

ŁUKASZ GOCZEK, DAGMARA MYCIELSKA

Wydział Nauk Ekonomicznych  
Uniwersytet Warszawski

## Heterogeniczność polityki pieniężnej w krótkim i długim okresie<sup>1</sup>

### Streszczenie

Można przyjąć, iż wraz z zacieśniającą się współpracą ekonomiczną i finansową będzie się pogłębiał proces konwergencji gospodarczej między krajami strefy euro a pozostałymi członkami Unii Europejskiej. Oczekiwać można zatem zarówno coraz silniejszej synchronizacji cykli koniunkturalnych w tych krajach, jak i wysokiej korelacji działań podejmowanych przez władze tych krajów w reakcji na szok zewnętrzny. Jeśli kraje te cieszą się pełną swobodą kształtowania polityki pieniężnej, tj. możliwością swobodnego kształtowania stóp procentowych, występowanie zależności krótko- i długookresowej między stopami procentowymi tych krajów może być przejawem faktycznej konwergencji realnej. W celu zbadania tej zależności w artykule przedstawiono analizę empiryczną zależności między stopami procentowymi rynków międzybankowych strefy euro oraz wybranych krajów Europy Środkowej, należących do Unii Europejskiej. Użyto danych dziennych z lat 2001–2014. Ze względu na spodziewaną heterogeniczność dostosowań w krótkim i długim okresie oraz nieobserwowalną zależność krzyżową pomiędzy jednostkami obserwacyjnymi w panelu zastosowano dwa modele – *Pooled Mean Group* oraz *Mean Group*. Oszacowania modelu poprzedziły testy stacjonarności i kointegracji panelowej.

**Słowa kluczowe:** strefa euro, autonomia polityki monetarnej, unia walutowa, heterogeniczność polityki pieniężnej

### 1. Wstęp

Doświadczenia zdobyte w trakcie ostatniego światowego kryzysu finansowego, zapoczątkowanego załamaniem rynku pożyczek hipotecznych w Stanach

---

<sup>1</sup> Artykuł 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.

Zjednoczonych w 2007 r., pokazały, jak silne są międzynarodowe powiązania, szczególnie w kontekście rynków finansowych. Gdy pogarszająca się sytuacja makroekonomiczna zmusiła Fed do obniżenia stóp procentowych, natychmiast znalazło to odzwierciedlenie w obniżeniu stóp procentowych przez najważniejsze gospodarki rozwinięte, w tym przez Europejski Bank Centralny. Polityka ta znalazła z kolei odbicie w stopniowym obniżaniu stóp procentowych przez pozostałe kraje Unii Europejskiej. W części wynikało to z konieczności pobudzania popytu wewnętrznego, gdy tradycyjny motor napędowy gospodarki – eksport – osłabł wyraźnie wskutek załamania gospodarczego w krajach strefy euro. Jednocześnie sprowokowało to pytania o faktyczny stopień możliwości odseparowania krajowych stóp procentowych od zakłóceń zewnętrznych, tj. o stopień faktycznej swobody polityki pieniężnej.

Swoboda prowadzenia polityki pieniężnej jest jedną z najważniejszych prerogatyw banku centralnego. Utrata tejże swobody, mylnie utożsamiana z utratą niezależności lub autonomiczności polityki pieniężnej, jest najczęściej przywoływana w kontekście kosztu związanego ze stabilizacją kursu, szczególnie w literaturze dotyczącej integracji walutowej. Swoboda polityki pieniężnej, rozumiana jako niezależność *de facto*, nie jest tożsama z niezależnością *de iure*, gdyż ta ma charakter instytucjonalny i odwołuje się do autonomiczności decyzji banku centralnego. Swobodę polityki pieniężnej należy rozumieć jako możliwość kształtowania krajowych stóp procentowych względem zmieniających się ogólnych warunków ekonomicznych<sup>2</sup>.

