Bank i Kredyt 45(3), 2014, 267–290

BANK I KREDYT
BANK & CREDIT

Gotowi na euro? Badanie empiryczne faktycznej swobody polskiej polityki pieniężnej

Łukasz Goczek*, Dagmara Mycielska#

Nadesłany: 8 maja 2013 r. Zaakceptowany: 26 listopada 2013 r.

Streszczenie

Celem artykułu jest analiza faktycznej swobody prowadzenia polityki pieniężnej w Polsce. Przyjęto, że podstawowym kosztem uczestnictwa we wspólnym obszarze walutowym jest utrata swobody kształtowania polityki pieniężnej. Powstaje jednak pytanie o rzeczywiste możliwości prowadzenia takiej polityki w przypadku małej gospodarki otwartej, działającej w sytuacji zliberalizowanych przepływów kapitału i silnie zintegrowanych rynków pieniężnych. Można przypuszczać, że już obecnie ze względu na stopień integracji Polski ze strefą euro polska polityka pieniężna jest powiązana z polityką Europejskiego Banku Centralnego. Potwierdzenie tej hipotezy ma duże znaczenie dla analizy kosztów wstąpienia Polski do Unii Gospodarczej i Walutowej. Teza artykułu weryfikowana jest za pomocą modelu wektorowego mechanizmu korekty błędem oraz odpowiednich hipotez parametrycznych.

Słowa kluczowe: strefa euro, niezależność polityki pieniężnej, unia walutowa

JEL: E43, E52, E58, F41, F42, C32

* Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; e-mail: lgoczek@wne.uw.edu.pl.
# Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; e-mail: dmycielska@wne.uw.edu.pl.

1. Wstęp

Niezależność polityki pieniężnej w małej gospodarce otwartej, funkcjonującej w ramach płynnych kursów walutowych jest jednym z ważniejszych założeń makroekonomii gospodarki otwartej. Definiuje się ją zwykle jako możliwość prowadzenia polityki pieniężnej przez bank centralny bez ingerencji rządu lub innych instytucji krajowych i zagranicznych. Brak możliwości wykorzystywania polityki monetarnej jako stabilizującego narzędzia polityki gospodarczej uważa się za główny koszt włączenia gospodarki do unii walutowej (NBP 2009). Z kolei Międzynarodowy Fundusz Walutowy podkreśla znaczenie polityki pieniężnej w sytuacji załamania się płynności na rynku (MFW 2008). Należy jednak wyraźnie rozróżnić tak rozumianą niezależność o charakterze instytucjonalnym od swobody prowadzenia polityki pieniężnej zależnej od warunków makroekonomicznych: wewnętrznych i zewnętrznych.

Podstawowym celem polityki pieniężnej jest utrzymanie stabilnego poziomu cen. Jego realizacja polega na oddziaływaniu na nominalne krótkoterminowe stopy procentowe rynku międzybankowego. Można zatem przyjąć, że zmiany tych stóp będą odzwierciedleniem prowadzonej polityki pieniężnej i celów banku centralnego (Łyziak, Mackiewicz, Stanisławska 2007). W tym kontekście swoboda prowadzenia polityki pieniężnej jest rozumiana jako możliwość niezależnego kształtowania krajowych stóp procentowych (ang. *independent interest rate setting*) przez bank centralny.

W przypadku dwóch gospodarek, silnie powiązanych ze sobą gospodarczo, a przede wszystkim finansowo, ograniczona swoboda prowadzenia polityki pieniężnej oznacza konieczność uwzględniania w kształtowaniu krajowych stóp procentowych zmian w polityce pieniężnej drugiej gospodarki. Istnienie tej zależności nie zaskakuje, zważywszy na uwarunkowania kursowe (Goczek, Mycielska 2012). Ograniczenie swobody prowadzenia polityki pieniężnej mogłoby też być pozorne. Obserwowane podobieństwo działań banków centralnych dwóch obszarów walutowych może bowiem wynikać z jednoczesnego doświadczania podobnych zakłóceń, z podobnych struktur gospodarek czy zbieżności cykli koniunkturalnych.

Istotne staje się zatem pytanie o faktyczny zakres swobody w kształtowaniu polityki pieniężnej w Polsce. Ze względu na stopień realnej konwergencji między Polską a strefą euro można oczekiwać, że podobieństwo polityki pieniężnej na obu obszarach walutowych będzie znaczne. Z drugiej jednak strony Narodowy Bank Polski wielokrotnie podejmował działania, które rynek traktował jako dowód dużej niezależności polityki pieniężnej. Przykładowo, w maju 2012 r. Rada Polityki Pieniężnej zdecydowała się na podniesienie referencyjnych stóp procentowych mimo odczuwalnego spowolnienia gospodarczego oraz narastającego kryzysu greckiego. Interesujące wydaje się zatem zbadanie ewentualnego występowania długookresowej zależności między polityką pieniężną w Polsce i w strefie euro.

Celem artykułu jest zbadanie faktycznego zakresu swobody polskiej polityki pieniężnej. Najwłaściwszym narzędziem wydaje się analiza zależności między krótkoterminowymi stopami procentowymi na rynku międzybankowym w Polsce i w strefie euro. Jak wspomniano, ewentualna zależność będzie miała charakter długookresowy i jednostronny. Błędy w prowadzeniu polityki pieniężnej, rozumiane jako zbyt duża (mała) lub zbyt szybka (wolna) reakcja na dany impuls z gospodarki, powinny mieć bowiem charakter losowy w dostatecznie długim okresie. Hipoteza o braku swobody prowadzenia polityki pieniężnej zakłada zatem, że polityka pieniężna jednego obszaru monetarnego jest istotnie długookresowo powiązana z polityką pieniężną innego obszaru walutowego oraz że wpływ ten nie ma charakteru jednoczesnego.

