61,30%	23,5%

Źródło: Opracowanie własne.

Zmiennymi objaśniającymi zmienność kursu EUR/HUF użytymi w modelu (zob. tab. 2) są: komponent cykliczny uzyskany za pomocą filtru HP opóźniony o dwa kwartały (HU\_GDP\_CYCLE(-2)), wartość węgierskiego indeksu giełdowego BUX w danym kwartale (BUX), *spread* między rentownością benchmarkowych 10-letnich obligacji węgierskich oraz niemieckich (HU10YT-DE10YT). Model obejmuje przedział czasowy pomiędzy III kw. 2003 r. oraz II kw. 2013 r. (40 kwartałów) – taki okres został podyktowany dostępnością danych dotyczących rentowności obligacji węgierskich. Wszystkie zmienne w modelu (poza luką popytową) są statystycznie istotne przy poziomie istotności równym 0,05 (zmienna HU\_GDP\_CYCLE jest istotna przy poziomie istotności równym 0,1). Znaki stojące przy każdej ze zmiennych są zgodne z teorią ekonomii.

**Tabela 2**

**Oszacowania parametrów w modelu objaśniającym zmienność kursu EUR/HUF**

Zmienna objaśniana: EUR/HUF		
	a) pełna próba	b) krótsza próba
	2003Q3–2013Q2	2005Q4–2013Q2
	40 obserwacji	31 obserwacji
Zmienne objaśniające	Współczynnik kierunkowy (empiryczny poziom istotności)	
HU_GDP_CYCLE(-2)	-1,548505 (0,0965)	-1,685136 (0,1083)
BUX	-0,000838 (0,0339)	-0,000356 (0,7546)
HU10YT-DE10YT	11,20049 (0,000)	9,983908 (0,0026)
<i>C</i>	201,4373 (0,000)	218,0003 (0,000)
Współczynnik $R^2$	65,70%	64,4%

Źródło: Opracowanie własne.

Zmiennymi objaśniającymi zmienność kursu EUR/CZK użytymi w modelu (zob. tab. 3) są: komponent cykliczny uzyskany za pomocą filtru HP opóźniony o trzy kwartały (CZ\_GDP\_CYCLE(-3)), wartość czeskiego indeksu giełdowego PX w danym kwartale (CZIDX), rentowność benchmarkowych 10-letnich obligacji czeskich (CZ10YT). Model obejmuje przedział czasowy między II kw. 2000 r. oraz II kw. 2013 r. (53 kwartały) – taki okres został podyktowany dostępnością danych dotyczących rentowności obligacji czeskich. Wszystkie zmienne w modelu są statystycznie istotne przy poziomie istotności równym 0,01. Znaki stojące przy każdej ze zmiennych są zgodne z teorią ekonomii.

Zmiennymi objaśniającymi zmienność kursu EURRON użytymi w modelu (zob. tab. 4) są: komponent cykliczny uzyskany za pomocą filtru HP opóźniony o trzy kwartały (RO\_GDP\_CYCLE(-3)), wartość rumuńskiego indeksu giełdowego BET w danym kwartale (BET), *spread* pomiędzy rentownością benchmarkowych 10-letnich obligacji rumuńskich oraz niemieckich (RO10YT-DE10YT). Model obejmuje przedział czasowy między IV kw. 2003 r. oraz II kw. 2013 r. (40 kwartałów) – taki okres został podyktowany dostępnością danych dotyczących rentowności obligacji rumuńskich. Wszystkie zmienne w modelu są statystycznie istotne przy poziomie istotności równym 0,01. Znaki stojące przy każdej ze zmiennych są zgodne z teorią ekonomii.