W tym sensie swobodę polityki pieniężnej banku centralnego w przypadku realizacji strategii bezpośredniego celu inflacyjnego w ramach systemu płynnych kursów walutowych można określić jako możliwość kształtowania stóp procentowych w celu stabilizowania lokalnych zakłóceń koniunkturalnych. Płynny kurs walutowy zapewnia absorpcję szoków zewnętrznych, zatem przy wysokiej płynności kursów walutowych należy oczekiwać niskiej korelacji między krajowymi i zagranicznymi stopami procentowymi. Z drugiej jednak strony, w przypadku dwóch gospodarek silnie powiązanych ze sobą gospodarczo, a przede wszystkim finansowo, prowadzenie polityki pieniężnej wymaga uwzględniania w kształtowaniu krajowych stóp procentowych zmian w polityce pieniężnej drugiej gospodarki. Może to wynikać nie tylko z korelacji faz cyklu koniunkturalnego, ale także z efektu wpływu kursu walutowego na ceny, substytucji walutowej czy też może wiązać się z wysokim poziomem zadłużenia w walutach obcych. Można zatem

---

<sup>2</sup> Ł. Goczek, D. Mycielska, *Gotowi na euro? Badanie empiryczne faktycznej swobody polskiej polityki pieniężnej*, „Bank i Kredyt” 2014, nr 45(3), s. 267–290.

oczekiwać, iż inny będzie stopień korelacji między krajowymi a zagranicznymi stopami procentowymi w krótkim i długim okresie. O ile zmiany krótkookresowe są podyktowane raczej bieżącą sytuacją makroekonomiczną kraju i odzwierciedlają większą swobodę polityki pieniężnej, o tyle w długim okresie należy oczekiwać wysokiego stopnia powiązania krajowych i zagranicznych stóp.

Celem artykułu jest zbadanie wpływu zmian zagranicznych stóp procentowych na krajowe stopy procentowe w krajach prowadzących politykę płynnego kursu walutowego. Aby sprawdzić możliwość występowania postulowanej heterogeniczności polityki pieniężnej, badanie przeprowadzono na próbie czterech małych gospodarek należących do Unii Europejskiej prowadzących politykę płynnego kursu walutowego: Polski, Czech, Węgier i Rumunii. Wszystkie te kraje włączyły się do struktur UGW, choć na warunkach derogacji zachowały własne waluty. Wszystkie też formalnie cieszą się pełną swobodą prowadzenia polityki pieniężnej, niemniej jednak z uwagi na silne powiązania gospodarcze ze strefą euro można oczekiwać, iż w długim okresie ich stopy procentowe nie mogą być kształtowane w oderwaniu od warunków ekonomicznych dyktowanych przez dominujący gospodarczo obszar walutowy. Badanie przeprowadzono za pomocą modeli *Pooled Mean Group* (PMG)<sup>3</sup> oraz *Mean Group* (MG)<sup>4</sup>. Oszacowania modelu poprzedziły testy stacjonarności i kointegracji panelowej.

Struktura artykułu jest następująca. Część 2 zawiera przegląd literatury dotyczącej powiązań między zagranicznymi a krajowymi stopami procentowymi. W części 3 przedstawiono opis badania empirycznego: wybrane modele estymacji, dane oraz proces estymacji. Część 4 zawiera podsumowanie na temat uzyskanych wyników oraz wnioski.

## 2. Przegląd literatury

Zależność gospodarki krajowej od zakłóceń zewnętrznych jest jednym z najważniejszych problemów w ekonomii międzynarodowej. Na przykład, w badaniach dynamiki realnego PKB dokonuje się dekompozycji wariancji realnego PKB, aby możliwe było analizowanie zakłóceń wewnętrznych, specyficznych

---

<sup>3</sup> M.H. Pesaran, Y. Shin, R.P. Smith, *Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels*, „Journal of the American Statistical Association” 1999, vol. 94, s. 621–634.

<sup>4</sup> M.H. Pesaran, Y. Smith, *Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels*, „Journal of Econometrics” 1995, vol. 68, s. 79–113.

dla danego kraju, ale także zakłóceń zewnętrznych, wspólnych dla wielu gospodarek. Podobny problem dotyczy kształtowania polityki pieniężnej. Musi ona uwzględniać z jednej strony czynniki specyficzne dla danego kraju, ale z drugiej – relacje międzynarodowe, w ramach których funkcjonuje gospodarka otwarta. Może się zatem okazać, że cele polityk pieniężnych różnych krajów są zbieżne w długim okresie, jednak w krótkim okresie polityki te są rozbieżne z uwagi na różnice uwarunkowań między krajami i szoki asymetryczne. W tym sensie politykę pieniężną może charakteryzować heterogeniczność.