Należy podkreślić, że sformułowana w artykule teza nie ma charakteru wartościującego. Nie należy jej zatem interpretować jako krytyki działań NBP i Rady Polityki Pieniężnej w zakresie ustalania

stóp procentowych. Jak wspomniano, silne powiązanie nominalnych zmian krótkookresowych stóp rynku międzybankowego w Polsce i w strefie euro może też być skutkiem symetryczności szoków, które dotykają gospodarkę krajową i zagraniczną, zwłaszcza jeśli te gospodarki charakteryzują się silną korelacją faz cykli koniunkturalnych. Rozróżnienie to nie ma jednak dużego znaczenia w omawianym kontekście. W przypadku kosztów wstąpienia do strefy euro istotne wydaje się głównie to, czy koordynacja polityki NBP i EBC jest już tak duża, że wstąpienie do strefy nie zmieni nic, a tym samym czy koszt włączenia Polski do Unii Gospodarczej i Walutowej, związany z utratą niezależnej polityki pieniężnej, nie będzie tak duży, jak się zakłada. Należy także zaznaczyć, że niemożliwe jest empiryczne rozróżnienie sytuacji, gdy zbieżność stóp wynika z podobnej reakcji obu banków centralnych na symetryczne zakłócenia, od faktycznego samoograniczania się Rady Polityki Pieniężnej i kopiowania działań EBC.

Badanie podobieństwa polityki monetarnej w Polsce i w strefie euro sprowadza się do analizy zależności między krótkoterminowymi stopami rynków międzybankowych, przeprowadzonej za pomocą testów kointegracji stóp procentowych, a następnie zbudowanego na tej podstawie modelu wektorowego mechanizmu korekty błędem. Następnie przedstawiono odpowiednie hipotezy parametryczne, które pozwalają na określenie kierunku kształtowania się stóp na obu obszarach walutowych.

Struktura artykułu jest następująca. W drugim rozdziale zaprezentowano przegląd literatury dotyczącej niezależności i swobody kształtowania stóp procentowych przez banki centralne w małych gospodarkach otwartych. Następnie przedstawiono metodę badania empirycznego wraz ze sformułowaniem hipotez parametrycznych. Rozdział czwarty zawiera wyniki badania empirycznego, obrazującego dotychczasowe zależności pomiędzy stopami procentowymi w Polsce i w strefie euro. Całość kończą wnioski na temat kosztów wejścia Polski do Unii Gospodarczej i Walutowej.

2. Przegląd literatury

Przystąpienie do Unii Gospodarczej i Walutowej stało się przedmiotem badań we wczesnych latach 90. XX w. W większości przypadków dotyczyły one bilansu zysków i strat związanych z przyjęciem wspólnej waluty. Analizy te zazwyczaj dzieli się na długoterminowe, szacujące korzyści ze wspólnej waluty: wzrost konkurencji, handlu i bezpośrednich inwestycji zagranicznych, oraz krótkoterminowe oszacowania kosztów związanych z rezygnacją z własnej waluty, m.in. z niezależnej polityki pieniężnej. Stwierdzono na przykład, że słaba synchronizacja cykli koniunkturalnych między Wielką Brytanią a UGW oraz niewielka elastyczność brytyjskiej gospodarki przemawiają na niekorzyść integracji walutowej (HM Treasury 1997; 2003). Podobne stanowisko wyrażono w raportach dotyczących Danii oraz Szwecji (Calmfors i in. 1997; Holden 2009). Uznano, że wstąpienie tych krajów do UGW doprowadzi jedynie do niewielkich długookresowych korzyści. Jednocześnie mogą wystąpić niekorzystne skutki zaburzeń krótkookresowych, które są niemożliwe do zniwelowania bez swobodnie kształtowanej polityki pieniężnej. Proces integracji walutowej należy zatem wstrzymać. Trzeba jednak podkreślić, że w opracowaniach tych przyjęto założenie o pełnej swobodzie polityki pieniężnej po akcesji.

Podobną perspektywę przyjęto w raporcie podsumowującym badania nad korzyściami i kosztami związanymi z przyjęciem euro przez Polskę (NBP 2009). Nie podano jednak, na jakiej podstawie można sądzić, że polska polityka pieniężna jest w pełni niezależna względem działań EBC. Jedyne oszacowanie kosztu utraty niezależnej polityki pieniężnej zawarto w opracowaniu Gradzewicza i Makarskiego (2009), opartym na modelu DSGE. Założono w nim pełną swobodę polityki pieniężnej.

Ani rozważania teoretyczne, ani badania empiryczne nie rozstrzygają, czy małe otwarte gospodarki mogą uzyskać dużą swobodę kształtowania polityki monetarnej za pomocą własnej waluty, jak to wynika z koncepcji „trójkąta niemożności". Zgodnie z tą koncepcją w warunkach silnie zliberalizowanych międzynarodowych przepływów kapitału jedynie utrzymywanie płynnego kursu walutowego zapewni możliwość prowadzenia niezależnej polityki pieniężnej. W rzeczywistości jednak niezależność polityki pieniężnej zależy m.in. od czynników zewnętrznych oraz realnej i finansowej integracji z dużymi rynkami dominującymi. Uważa się nawet, że przed wprowadzeniem euro polityka pieniężna Wielkiej Brytanii, Włoch i Francji była zależna od polityki Bundesbanku. Reade i Volz (2011) przedstawiają wyniki badań empirycznych stóp procentowych sprzed powstania UGW, potwierdzające ten pogląd. Z kolei Taylor (2007) oraz Hofmann i Bogdanova (2012) stwierdzają wręcz, że trudno mówić o samodzielnej polityce monetarnej EBC, gdyż w pewnym sensie kopiuje on decyzje Fed. Zdaniem tych autorów na świecie istnieją jedynie dwa ośrodki w pełni niezależnej polityki pieniężnej: Stany Zjednoczone i Japonia.

Z kolei di Giovanni i Shambaugh (2008) uważają, że to właśnie za pośrednictwem stóp procentowych następuje transmisja polityki pieniężnej z krajów dominujących do mniejszych krajów. W rezultacie, jak stwierdzają Frankel, Schmukler i Serven (2004), w krajach mających płynne kursy walutowe występuje całkowity efekt transmisji światowych stóp procentowych.

Proponowana w artykule analiza najbliższa jest badaniom Buschera i Gabrischa (2011), przeprowadzonym dla Szwecji, Danii i Wielkiej Brytanii, oraz badaniom Reade'a i Volza (2010), dotyczącym Szwecji. Pierwsze z badań potwierdziło wysokie podobieństwo zmian krótkookresowych stóp EURIBOR i krótkookresowych stóp procentowych w analizowanych krajach. Zależność ta występowała nie tylko w okresach stabilizacji, ale także w czasie zakłóceń. Polityka EBC ma więc istotny wpływ na krajowe stopy procentowe, a zatem nie można mówić o koszcie związanym z utratą pełnej swobody polityki pieniężnej po wejściu kraju do unii walutowej. Do podobnych wniosków doszli Reade i Volz (2010), którzy za pomocą modelu VEC pokazali, że szwedzkie stopy procentowe rynku międzybankowego są powiązane ze stopami EURIBOR, a polityka pieniężna Szwecji jest w dużej mierze uzależniona od decyzji EBC.