Graficzne porównanie rzeczywistych wartości zmiennych objaśnianych z wartościami teoretycznymi uzyskanymi na podstawie naszych obliczeń (zob. rys. 6)

**Tabela 3**  
**Oszacowania parametrów w modelu objaśniającym zmienność kursu EUR/CZK**

Zmienna objaśniana: EUR/CZK		
	a) pełna próba	b) krótsza próba
	2000Q2–2013Q2	2005Q4–2013Q2
	53 obserwacje	31 obserwacji
Zmienne objaśniające	Współczynnik kierunkowy (empiryczny poziom istotności)	
CZ_GDP_CYCLE(-3)	-0,552083	0,017632
	(0,0026)	(0,9022)
CZIDX	-0,002459	-0,002354
	(0,0048)	(0,0107)
CZ10YT	1,80331	0,033439
	(0,000)	(0,9214)
C	23,24528	23,34108
	(0,000)	(0,000)
Współczynnik $R^2$	65,40%	22,9%

Źródło: Opracowanie własne.

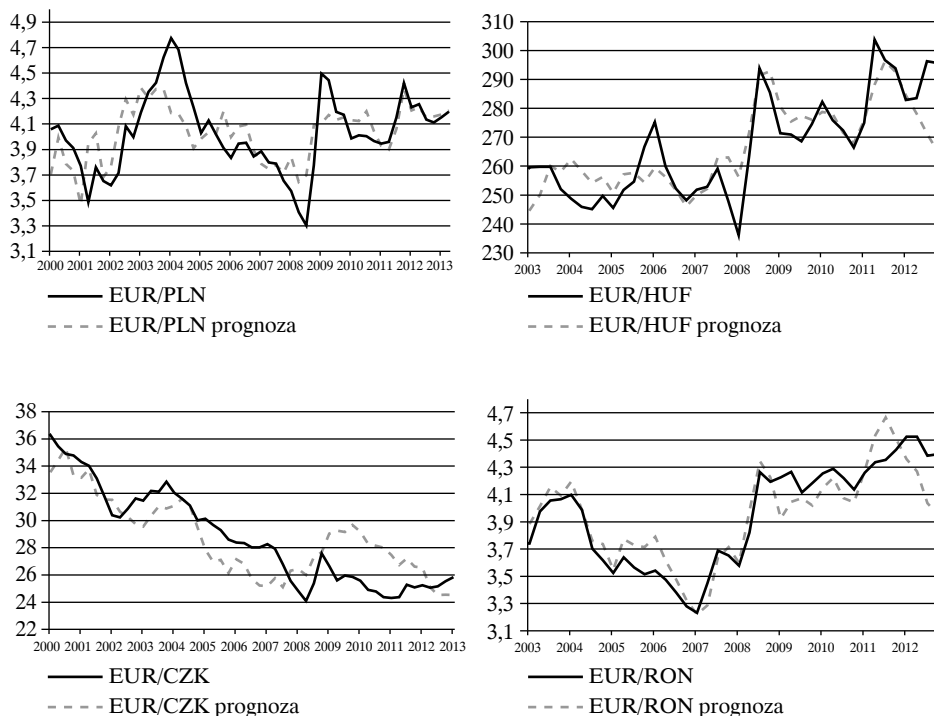
**Tabela 4**  
**Oszacowania parametrów w modelu objaśniającym zmienność kursu EUR/RON**

Zmienna objaśniana: EUR/RON		
	a) pełna próba	b) krótsza próba
	2003Q4 – 2013Q2	2005Q4 – 2013Q2
	40 obserwacji	31 obserwacji
Zmienne objaśniające	Współczynnik kierunkowy (empiryczny poziom istotności)	
RO_GDP_CYCLE(-3)	-0,051945	-0,055656
	(0,000)	(0,000)
BET	-0,0000463	-0,000126
	(0,0067)	(0,0008)
RO10YT-DE10YT	0,213779	0,114493
	(0,000)	(0,0161)
C	3,24879	4,204353
	(0,000)	(0,000)
Współczynnik $R^2$	80,10%	83,1%

Źródło: Opracowanie własne.

wskazuje, że modele dostatecznie dobrze wyjaśniają zmienność kursów walutowych. Taki wniosek potwierdzają również współczynniki determinacji  $R^2$ , które osiągnęły wartości powyżej 60%.