Na możliwość zbieżności celów polityki pieniężnej w długim okresie zwrócili uwagę J. Frankel i in.<sup>5</sup>, którzy wykazali pełną międzynarodową transmisję stóp procentowych w długim okresie. Pokazali oni, iż w zasadzie jedynie trzy gospodarki (Stany Zjednoczone, Japonia oraz strefa euro) prowadzą w pełni autonomiczną politykę pieniężną. Realizacja polityki pieniężnej pozostałych krajów jest zatem zbliżona w długim okresie, a co więcej – silnie uwarunkowana polityką dominujących gospodarek. Ponadto, autorzy dowiedli, iż kraje rozwijające się funkcjonujące w ramach systemów płynnego kursu walutowego nie cieszą się pełną swobodą polityki pieniężnej nawet w krótkim okresie.

Podobne wnioski sformułował S. Edwards<sup>6</sup>. Wyniki badania wpływu zmian stóp procentowych przez Fed na zmiany stóp procentowych w krajach rozwijających się Ameryki Łacińskiej i Azji wskazują na występowanie efektu przełożenia (*pass-through*) polityki pieniężnej Fed na pozostałe gospodarki, nawet w przypadku krajów z płynnym kursem walutowym. Dowodem na występowanie tego efektu było zmniejszanie się (lub powiększanie) zróżnicowania stóp procentowych między analizowanymi krajami a USA na skutek wzrostu (spadku) stóp procentowych Fed, przy czym dynamika dostosowań różniła się między grupami krajów. Sugerowałoby to zatem heterogeniczność polityki pieniężnej w krótkim okresie.

Autonomiczność polityki pieniężnej badali także J. Crespo Cuaresma i C. Wójcik<sup>7</sup>. Opierając się na modelu DCC-MGARCH, analizowali realne stopy procentowe dla Niemiec i trzech wybranych gospodarek regionu Europy Środkowej:

---

<sup>5</sup> J. Frankel, S.L. Schmukler, L. Serven, *Global transmission of interest rates: monetary independence and currency regime*, „Journal of International Money and Finance” 2004, vol. 23, s. 701–733.

<sup>6</sup> S. Edwards, *The international transmission of interest rate shocks: The Federal Reserve and emerging markets in Latin America and Asia*, „Journal of International Money and Finance” 2010, vol. 29, s. 685–703.

<sup>7</sup> J. Crespo Cuaresma, C. Wójcik, *Measuring monetary independence: Evidence from a group of new EU member countries*, „Journal of Comparative Economics” 2006, vol. 34, s. 24–43.

Polski, Czech i Węgier. Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzili, iż żaden z analizowanych krajów nie miał pełnej autonomii polityki pieniężnej w analizowanym okresie.

Goczek i Mycielska<sup>8</sup> podjęli próbę oszacowania faktycznego zakresu swobody prowadzenia polityki pieniężnej w Polsce względem działań Europejskiego Banku Centralnego. Na podstawie zmian stóp procentowych rynku międzybankowego rozważyli skalę podobieństwa między politykami pieniężnymi NBP i ECB przy pomocy analizy wektorowo-autoregresyjnej korekty błędem. Uzyskane wyniki wskazują na występowanie długookresowej jednostronnej zależności między stopami procentowymi. Oznacza to, że Polska w sposób zamierzony lub niezamierzony podąża bezpośrednio za stopami ustalnymi przez ECB z niewielkim opóźnieniem, przy czym pełne przeniesienie stóp procentowych w skali 1 do 1 nie może być wykluczone.

### 3. Badanie empiryczne

W typowych zastosowaniach panelowych liczba jednostek uwzględnionych w badaniu jest znacznie większa niż liczba fal panelu. Utrudnia to uzyskanie dokładnych oszacowań indywidualnych dla jednostek. Zwykle dla uproszczenia przyjmuje się, że oszacowane współczynniki są jednakowe dla wszystkich jednostek w badaniu, a zatem – że dla każdego  $j$  oraz  $i$   $\beta_{i,j} = \beta_j$ . Jednakże, jak zauważają Pesaran i in.<sup>9</sup>, nie musi być to zgodne z rzeczywistością, zwłaszcza w krótkim okresie. Z tego powodu stosowane dotychczas estymatory<sup>10</sup> mogą nie być zgodne i skutkować obciążeniem współczynników długookresowych. Zaproponowany przez autorów estymator PMG zakłada, że stała, współczynniki krótkookresowe oraz wariancja błędu losowego różnią się między grupami, natomiast współczynnik długookresowy jest taki sam dla wszystkich grup. W przypadku szacowania zależności między krajową ( $r$ ) oraz zagraniczną ( $r^*$ ) stopą procentową estymowane równanie ma następującą postać:

<sup>8</sup> Ł. Goczek, D. Mycielska, op.cit.