Goczek i Mycielska (2012) przedstawili problem uwarunkowań kursowych w polityce pieniężnej w małej gospodarce otwartej, zintegrowanej z krajem dominującym w polityce monetarnej. Zilustrowali to przykładami funkcjonowania różnych reżimów kursowych. Na podstawie rozważań teoretycznych przedstawionych w artykule można stwierdzić, że swoboda polityki pieniężnej w kraju obawiającym się wprowadzenia płynnego kursu walutowego jest ograniczona, bowiem zmiany stóp procentowych umożliwiają kontrolę kursu walutowego. Omówione w pracy badania empiryczne dowodzą, że z taką sytuacją mamy do czynienia w Polsce i jest to przyczyną faktycznie małej swobody polityki monetarnej. Oznacza to, że już teraz Polska, ze względu na uwarunkowania kursowe, nie dysponuje pełną swobodą prowadzenia polityki pieniężnej.

Problem wpływu systemu kursu walutowego na niezależność polityki pieniężnej rozważali także Cuaresma i Wójcik (2006). Opierając się na modelu DCC-MGARCH, analizowali realne stopy procentowe w Niemczech i trzech wybranych gospodarkach Europy Środkowej. Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzili brak niezależności polityki pieniężnej m.in. w Polsce. Pokazali także, że w Polsce wrażliwość krajowych stóp procentowych na zmiany stóp procentowych w Niemczech rosła wraz ze zwiększaniem się płynności kursu walutowego. W badaniu wykorzystano jednak dane z lat 1994–2002. Okres interesujący z punktu widzenia niniejszego opracowania obejmował niespełna dwa lata, gdyż analiza kosztów utraty niezależnej polityki pieniężnej może być prowadzona jedynie względem systemu kursów płynnych. Dodatkowo autorzy (co sami zaznaczają) zdecydowali się użyć realnych stóp pro-

centowych ze względu na wysoki poziom inflacji w początkowym okresie próby, mimo że właściwsze wydaje się użycie stóp nominalnych.

3. Opis modelu empirycznego

Zakres swobody polityki pieniężnej, zdefiniowany jako stopień podobieństwa między polityką krajowego banku centralnego a polityką banku centralnego dominującej lokalnie gospodarki, można badać, mierząc narzędziami ekonometrycznymi siłę i rodzaj zależności między krajowymi a zagranicznymi stopami procentowymi rynku międzybankowego. Przykładem takiego narzędzia może być analiza kointegracji.

Z punktu widzenia teorii ekonomii stopa procentowa powinna być zmienną stacjonarną, jednak wyniki wielu badań empirycznych wskazują, że szeregi czasowe stóp procentowych mierzonych od lat 70. XX w. są raczej procesami stochastycznymi I(1). Możliwe, że jest to skutek niedostatecznej liczby obserwacji i w dłuższym okresie stopa procentowa rzeczywiście waha się wokół pewnej średniej. Jednak nawet w takim przypadku traktowanie stopy procentowej jako zmiennej niestacjonarnej może być uzasadnione koniecznością modelowania procesów bliskich niestacjonarności, co potwierdza literatura przedmiotu, m.in. Pagan (1996); Moon, Perron (2007); Kliber, Kliber, Płuciennik (2012). Przyjęcie założenia o niestacjonarności szeregów czasowych stóp procentowych pozwala na zbadanie występowania między nimi zależności długookresowej.

W przypadku zmiennych I(1) można zbadać występowanie zależności długookresowej odpowiadającej makroekonomicznemu pojęciu stanu ustalonego. Występowanie takiej zależności można stwierdzić, weryfikując hipotezę o istnieniu wektora kointegrującego, będącego stacjonarną kombinacją krajowych i zagranicznych stóp procentowych.

Najbardziej odpowiednią miarą korelacji między polityką pieniężną w dwóch gospodarkach są stopy procentowe rynku międzybankowego. Być może należałoby użyć stóp procentowych referencyjnych banków centralnych, jednak ich zmienność jest niewielka przez długi czas. Co więcej, istotą polityki pieniężnej jest właśnie wpływanie na stopy na rynku międzybankowym, a poza tym stopy te uwzględniają oczekiwania uczestników tego rynku co do przyszłych zmian polityki pieniężnej. Z tych powodów wybrane miary stóp procentowych wydają się odpowiednie. W badaniu empirycznym wykorzystano szeregi czasowe dziennych, tygodniowych i miesięcznych notowań dla trzymiesięcznych stóp procentowych WIBOR i EURIBOR w latach 2001–2013 (po upłynnieniu kursu złotego oraz przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej).

Ponieważ podejście jednorównaniowe do skointegrowanych szeregów może spowodować obciążenie uzyskanych szacunków, zdecydowano się na podejście wektorowe. Co więcej, dzięki możliwości oszacowania w tym samym układzie równań parametrów dotyczących obu krajów mniejsze jest ryzyko wystąpienia obciążenia związanego z endogenicznością dynamiki polityki pieniężnej w obu obszarach. Dzięki temu można przeanalizować wiele wymiarów swobody polityki pieniężnej, bez restrykcji wprowadzanych *ex ante.*

Rozważamy dwa szeregi czasowe tworzące wektor X_t dany przez:

$$X_t = \begin{pmatrix} r_t \\ r_t^* \end{pmatrix} \tag{1}$$

gdzie r_t oznacza krajową stopę procentową w chwili t, natomiast r_t^* – stopę zagraniczną.

Następnie na podstawie tych dwóch szeregów utworzono model wektorowo-autoregresyjny o następującym równaniu:

$$X_t = \Pi_0 + \Pi_1 t + \sum_{i=1}^{K} \Pi_i X_{t-i} + u_t \tag{2}$$

gdzie: błąd losowy $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ nie wykazuje autokorelacji, wektor danych X_t ma wymiar $p \times T$, K to rząd opóźnień, Π_i to macierz współczynników deterministycznych (stałych i trendu) o wymiarze $p \times p$.