**Rysunek 6**  
**Kursy EUR/PLN, EUR/HUF, EUR/CZK i EUR/RON**  
**oraz ich wartości teoretyczne uzyskane na podstawie modeli**



Źródło: Opracowanie własne.

### 3. Wnioski z modelowania kursów walutowych na pełnej próbie

Podsumowując, we wszystkich modelach współczynniki stojące przy komponentcie cyklicznym (luce popytowej) są ujemne, tym samym pozwalając na pozytywne zweryfikowanie naszej hipotezy mówiącej, że rosnąca (bardziej dodatnia) luka popytowa wpływa na umocnienie krajowej waluty. W krajach ze swobodnym przepływem kapitału należy spodziewać się dodatniej zależności pomiędzy fazą cyklu koniunkturalnego a siłą krajowej waluty. Wzrost (spadek) elementu cyklicznego PKB zwiększa (zmniejsza) prawdopodobieństwo zacieśniania (rozluźniania) polityki pieniężnej i aprecjacji (deprecjacji) waluty krajowej. Należy również pamiętać, że efekt ten zachodzi z pewnym opóźnieniem czasowym. W przypadku Polski i Węgier opóźnienie reakcji kursu walutowego wynosi dwa kwartały, a w przypadku Czech i Rumunii – trzy kwartały.

Ujemna wartość współczynnika stojącego przy indeksach giełdowych oznacza, że ich wzrost powoduje aprecjację lokalnej waluty względem euro. Tę zależność należy interpretować następująco: poprawa nastrojów na rynkach (obrazowana wzrostem indeksu giełdowego – światowego bądź lokalnego) oddziałuje w kierunku zmniejszenia awersji do ryzyka, w wyniku czego większym zainteresowaniem wśród inwestorów cieszą się waluty rynków wschodzących (tutaj kraje EŚW-4).

Dodatnia wartość współczynnika przy zmiennych reprezentujących rentowność obligacji (lub *spread* pomiędzy rentownościami obligacji krajowych i niemieckich) informuje, że przy wzroście rentowności lokalnych następuje deprecjacja walut regionu EŚW-4. Rosnący *spread* pomiędzy ww. aktywami należy interpretować jako wzrost awersji do ryzyka na rynkach finansowych, co powoduje odpływ kapitału z rynków wschodzących i osłabienie walut regionu.

#### **4. Weryfikacja hipotezy o zmniejszeniu istotności lokalnych cykli koniunktury w kształtowaniu kursu walutowego**

Choć uzyskane wyniki wskazują na statystycznie istotny wpływ krajowej luki popytowej na kurs walutowy, to omówione we wstępie doświadczenia z prowadzenia polityki pieniężnej w Polsce w latach 2012–2013 sygnalizują malejący wpływ polityki pieniężnej na kształtowanie się kursu walutowego w okresach silnych zaburzeń w gospodarce światowej i okresach dostosowań w polityce monetarnej Rezerwy Federalnej.

W celu weryfikacji tezy, że w ostatnich latach nastąpiło zmniejszenie wrażliwości kursów walutowych państw regionu EŚW-4 na kształtowanie się krajowych cykli koniunktury, ponownie oszacowaliśmy wyżej opisane cztery modele na krótszej próbie (IV kw. 2005 r. – II kw. 2013 r.). Wybór takiej próby z jednej strony pozwala na zachowanie wystarczająco dużej liczby obserwacji (powyżej 30), niezbędnej do prawidłowego modelowania ekonometrycznego, a z drugiej strony obejmuje ona okres bardziej odpowiadający teraźniejszym warunkom i zależnościom ekonomicznym.