<sup>9</sup> Rozszerzona dyskusja patrz: Ł. Goczek, *Przegląd i ocena ekonometrycznych metod używanych w modelach empirycznych wzrostu gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa” 2012, nr 10, s. 49–71.

<sup>10</sup> Głównie różnego rodzaju modele efektów stałych oraz estymatory panelowe uogólnionej metody momentów – Arrelano–Bonda i Blundella–Bonda.

$$\Delta r_{i,t} = \sum_{z=1}^{p-1} \gamma_i \Delta r_{i,t-z} + \sum_{z=0}^q \tau_i \Delta r_{i,t-z}^* + \varphi_i \left( r_{i,t-1} - \alpha_i - \sum_{j=1}^k \beta_j r_{i,j,t-1}^* \right) + \varepsilon_{i,t}. \quad (1)$$

Dzięki uwzględnieniu w próbie przekrojowo-czasowej mechanizmu korekty błędem oraz możliwości występowania różnego tempa dostosowań dla różnych krajów możliwe staje się oszacowanie osobno krótkookresowej dynamiki zmiennej objaśnianej (współczynniki  $\gamma$  i toraz  $\varphi$ ) oraz dynamiki długookresowej (współczynnik  $\beta$ ). W kontekście równania (1) krótkookresowe współczynniki dynamiki stóp procentowych mogą być inne dla różnych krajów, ale już długo-okresowe współczynniki będą dążyć do średniej dla całej próby.

Ze względu na tę cechę estymator PMG wydaje się najwłaściwszy do zastosowania, gdy dane mają złożoną, charakterystyczną dla danego kraju krótkookresową dynamikę, która nie może być uchwycona przez opóźnienia o takiej samej strukturze dla wszystkich krajów, zwłaszcza gdy współczynnik nachylenia zależności jest heterogeniczny pomiędzy krajami. Wydaje się to rozsądnym założeniem, jeśli weźmie się pod uwagę różnorodny charakter premii za ryzyko w różnych krajach. W przeciwieństwie do estymatora MG, który zakłada uśrednianie w grupach, estymator PMG zakłada równość współczynników długookresowych pomiędzy krajami, a zatem wspólną zależność kointegracyjną, przedstawioną za pomocą mechanizmu korekty błędem. Omawiany estymator może więc w niektórych przypadkach uchwycić prawdziwą naturę danych. Co więcej, istnieje możliwość zbadania prawidłowości ograniczeń narzuconych na tę postać modelu za pomocą testu Hausmana, co umożliwi wybór najbardziej efektywnego estymatora.

Zmienną, która dobrze odzwierciedla zmiany w polityce pieniężnej, stanowią stopy procentowe rynku międzybankowego. W badaniu uwzględniono stopy procentowe rynku międzybankowego dla czterech badanych krajów (tj. Polski, Czech, Rumunii i Węgier) oraz Europejskiego Banku Centralnego. Źródłem danych są odpowiednie banki centralne, zaś próba obejmuje dane dzienne za lata 2001–2013<sup>11</sup>.

Zakładana, nietypowa dynamika badanych zależności wymaga dobrania odpowiadających im testów na występowanie kointegracji panelowej, ponieważ typowe testy reszt z modeli zakładają równość krótko- i długookresowych współczynników. J. Westerlund<sup>12</sup> wyprowadził cztery nowe testy kointegracji

<sup>11</sup> Z uwagi na ubogą próbę, obejmującą jedynie dwa cykle koniunkturalne, wskazane wydaje się powtórzenie badania w przyszłości. Dodatkowo korzystne byłoby wyeliminowanie przynajmniej pierwszych lat z próby z uwagi na procesy dezinflacji przebiegające w Polsce i na Węgrzech.