Jeżeli proces stochastyczny generujący dane ma charakter niestacjonarny o stopniu integracji równym 1, to równanie (2) można przekształcić do formy wektorowej korekty błędem:

$$\Delta X_t = \Pi^* X^*_{t-1} + \sum_{i=1}^{K-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t \tag{3}$$

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

Dla zwiększenia przejrzystości wywodu połączono wyrażenia opóźnione i wyrażenia deterministyczne, podobnie jak czyni się to w programach ekonometrycznych. Przy założeniu, że $X_t = I(1)$ oraz $u_t = I(0)$, macierz Π musi mieć zredukowany rząd, aby równanie (3) było zbilansowane. Jeżeli Π ma zredukowany rząd, to istnieje $p \times r$ macierzy α i β takich, że $\Pi = \alpha\beta'$, a równanie (3) można zapisać w postaci uwzględniającej dekompozycję macierzy mnożników długookresowych:

$$\Delta X_t = \alpha\beta' X^*_{t-1} + \sum_{i=1}^{K-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t \tag{4}$$

Wyrażenie $\beta' X^*_{t-1}$ to wektor kointegrujący (po wcześniejszym założeniu zredukowania rzędu macierzy Π), czyli długookresowa zależność w stanie zrównoważonego wzrostu. W przypadku stóp procentowych są to stacjonarne kombinacje liniowe zmiennych niestacjonarnych. Jeżeli zatem 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:

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

Jeżeli w badaniu empirycznym stóp procentowych rzeczywiście zostanie stwierdzony rząd równy 1, oznacza to, że istnieje pojedynczy wektor opisujący zależności między stopami procentowymi w tych dwóch obszarach walutowych. Dowodzi to istnienia zależności między polityką pieniężną w obu regionach monetarnych.

Można argumentować, że zależność ta prawdopodobnie nie ma charakteru dwukierunkowego (nie występuje sprzężenie zwrotne), lecz jednokierunkowy. Teoretycznie jest bowiem bardzo prawdopodobne, że krajowe stopy procentowe zależą od stóp zagranicznych. Przedmiotem rozważań jest przecież mała gospodarka otwarta, która ze względu na stopień integracji finansowej prawdopodobnie przyjmuje stopy procentowe z zagranicy. Mało prawdopodobna jest zależność o przeciwnym kierunku. Ponieważ sektory finansowe obu krajów bardzo różnią się wielkością, trudno zakładać, że decyzje podejmowane w małej gospodarce otwartej wpływają na stopy procentowe w dużej gospodarce.

Istnienie tych zależności potwierdzają wyniki testów parametrycznych, dotyczących współczynników macierzy α, oraz wyniki testów egzogeniczności blokowej Grangera. Istotność i znak poszczególnych współczynników z macierzy α wskazują, która ze zmiennych i w jaki sposób reaguje na występowanie zaburzeń w relacji kointegrującej. Innymi słowy, można stwierdzić, która ze stóp procentowych dostosowuje się i w jakim stopniu. W analizowanym przypadku oczekuje się, że stopa WIBOR upodobnia się do EURIBOR, a nie odwrotnie, co można zbadać za pomocą testu istotności współczynnika WIBOR w równaniu EURIBOR. Z kolei postać równania kointegrującego umożliwia analizę dodatkowych hipotez dotyczących relacji miedzy stopą krajową i zagraniczną. Zakłada się bowiem, że rynek międzybankowy w małym kraju będzie się charakteryzował wyższą premią za ryzyko. Zjawisko to można modelować za pomocą stałej w równaniu kointegrującym. Jednocześnie ze względu na spodziewaną akcesję Polski do UGW oraz trwającą od lat 90. XX w. integrację finansową długookresowe stopy procentowe podlegają konwergencji. Zjawisko to może być modelowane za pomocą trendu liniowego w równaniu kointegrującym. Hipotezy parametryczne można zatem przedstawić następująco:

1. H_0: istnieje długookresowa zależność między stopami procentowymi w Polsce i w strefie euro.
2. H_0: $\beta_0 \leq 0$ – brak premii za ryzyko w Polsce.
3. H_0: $\beta_1 = 0$ – brak konwergencji stóp procentowych pomiędzy Polską a strefą euro.
4. H_0: $\alpha_1 < 0$ – ograniczona swoboda polityki pieniężnej w Polsce.
5. H_0: $\alpha_2 = 0$ – brak dostosowania po stronie strefy euro.
6. H_0: $\beta_3 = -1$ – całkowita zależność stóp procentowych pomiędzy Polską a strefą euro.

Dodatkowo można sprawdzić, czy stopa EURIBOR jest egzogeniczna w stosunku do stopy WIBOR. Można to również zbadać za pomocą testu łącznej nieistotności opóźnień jednej stopy procentowej w równaniu drugiej i odwrotnie.

4. Wyniki badania empirycznego

Przed prezentacją wyników badania empirycznego należy przypomnieć, że poniższe wyniki dotyczą danych miesięcznych. Uzasadnienia takiego dobru próby są dwojakie. Po pierwsze, wiążą się z charakterem sformułowanej hipotezy, a po drugie – z wybraną metodą estymacji. Analizowana w pracy hipoteza dotyczy występowania i charakteru długookresowej zależności. W przypadku stóp procentowych rynku międzybankowego dane o wysokiej częstotliwości (np. dzienne) charakteryzują się dużą zmiennością, którą można tu uznać za szum nieodzwierciedlający długookresowej zależności. Bardziej zasadne wydaje się zatem używanie danych o mniejszej częstotliwości i wyeliminowanie w ten sposób zakłóceń o charakterze krótkookresowym.

Inne powody zastosowania danych miesięcznych wiążą się z metodą badawczą. Po pierwsze, stwierdzono autokorelację reszt modeli w przypadku danych dziennych. Po drugie, dążono do tego, by

wyniki były bardziej wiarygodne. Teoretycznie siła relacji kointegrującej, rozumianej jako zależność długookresowa, może bowiem zostać przeszacowana po zwiększaniu częstotliwości danych. Należy jednak podkreślić, że wszystkie analizy analogiczne do przedstawionych w tej części artykułu zostały również wykonane dla danych dziennych i tygodniowych. Uzyskano wyniki jakościowo identyczne, ale bardziej istotne statystycznie[1].