Wyniki estymacji przedstawia kolumna b) w tabelach 1–4. W wyniku oszacowania modeli na krótszej próbie komponent cykliczny w trzech (poza modelem objaśniającym zmienność kursu EUR/RON) okazał się statystycznie nieistotny (przy poziomie istotności równym 0,1) i/lub drastycznie obniżyła się wartość współczynnika determinacji  $R^2$ . Współczynniki przy pozostałych zmiennych zachowały taki sam znak jak w przypadku estymacji na pełnej próbie.

Uzyskane wyniki należy jednoznacznie zinterpretować jako zmniejszenie się znaczenia lokalnych cykli koniunkturalnych jako czynników kształtujących kursy EUR/PLN, EUR/HUF oraz EUR/CZK na rzecz relatywnego zwiększenia się znaczenia czynników globalnych (reprezentowanych w modelach przez pozostałe zmienne). Jedynie w przypadku Rumunii luka popytowa okazała się

statystycznie istotna w estymacji na obu próbach. Oceniając przeszłe notowania kursu EUR/RON, można zauważyć, że waluta ta wykazywała relatywnie niską (w porównaniu z pozostałymi trzema) wrażliwość na zmiany nastrojów na światowych rynkach finansowych, co po części wyjaśnia, dlaczego komponent cykliczny pozostał istotnym czynnikiem kształtującym kurs rumuńskiej waluty<sup>2</sup>.

## Podsumowanie

Doświadczenia związane z realizacją polityki pieniężnej w Polsce w latach 2008–2013 skłaniają do postawienia tezy, że w przypadku małych gospodarek otwartych silne, długotrwałe, negatywne i jednocześnie globalne wstrząsy popytowe, wymuszające zastosowanie niestandardowych instrumentów polityki pieniężnej przez banki centralne krajów rozwiniętych, mogą przyczynić się do osłabienia reakcji kursu waluty krajowej na zmiany krajowych stóp procentowych, a więc zmniejszenia skuteczności antycyklicznej polityki monetarnej. Przedstawione wyniki modelowania ekonometrycznego pozwoliły pozytywnie zweryfikować tę tezę. Wskazują one, że w ostatnich latach nastąpiło zmniejszenie wrażliwości kursów walut państw regionu EŚW-4 na kształtowanie się krajowych cykli koniunktury na rzecz relatywnego zwiększenia wpływu czynników globalnych, reprezentowanych w modelach przez indeksy giełdowe i dysparytet długoterminowych stóp procentowych. Wskazuje to, że koszt utraty możliwości prowadzenia niezależnej polityki pieniężnej po ewentualnym przystąpieniu krajów EŚW-4 do strefy euro może być mniejszy niż oceniano przed globalnym kryzysem finansowym. Wniosek ten powinien być uwzględniony w przyszłych pracach badawczych poświęconych szacowaniu korzyści netto z integracji monetarnej krajów EŚW-4 ze strefą euro.

Tekst wpłynął: 7 lutego 2014 r.

## Bibliografia

- Borowski J., *Integracja monetarna. Wyzwania dla Polski*, PWE, Warszawa 2011.  
Brzoza-Brzezina M., Makarski K., Wesołowski G., *Would It Have Paid To Be In the Eurozone?*, National Bank of Poland Working Paper, nr 128, Warszawa 2012.

---

<sup>2</sup> Główną przyczyną niskiej wrażliwości kursu EUR/RON na zmiany globalnej awersji do ryzyka jest relatywnie niskie zaangażowanie zagranicznych inwestorów na krajowym rynku długu. Na podstawie danych opublikowanych przez ministerstwa finansów Rumunii i Polski można szacować, że w sierpniu 2013 r. wartość rumuńskich obligacji rządowych w posiadaniu inwestorów zagranicznych wyniosła 4,2 mld EUR, podczas gdy w Polsce ukształtowała się ona na poziomie 46,4 mld EUR.