<sup>12</sup> J. Westerlund, *Testing for Error Correction in Panel Data*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 2007, vol. 69, s. 709–748.

panelowej, które odpowiadają strukturalnej, a nie resztowej kointegracji i nie wymagają założenia o jednakowej dynamice wszystkich grup obserwacyjnych. Testy te charakteryzują się rozkładem normalnym i pozwalają uwzględnić zależności przestrzenne. Hipotezą zerową wszystkich testów jest brak mechanizmu korekty błędem, co odpowiada brakowi istnienia kointegracji. Odrzucenie hipotezy, że współczynnik dostosowań jest równy zero, będzie oznaczało, że w modelu występuje mechanizm korekty błędem, a zatem występuje relacja kointegrująca. W dwóch testach nazwanych testami średnich grupowych przyjmuje się, że współczynniki dostosowań mogą być różne dla różnych grup jednostek, hipoteza alternatywna stwierdza więc, iż przynajmniej jeden z oszacowanych współczynników dostosowań jest istotnie mniejszy od zera. Pozostałe dwa testy, nazwane testami panelowymi, zakładają równość współczynników dostosowań dla wszystkich grup, a zatem hipoteza alternatywna stwierdza, iż wszystkie współczynniki dostosowań są mniejsze od zera, co odpowiada testowaniu łącznej istotności występowania mechanizmu korekty błędem.

Wyniki omawianych testów przedstawiono w tabeli 1. Na podstawie wszystkich przedstawionych statystyk, zarówno w modelu ze stałą w równaniu kointegrującym, jak i w modelu z trendem, można stwierdzić odrzucenie hipotezy zerowej o braku istnienia kointegracji.

**Tabela 1. Wyniki testów kointegracji panelowej Westerlunda**

Model	Bez stałej			Ze stałą			Ze stałą i trendem		
	Wartość	Wartość z	Wartość p	Wartość	Wartość z	Wartość p	Wartość	Wartość z	Wartość p
Gt	-4,100	-6,004	0,000	-4,183	-5,354	0,000	-3,495	-2,778	0,003
Ga	-13,137	-4,105	0,000	-14,997	-2,886	0,002	-18,365	-1,869	0,031
Pt	-7,516	-5,564	0,000	-7,275	-4,405	0,000	-5,930	-1,950	0,026
Pa	-5,793	-3,293	0,001	-6,205	-0,889	0,187	-6,643	0,747	0,772

Uwagi: średnia liczba opóźnień (lag) według kryterium Akaikego – 13,25; średnia liczba przyspieszeń (lead) według kryterium Akaikego – 6.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2 prezentuje wyniki oszacowań dwóch modeli – PMG oraz MG. Uzyskane wyniki wskazują na występowanie postulowanej długookresowej zależności między polityką pieniężną EBC a politykami pieniężnymi w analizowanych krajach. Stopy procentowe rynków międzybankowych w tych gospodarkach zmieniają się analogicznie do zmian stóp procentowych rynku międzybankowego strefy euro, przy czym model MG prognozuje silniejszą zmianę niż model PMG.

Współczynnik beta wynosilby w tym wariancie ok. 1,81, co oznacza, że średnioeuropejskie banki centralne niemal dwukrotnie przereagowują podwyżki lub obniżki stóp EBC. Tak agresywny sposób prowadzenia polityki wydaje się mało prawdopodobny ekonomicznie.

Niepokoi brak istotności oszacowań współczynników dostosowań. Jest to wynik zaskakujący, szczególnie jeśli uwzględni się wyniki testów Westerlunda, które w większości specyfikacji potwierdziły występowanie kointegracji. Przypuszczalnie może być to konsekwencją dużego zróżnicowania wysokości współczynników oszacowanych osobno dla każdego kraju, a przez to niskiej jakości dopasowania oszacowanego współczynnika w modelu panelowym.

**Tabela 2. Wyniki oszacowań modeli PMG oraz MG**

	PMG	MG
Współczynnik długookresowy		
$\beta$ (EURIBOR)	0,845***	1,814**
	(16,59)	(2,81)
Współczynniki krótkookresowe		
$\varphi$ (ECM)	-0,0123	-0,0124
	(-1,20)	(-1,21)
$\tau$ (D.EURIBOR)	0,274***	0,272***
	(5,15)	(5,02)
Stała	0,00367	0,000592
	(1,32)	(0,22)
$N$	10 655	10 655

Uwagi: wartości w nawiasach przedstawiają statystyki  $z$ , symbole \* oznaczają istotność na podstawie testu  $z$  na poziomie 10%, \*\* istotność na poziomie 5%, \*\*\* na poziomie 1%.