Przed przeprowadzeniem głównego badania wykonano testy przyczynowości w sensie Grangera. Nie dały one podstaw do odrzucenia hipotezy, że stopa WIBOR nie jest przyczyną w sensie Grangera stopy EURIBOR przy poziomie granicznym istotności wynoszący 0,6575. Jednocześnie stwierdzono, że hipotezę zerową: EURIBOR nie jest przyczyną WIBOR w sensie Grangera, należy odrzucić przy wartości 0,0031 (wyniki te były odporne na zmiany liczby opóźnień). Świadczy to, że pomiędzy stopami procentowymi w obu obszarach walutowych istnieje zależność jednostronna, tzn. EURIBOR jest przyczyną WIBOR. Tak też uszeregowano zmienne w kolejnych modelach.

Następnie przeprowadzono badanie stacjonarności stóp procentowych za pomocą testów istnienia pierwiastka jednostkowego z załamaniem strukturalnym oraz bez tego załamania. Badania powtórzono za pomocą testów stacjonarności. Wyniki tego badania zawiera praca Goczek i Mycielskiej (2012). Na ich podstawie można stwierdzić, że oba szeregi stóp procentowych są I(1) przy poziomie istotności 5%. Jak piszą Goczek i Mycielska (2012), teoria ekonomii wyklucza, aby w takim przypadku szereg stóp procentowych mógł być I(2).

Na kolejnym etapie badania zbudowano model wektorowo autoregresyjny (oznaczony jako VAR), wolny od restrykcji *a priori*, poza maksymalnym rzędem opóźnień. Zgodnie z kryterium Schwarza liczba opóźnień zmiennych endogenicznych powinna wynosić dwa opóźnienia, natomiast według kryterium Akaike – 11 opóźnień. Na podstawie wyników testów istotności opóźnień zmiennych endogenicznych stwierdzono, że wszystkie opóźnienia są istotne statystycznie i nie ma możliwości wprowadzenia dodatkowych restrykcji do modelu. Następnie ponownie zbadano egzogeniczność zmiennych w modelu za pomocą testu egzogeniczności blokowej Grangera. Test ten ponownie określił modelowaną zależność jako jednokierunkową – zmienna WIBOR ma charakter egzogeniczny, natomiast EURIBOR endogeniczny (przy granicznym poziomie istotności odpowiednio 0,8053 i 0,0051). W celu sprawdzenia, czy uzyskany model VAR jest stabilny, przeanalizowano pierwiastki wielomianu charakterystycznego modelu VAR. Żaden nie znajduje się poza kołem jednostkowym, co oznacza, że model VAR jest stabilny, niemniej jednak największa wartość modułu pierwiastka jest stosunkowo wysoka i wynosi 0,96.

Następnie przeprowadzono testy kointegracji Johansena z kilkoma wariantami założeń dotyczących formy trendu w równaniach. Rozważano przy tym również sens ekonomiczny poszczególnych założeń. Stała w równaniu kointegrującym odpowiadałaby dodatkowej różnicy między stopami procentowymi w kraju większym i kraju mniejszym. Trend w równaniu kointegrującym modeluje długookresową konwergencję polskich stóp procentowych do poziomu w strefie euro, która prawdopodobnie następuje w związku ze spodziewaną akcesją Polski do UGW.

Wyniki dotyczące liczby równań kointegrujących dla różnych wariantów założeń dotyczących trendu podano w tabeli 1. We wszystkich przypadkach, poza założoną możliwością istnienia trendu kwadratowego, stwierdzono jeden wektor kointegrujący[2]. Jednocześnie należy przyjąć założenie o stałej

[1] Autorzy mają świadomość, że większa moc statystyczna wyników może być pozorna. Wyniki dla średnich dziennych i tygodniowych są dostępne u autorów na życzenie.

[2] Zgodnie z teorią ekonomii występowanie trendu kwadratowego wydaje się mało prawdopodobne. Co więcej, wyniki te należy odrzucić ze względu na wskazywanie dwóch równań kointegrujących przy dwóch zmiennych.

w równaniu kointegrującym oraz braku trendu w danych, na co wskazują oba rodzaje uzyskanych kryteriów informacyjnych. O braku trendu konwergencji świadczy też wynik wskazujący na nieistotność trendu w równaniu kointegrującym w oszacowanych w tym celu modelach wektorowej korekty błędem (VECM). Można zatem uznać, że nie ma podstaw do odrzucenia drugiej i trzeciej hipotezy parametrycznej. Tym samym w składniku deterministycznym modelu VECM użyto stałej, odpowiadającej premii za ryzyko, a pominięto trend, odpowiadający konwergencji stóp procentowych.

Wynik testu Johansena, przeprowadzonego dla modelu składnika deterministycznego wskazywanego przez kryteria informacyjne, przedstawiono w tabeli 2. Warto zwrócić uwagę na bardzo wysoką istotność statystyczną uzyskanego wyniku, która zdecydowanie potwierdza istnienie postulowanej w artykule zależności między stopami WIBOR i EURIBOR. Należy także podkreślić, że wyniki testu rzędu są odporne na zjawisko grupowania wariancji. Graniczny poziom istotności uzyskany dla danych miesięcznych wynosi bowiem 78% (dla danych dziennych i tygodniowych uzyskano, odpowiednio, 92% i 94 %).

Na podstawie uzyskanych wyników skonstruowano model VEC ze stałą w równaniu kointegrującym oraz stałą w części autoregresyjnej. Wyniki oszacowania tego wariantu modelu VEC zawiera pierwsza kolumna tabeli 3. Na postawie wyników można stwierdzić, że tak zbudowany model VEC jest stabilny. Wartość drugiego modułu największego pierwiastka wynosi 0,93. Biorąc pod uwagę użycie danych miesięcznych, wskazuje to na dosyć szybkie tempo zbieżności.

Wyniki przeprowadzonych testów diagnostycznych wskazują na brak autokorelacji przy poziomie istotności 5%, poza rzędem 5, który nie ma jednak jednoznacznej interpretacji ekonomicznej. Modele o liczbie opóźnień większej od 5 nie wykazywały już tego rzędu autokorelacji, chociaż test LM wskazywał na autokorelację rzędu 6 oraz 9 na poziomie istotności 10%. Z tego powodu do interpretacji wybrano oszacowania modelu z dziewięcioma opóźnieniami (druga kolumna tabeli 3). Wyniki testów autokorelacji reszt z tego modelu sugerują brak występowania tego zjawiska.