- Demchuk O., Łyziak T., Przystupa J., Sznajderska A., Wróbel E., *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2011 roku?*, Instytut Ekonomiczny, Biuro Badań NBP, Warszawa 2011.
- Gächter M., Riedl A., Ritzberger-Grünwald D., *Business Cycle Synchronization in the Euro Area and the Impact of the Financial Crisis*, „Monetary Policy & the Economy”, Oesterreichische Nationalbank, nr 2, 2012.
- Hodrick R.J., Prescott E.C., *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, „Journal of Money, Credit and Banking”, 1997, nr 29(1).
- Lucas R.E., *Models of Business Cycles*, Basil Blackwell, Oxford, 1987.
- Rada Polityki Pieniężnej, *Założenia do polityki pieniężnej na rok 2013*, Warszawa 2012.
- Romer D., *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, New York 2001.
- Williams J.C., *Unconventional Monetary Policy: Lessons from the Past Three Years*, Presentation to the Swiss National Bank Research Conference, 23.09.2011, Zurich.

## **GLOBALNY KRYZYS FINANSOWY A KOSZTY UTRATY AUTONOMII MONETARNEJ W WYBRANYCH KRAJACH EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ**

### **Streszczenie**

Wyniki modelowania ekonometrycznego wskazują, że w ostatnich latach nastąpiło zmniejszenie wrażliwości kursów walut państw EŚW-4 (Czech, Polski, Rumunii i Węgier) na kształtowanie się krajowych cykli koniunkturalnych na rzecz relatywnego zwiększenia wpływu czynników globalnych. Wskazuje to, że koszt utraty krajowej polityki pieniężnej po ewentualnym przystąpieniu tych państw do strefy euro może być mniejszy, niż oceniano przed globalnym kryzysem finansowym. Wniosek ten powinien być uwzględniony w badaniach poświęconych szacowaniu korzyści netto z integracji monetarnej krajów EŚW-4 ze strefą euro.

**Słowa kluczowe:** cykl koniunkturalny, kurs walutowy, integracja monetarna, kryzys finansowy

## **GLOBAL FINANCIAL CRISIS AND COSTS OF LOSING THE INDEPENDENT MONETARY POLICY IN THE SELECTED CENTRAL AND EASTERN EUROPEAN COUNTRIES**

### **Summary**

The results of econometric estimation indicate that in the last few years the sensitivity of the exchange rates of the CEE-4 countries (Czech Republic, Poland, Romania and Hungary) to domestic business cycles decreased towards a relatively high influence of the global factors. It indicates that the cost of losing the monetary autonomy after the euro adoption in those countries may be lower than it had been assessed before the global financial crisis. Such conclusion should be considered in the further research on the net benefits of monetary integration between the CEE-4 countries and the Eurozone.

**Key words:** business cycles, exchange rate, monetary integration, financial crisis

## **ГЛОБАЛЬНЫЙ ФИНАНСОВЫЙ КРИЗИС И ИЗДЕРЖКИ ОТ ПОТЕРИ МОНЕТАРНОЙ АВТОНОМИИ В ИЗБРАННЫХ СТРАНАХ ЦЕНТРАЛЬНОЙ И ВОСТОЧНОЙ ЕВРОПЫ**

### **Резюме**

Результаты эконометрического моделирования указывают, что в последние годы произошло уменьшение чувствительности курсов валют государств Центральной и Восточной Европы ЦВЕ-4 (Чехии, Польши, Румынии и Венгрии) к отечественным конъюнктурным циклам в пользу относительного увеличения влияния глобальных факторов. Это указывает на то, что издержки от утраты суверенной национальной денежной политики после возможного вступления этих государств в зону евро могут оказаться меньше, чем это оценивалось до глобального финансового кризиса. Этот результат должен быть учтен в исследованиях, посвященных оценке чистой выгоды от монетарной интеграции стран Центральной и Восточной Европы (ЦВЕ-4) с зоной евро.

**Ключевые слова:** конъюнктурный цикл, валютный курс, монетарная интеграция, финансовый кризис