Źródło: opracowanie własne.

Model PMG zakłada, że oszacowane współczynniki długookresowe są równe dla wszystkich grup. Ten rodzaj uśredniania wyników daje efektywne i zgodne oszacowania, gdy ograniczenia te są prawdziwe. Najczęściej jednak hipoteza jednakowych współczynników nachylenia jest odrzucana w danych. Jeżeli rzeczywisty model ma charakter heterogeniczny, oszacowania modelu PMG są niezgodne, a właściwym modelem jest model MG. Właściwość zastosowania danego modelu można przetestować za pomocą znanego testu Hausmana. Uzyskana dla podanych modeli empirycznych statystyka Hausmana wynosi 2,23 i ma rozkład  $\chi^2(2)$ , co daje graniczną wartość istotności w wysokości 0,135. Z tego też powodu można wnioskować, że estymator PMG jest bardziej efektywny.



W tabeli 3 przedstawiono oszacowania uzyskane za pomocą modelu PMG w rozbiciu na poszczególne kraje. Wyniki potwierdzają występowanie mechanizmu korekty błędem, jednak w przypadku Węgier poziom istotności uzyskanego wyniku jest bliski 10%. Różnice pojawiają się natomiast we współczynnikach krótkookresowej reakcji na zmiany stóp procentowych dla euro. Jedyne w przypadku Polski otrzymano wynik istotny statystycznie. Należy zwrócić uwagę na fakt, że oszacowania uzyskane dla Polski odpowiadają wynikom badania opartego na szeregach czasowych<sup>13</sup>.

**Tabela 3. Wyniki oszacowań modelu PMG w rozbiciu na poszczególne kraje**

	Węgry	Czechy	Rumunia	Polska
Współczynnik długookresowy				
$\beta$ (EURIBOR)	.8447044			
	(16.59)***			
Współczynniki krótkookresowe				
$\varphi$ (ECM)	-,0019689	-,0430065	-,0014858	-,002673
	(-1,62)*	(-8,76)***	(-4,98)***	(-6,86)***
$\tau$ (D.EURIBOR)	,2124817	,2686252	,1885836	,4248802
	(1,55)	(1,32)	(1,10)	(6,23)***
Stała	,0084767	-,0039028	,0030337	,0070546
	(1,14)	(-0,64)	(0,74)	(3,66)***

Uwagi: wartości w nawiasach przedstawiają statystyki z, symbole \* oznaczają istotność na podstawie testu z na poziomie 10%, \*\* istotność na poziomie 5%, \*\*\* na poziomie 1%.

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowując, należy stwierdzić, że uzyskane wyniki wskazują, iż w długim okresie przeniesienie zmian stóp procentowych w strefie euro na zmiany krajowych stóp procentowych jest niemal pełne. Co więcej, uzyskane wyniki sugerują występowanie jednakowej relacji długookresowej dla wszystkich krajów. Znaczące jest jednak to, że uzyskano bardzo niskie współczynniki dostosowań, co oznacza, że mechanizm dostosowania do relacji kointegrującej jest bardzo powolny. Jednocześnie nie można odrzucić hipotezy o braku relacji krótkookresowej. Może to zatem oznaczać, iż polityka pieniężna w krótkim okresie jest nastawiona na realizację celów wewnętrznych i reagowanie na zakłócenia destabilizujące gospodarkę, ale w długim okresie krajowa polityka pieniężna jest

<sup>13</sup> Ł. Goczek, D. Mycielska, op.cit.

podporządkowana zagranicznej polityce pieniężnej, w tym wypadku polityce realizowanej przez EBC.