Wartość oszacowanego współczynnika przy zewnętrznej stopie procentowej sugeruje, że wzrost EURIBOR o 1 pkt proc. powoduje wzrost WIBOR o 0,81 pkt proc. Sugerowałoby to niepełne dostosowanie krajowych stóp procentowych do stóp za granicą, ale należy tu zwrócić uwagę na oszacowanie błędu standardowego. W takim przypadku postulowana wartość -1 zawiera się w przedziale ufności, a zatem wynik ten nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy o pełnym dostosowaniu stóp procentowych.

Wielkość oszacowanego parametru korekty błędem dla WIBOR wskazuje, że połowa odchylenia od relacji kointegrującej jest likwidowana w ciągu 20,5 miesiąca. Wynik ten jest słabszy niż uzyskany przez Reade'a i Volza (2010) w analogicznym badaniu dla Szwecji (dostosowanie następuje w ciągu 100 dni). Należy jednak pamiętać, że szwedzka gospodarka jest znacznie bardziej zintegrowana ze strefą niż polska, a Szwecja jest jedynym krajem unijnym objętym derogacją, który wypełnia kryteria konwergencji (poza kryterium kursowym). Oszacowanie odpowiedniego parametru dla EURIBOR okazało się nieistotne, co jest spójne z wynikami kolejnych testów.

Ponownie przeprowadzone testy egzogeniczności blokowej w sensie Grangera w modelu VEC potwierdziły, że badana zależność między stopami procentowymi nie zachodzi w obie strony. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że zmiany WIBOR nie powodują zmian EURIBOR na poziomie 1%. Z drugiej strony graniczny poziom istotności hipotezy zerowej stwierdzającej, że zmiany EURIBOR nie powodują zmian WIBOR, wynosi 98,57%.

W celu uzupełnienia analizy oszacowano funkcje reakcji na szoki zortogonalizowane za pomocą macierzy Choleskiego. Oszacowania funkcji reakcji przedstawiono na wykresie 1.

Na wykresie 2 zilustrowano dekompozycję wariancji prognoz dla 36 miesięcy. Można stwierdzić, że analizowane miary charakteryzują się zależnością jednostronną. Rosnąca część wariancji prognozy dla stóp procentowych w Polsce wiąże się z szokami wpływającymi na EURIBOR. Z kolei zakłócenia dotyczące WIBOR mają niemal zerowy wpływ na wariancję prognoz zmiany EURIBOR. Uzyskany wynik można uznać za kolejne potwierdzenie głównej hipotezy artykułu.

Na podstawie uzyskanych wyników można sformułować wnioski dotyczące postawionych uprzednio hipotez parametrycznych:

1. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu zależności kointegrującej między stopami procentowymi w Polsce i w strefie euro.

2. Premia za ryzyko związana z inwestowaniem w Polsce nadal występuje i jest dodatnia.

3. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku konwergencji stóp procentowych pomiędzy Polską a strefą euro. Oznacza to istnienie stanu ustalonego, w którym premia za ryzyko w Polsce nie jest zerowa.

4. Swoboda prowadzenia polityki pieniężnej w Polsce jest ograniczona, ale w pewnym zakresie pozostaje. Zgodnie z oczekiwaniami w przypadku wystąpienia szoku zewnętrznego stopy procentowe w Polsce osiągają po pewnym czasie zależność długookresową ze stopami procentowymi w strefie euro.

5. Zgodnie z oczekiwaniami stopy procentowe w strefie euro nie ulegają dostosowaniom do relacji długookresowej ze stopami procentowymi w Polsce.

6. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o całkowitej zależności między stopami procentowymi w Polsce i strefie euro.

5. Badanie odporności uzyskanych wyników

Uzyskane rezultaty mogą budzić wątpliwości co do odporności na przyjęte założenia metody badawczej. Pierwsza uwaga dotyczy przyjętego w pracy okresu badania. Objął on pierwsze miesiące po upłynnieniu kursu złotego, kiedy kształtowanie się długookresowej zależności dopiero się rozpoczęło. Problem ten zilustrowano za pomocą wykresu reszt z zależności kointegrującej (wykres 3).

Wydaje się, że dostosowanie polegało na korekcie kursu walutowego, który w tym wypadku stanowi część reszty, a który przed upłynnieniem był prawdopodobnie znacznie przeszacowany. Można zatem sądzić, że objęcie analizą lat 2001–2002 mogło wpłynąć na obciążenie wyników, choć wydaje się, że raczej spowodowało to niedoszacowanie braku swobody polityki pieniężnej.

W celu zbadania niezależności uzyskanych wyników od przyjętego okresu analizy przeprowadzono identyczne badania dla okresów: 2003–2013, 2004–2013, 2005–2013, 2006–2013. W każdym przypadku uzyskane wyniki testu Johansena jednoznacznie wskazały na występowanie zależności kointegrujacej. W tabeli 4 zawarto reprezentatywny wynik testu kointegracji Johansena dla próby 2005–2013, natomiast na wykresie 4 przedstawiono reszty odchylenia od omawianej relacji, oszacowanej według takiej samej procedury, jak w przypadku oryginalnego zakresu danych. Można zaobserwować, że przedstawione reszty w tym późniejszym okresie są bardziej stabilne.

Trzecia kolumna tabeli 2 zawiera oszacowania modelu dla lat 2005–2013. Zgodnie z oczekiwaniami w miarę skracania okresu objętego badaniem zmniejszał się ekonomiczny wpływ zależności długookresowej, jednak rósł współczynnik dostosowań. Oszacowana zależność jest słabsza, lecz dostosowania do niej po zakłóceniu są szybsze.

Kolejne możliwe zastrzeżenie dotyczy testowania modelu o niekompletnej specyfikacji. Zgodnie z teorią niepokrytego parytetu stóp procentowych analiza relacji między stopami procentowymi w dwóch krajach powinna uwzględniać zmiany nominalnego kursu walutowego. Idąc śladem wielu innych analiz empirycznych, w badaniu uwzględniono wyłącznie stopy procentowe. Jak wyjaśnia Juselius (2007), test istnienia wektora kointegrującego powinien każdorazowo wykazywać zależność długookresową, która będzie zachowana we wszystkich układach równań bardziej ogólnych od testowanego (ang. *sectoral-specific-to-general property*). Dlatego według Reade'a i Volza (2010) model ekonometryczny z zależnością kointegrującą wyłącznie dla stóp procentowych powinien odzwierciedlać bardziej skomplikowane zależności parytetów stóp procentowych z uwzględnieniem kursu walutowego, luki produkcyjnej, inflacyjnej i innych czynników wpływających na równowagę zewnętrzną danego kraju.

W modelu VEC (Juselius 2007) ewentualne pominięcie zmiennej nie powinno mieć wpływu na uzyskane wyniki, jednak postanowiono to dodatkowo przeanalizować. Zgodnie z koncepcją niepokrytego parytetu stóp procentowych stopy procentowe są rozumiane jako ceny aktywów, kształtowane w wyniku arbitrażu finansowego między krajami. W niniejszym artykule są natomiast traktowane jako realizacja polityki pieniężnej. Niemniej jednak ze względu na możliwą krytykę w modelu uwzględniono dodatkową zmienną, tj. kurs walutowy euro.

Uzyskane wyniki testów stacjonarności KPSS i niestacjonarności ERS (DF-GLS), zawarte w tabeli 5, wskazują na stacjonarność kursu walutowego euro w omawianym okresie (jako zmienną przyjęto średni miesięczny kurs euro wyrażony w złotych). Potwierdzają to wyniki testów zakładających stacjonarność, jak też trendostacjonarność procesu stochastycznego, generującego kurs walutowy. Następnie przeprowadzono test Johansena, który przy wartościach granicznych poziomu istotności 0,57 wskazał na odrzucenie hipotezy zakładającej trzy równania kointegrujące oraz potwierdził brak podstaw do odrzucenia hipotezy o dwóch równaniach kointegrujących (tabela 6). W równaniu opisującym zależność długookresową zgodnie z teorią niepokrytego parytetu stóp procentowych deprecjacja złotego okazała się nieistotna (tabela 7). Nie jest to zaskoczeniem, zważywszy na potwierdzoną we wcześniejszych testach niestacjonarność procesu generującego stopy procentowe i stacjonarność zmian kursu walutowego. Wskazywana w artykule zależność pomiędzy stopami procentowymi w Polsce i w strefie euro uległa wzmocnieniu po uwzględnieniu w modelu kursu walutowego. Oszacowane wielkości parametrów są prawie identyczne (-0,855 w wybranym modelu i -0,859 w modelu z uwzględnioną deprecjacją) choć bardziej zgodne z formułowanymi hipotezami, natomiast istotność statystyczna nieznacznie się zmniejszyła (statystyka t zmniejszyła się z -2,57 do -2,54). Uzyskane wyniki świadczą, że przyjęta w badaniu specyfikacja wektora kointegrującego jest prawidłowa, i nie potwierdzają zasadności testowania modelu o niepełnej specyfikacji.

Inną słabością badania może być zjawisko grupowania wariancji w przypadku danych dziennych. Zastosowany w badaniu test Johansena jest jednak odporny na to zjawisko[3]. Dodatkowo zmiana danych na dane miesięczne i usunięcie w ten sposób efektu ARCH podważa tę krytykę.

Kolejne zastrzeżenie może budzić pominięcie w modelu zmiennych zero-jedynkowych, odpowiadających szczególnym zjawiskom na rynkach pieniężnych w omawianym okresie. Dużą liczbę podobnych zmiennych stosują m.in. Cuaresma i Wójcik (2006) oraz Reade i Volz (2010). W szczególności brakuje zmiennych zero-jedynkowych w okresie kryzysu finansowego w latach 2008–2009. Jest to jednak zaletą uzyskanego modelu, gdyż dobór zmiennych zero-jedynkowych ma zawsze charakter arbitralny. Co więcej, wyłączenie wpływów szczególnych wydarzeń na całość oszacowania mogłoby potwierdzić

[3] Cavaliere, Rahbek i Taylor (2010) prezentują wyniki analityczne i symulacje procesów warunkowej wariancji, dowodzące tej zależności.

nieistniejącą zależność. W prezentowanym modelu uzyskana relacja kointegrująca pomiędzy stopami procentowymi nie zmienia się w czasie mimo potencjalnego wpływu szczególnych wydarzeń, tj. kryzysów z lat 2001 i 2008–2009, oraz zmian w polityce pieniężnej w obu obszarach monetarnych.

Innym kwestią, która może się wiązać z użytą metodą, jest jej odporność na fałszywe wykazywanie braku swobody prowadzenia polityki pieniężnej w sytuacji, gdy w rzeczywistości takie zjawisko nie występuje. W opracowaniu Goczka i Mycielskiej (2012) zastosowano podobną metodę do analizy zależności między stopami procentowymi LIBOR i WIBOR. Uzyskane wyniki wskazywały na brak zależności między polską polityką pieniężną a działaniami Systemu Rezerwy Federalnej. Oznacza to, że to właśnie integracja gospodarcza i(lub) finansowa ze strefą euro jest źródłem tej zależności.

Należy podkreślić, że modele dobrano tak, aby ich wyniki były jak najbardziej konserwatywne pod względem interpretacji ekonomicznej. Przy każdym innym wariancie specyfikacji uzyskiwano wyniki sugerujące jeszcze silniejsze ograniczenie swobody prowadzenia polityki pieniężnej w Polsce. Otrzymano wyniki niezależne od liczby opóźnień w modelu, skracania okresu analizy, wybranej dekompozycji, częstotliwości danych itp. Największą słabością pracy jest jednak fakt, że użyta metoda badawcza nie umożliwia poznania ani źródła, ani mechanizmu analizowanej zależności. Zaprezentowane rozważania mogą zostać zweryfikowane *ex post* w kolejnych badaniach. W badaniach odporności przeanalizowano również inne formy modelu VEC, niemniej uzyskano podobne jakościowo wyniki. Przyjęty model wybrano na podstawie wyników testów zagnieżdżonych modeli (tabela 1).

7. Wnioski

Niezależność polityki pieniężnej w warunkach silnie liberalizowanych międzynarodowych przepływów kapitału oraz płynnego kursu walutowego jest uznawana za jedno z ważniejszych założeń makroekonomii gospodarki otwartej. Utrata tego narzędzia polityki gospodarczej jest traktowana jako najpoważniejszy koszt włączenia kraju do wspólnego obszaru walutowego. Wnioski z rozważań teoretycznych sugerują jednak, że faktyczny zakres swobody prowadzenia polityki pieniężnej przez małą gospodarkę otwartą jest znacznie ograniczony, nawet w przypadku systemu płynnego kursu walutowego. Skutkiem integracji walutowej Polski nie będzie istotne ograniczenie swobody prowadzenia polityki pieniężnej, ponieważ prawdopodobnie już teraz, ze względu na uwarunkowania kursowe i rosnącą integrację ze strefą euro, nasza polityka pieniężna jest silnie skorelowana z działaniami EBC.