#### 4. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

Badania zależności polityk pieniężnych dwóch gospodarek wskazywały na występowanie silnej długookresowej relacji, przy czym zależność miała charakter wyraźnie jednokierunkowy: mała gospodarka zdawała się realizować w długim okresie założenia polityki pieniężnej dominującej gospodarki. Szczególnie wyraźnie brak swobody prowadzenia polityki pieniężnej w długim okresie był widoczny w przypadku małych gospodarek europejskich, które formalnie przygotowują się do wprowadzenia euro jako środka płatniczego w dłuższej perspektywie. Ponieważ jednak w krótszej perspektywie polityka pieniężna jest nakierowana na realizację różnych celów w kontekście polityki antyinflacyjnej, w tym stabilizowania zakłóceń wewnętrznych, należy oczekiwać, iż zależność obserwowana dla długiego okresu w krótkiej perspektywie nie będzie widoczna. Świadczy to zatem o występowaniu heterogeniczności polityki pieniężnej. W kontekście analizowanych w artykule gospodarek przejawem heterogeniczności będzie brak zależności krajowych stóp procentowych od stóp ECB w krótkim okresie, zaś w długim – silna relacja kointegrująca między tymi stopami, świadcząca niejako o importowaniu polityki ECB.

Tezę weryfikowano na podstawie dwóch modeli analizy panelowej – PMG oraz MG. Wyniki testów Hausmana wskazały model PMG jako bardziej preferowany. W modelu tym przyjmuje się założenie o wspólnym współczynniku długookresowym dla wszystkich krajów w próbie i wyniki testów nie dały podstaw do odrzucenia tego założenia w analizowanym przypadku. Oznacza to występowanie jednakowej relacji długookresowej dla wszystkich krajów. Z kolei dla krótkiego okresu stwierdzono różne oszacowane wielkości współczynników dostosowań, co może być interpretowane jako wynik realizacji różnych polityk pieniężnych przez te kraje w krótkim okresie.

Różnice w dostosowywaniu się stóp procentowych różnych krajów do wspólnej relacji kointegrującej mogą także świadczyć nie tyle o rozbieżności celów polityk pieniężnych, ile o różnicach w zakłóceniach dotyczących te kraje. W takim przypadku polityki pieniężne byłyby zbieżne także w krótkim okresie. Dalsze prace będą zatem uwzględniały przyjęcie założenia o wspólnych wartościach współczynników dostosowań w krótkim okresie oraz weryfikację tego,

czy polityka pieniężna reaguje w różnych państwach odmiennie przy porównywalnym zestawie wstrząsów makroekonomicznych.

## Bibliografia

1. Crespo Cuaresma J., Wojcik C., *Measuring monetary independence: Evidence from a group of new EU member countries*, „Journal of Comparative Economics” 2006, vol. 34, s. 24–43.
2. Edwards S., *The international transmission of interest rate shocks: The Federal Reserve and emerging markets in Latin America and Asia*, „Journal of International Money and Finance” 2010, vol. 29, s. 685–703.
3. Frankel J., Schmukler S.L., Serven L., *Global transmission of interest rates: monetary independence and currency regime*, „Journal of International Money and Finance” 2004, vol. 23, s. 701–733.
4. Goczek Ł., *Przegląd i ocena ekonometrycznych metod używanych w modelach empirycznych wzrostu gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa” 2012, nr 10, s. 49–71.
5. Goczek Ł., Mycielska D., *Gotowi na euro? Badanie empiryczne faktycznej swobody polskiej polityki pieniężnej*, „Bank i Kredyt” 2014, nr 45(3), s. 267–290.
6. Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.P., *Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels*, „Journal of the American Statistical Association” 1999, vol. 94, s. 621–634.
7. Pesaran M.H., Smith Y., *Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels*, „Journal of Econometrics” 1995, vol. 68, s. 79–113.
8. Westerlund J., *Testing for Error Correction in Panel Data*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 2007, vol. 69, s. 709–748.

\* \* \*

## Heterogeneous monetary policy in short-run and long-run

### Summary

The article discusses the results of an empirical analysis examining the relationship between interest rates on interbank markets in the euro area and selected Central European countries belonging to the European Union. The study uses daily data for the years 2001–2013. Due to the heterogeneity of the expected adjustments in the short and long run and unobservable cross-dependence between the observational units two models were used Pooled Mean Group and Mean Group. Estimates of the model were preceded by tests of stationarity and panel cointegration.

**Keywords:** Eurozone, monetary policy autonomy, currency union, monetary policy heterogeneity

Zgodnie z oświadczeniem autorów, ich udział w tworzeniu pracy wyniósł:  
Łukasz Goczek – 50%, Dagmara Mycielska – 50%.