W przedstawionej pracy podjęto próbę oszacowania faktycznej swobody prowadzenia polityki pieniężnej w Polsce względem działań Europejskiego Banku Centralnego. Na podstawie zmian stóp procentowych rynku międzybankowego rozważano podobieństwo między polityką pieniężną NBP i EBC. Uzyskane wyniki wskazują na występowanie długookresowej jednostronnej zależności między stopami procentowymi, przy czym nie można wykluczyć pełnego dostosowania.

Słabością zastosowanej w pracy analizy kointegracji jest niewątpliwie to, że nie wskazuje ona przyczyn badanej zależności. Powody wykazanej niepełnej swobody prowadzenia polityki pieniężnej mogą mieć charakter endogeniczny lub egzogeniczny (Goczek, Mycielska 2012). Pierwszym wytłumaczeniem może być rosnąca korelacja cykli koniunkturalnych pomiędzy Polską a strefą euro. Podobieństwo polityki pieniężnej można uznać za rezultat zacieśniania więzi gospodarczych na skutek intensyfikacji handlu oraz integracji rynków finansowych, co jest zgodne z teorią endogeniczności optymalnych obszarów walutowych (Frankel, Rose 1998).

Innym wyjaśnieniem, odwołującym się do endogenicznego charakteru analizowanej zależności, jest dostosowanie do globalnej inflacji. W takim przypadku banki centralne obu obszarów walutowych tak samo reagują na zakłócenia egzogeniczne. Duże podobieństwo między polityką krajowego i zagranicznego banku centralnego może być zatem odbiciem nie tyle braku niezależności, ile symetryczności szoków, które dotykają obie gospodarki[4].

Rozpatrywaną zależność można także wyjaśniać, wskazując na jej egzogeniczny charakter. Obserwowane podobieństwo polityki pieniężnej w obu obszarach walutowych może bowiem wynikać z obawy przed płynnością kursu walutowego (ang. *fear of floating*) oraz ze świadomego ograniczania się NBP w kwestii prowadzenia polityki pieniężnej. Za pomocą metod użytych w artykule nie można jednak zweryfikować przyczyn występowania analizowanej zależności – ani endogenicznych, ani egzogenicznych. Trudno odróżnić przypadek kopiowania decyzji EBC od sytuacji, gdy podobieństwo stóp procentowych wynika np. z symetryczności szoków zewnętrznych. W obu przypadkach obserwowano by takie same zmiany w polityce pieniężnej.

Uzyskane wyniki rzucają nowe światło na bilans korzyści i kosztów związanych z włączeniem Polski do UGW. Na ich podstawie można zakwestionować założenie o pełnej swobodzie prowadzenia polityki pieniężnej w Polsce, a to daje podstawy do ponownej dyskusji na temat faktycznych kosztów wprowadzenia euro w Polsce. Przedmiotem dalszej analizy powinno być wyjaśnienie mechanizmu zaobserwowanej zależności kointegrującej między stopami procentowymi.

Bibliografia

Buscher H.S., Gabrisch H. (2011), *What might central banks lose or gain in case of euro adoption – a GARCH-analysis of money market rates for Sweden*, Denmark and the UK, IWH Discussion Papers, 9/11, Institut für Wirtschaftsforschung, Halle.

Calmfors L., Flam H., Gottfries N., Jerneck M., Lindahl R., Matlary J. H., Rabinowicz E., Vredin A., Berntsson C. (1997), *EMU: A Swedish perspective,* Kluwer Academic Publishers, Boston.

Cavaliere G., Rahbek A., Taylor R. (2010), Cointegration rank testing under conditional heteroskedasticity, *Econometric Theory*, 26, 1719–1760.

Cuaresma C.J., Wojcik C. (2006), Measuring monetary independence: evidence from a group of new EU member countries, *Journal of Comparative Economics*, 34(1), 24–43.

Frankel J., Rose A. (1998), The endogeneity of the optimum currency area criteria, *Economic Journal*, 108(449), 1009–1025.

Frankel J., Schmukler S., Serven L. (2004), Global transmission of interest rates: monetary independence and currency regime, *Journal of International Money and Finance*, 23(5), 701–733.

di Giovanni J., Shambaugh J. C. (2008), The impact of foreign interest rates on the economy: The role of the exchange rate regime, J*ournal of International Economics*, 74(2), 341–361.

Gradzewicz M., Makarski K. (2009), The welfare cost of monetary policy loss after the euro adoption in Poland, w: *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.

[4] Kolasa (2008) wskazuje z kolei na heterogeniczność reakcji na szoki pomiędzy Polską a strefą euro, co sugerowałoby raczej pierwszą ewentualność.

Goczek Ł., Mycielska D. (2012), Realizacja celu inflacyjnego, czy obawa przed płynnością? Uwarunkowania kursowe w Polsce w przededniu przyjęcia euro, w: J. Górski, K. Opolski (red.), *Where is the Eurozone heading?*, Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych, Warszawa.

HM Treasury (1997), *UK membership of the single currency. An assessment of the five economic tests,* HM Treasury, London.

HM Treasury (2003), *UK membership of the single currency. An assessment of the five economic tests,* HM Treasury, London.

Hofmann B., Bogdanova B. (2012), Taylor rules and monetary policy: a global great deviation? *BIS Quarterly Review*, March, 37–49.

Holden S. (2009), The three outsiders and the Monetary Union, w: *EMU at ten. Should Denmark*, Sweden and the UK join?, SNS Forlag, Stokholm.

IMF (2008), *Financial stress, downturns, and recoveries*, World Economic Outlook, International Monetary Fund.

Johansen S. (1995), *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.

Juselius K. (2007), *The cointegrated VAR model: methodology and applications, advanced texts in econometrics*, Oxford University Press, Oxford.

Kliber A., Kliber P., Płuciennik P. (2012), Zależności pomiędzy stopami procentowymi rynku międzybankowego w Polsce, *Przegląd Statystyczny*, 59(2), 149–161.

Kolasa M. (2008), *Structural heterogeneity or asymmetric shocks? Poland and the euro area through the lens of a two-country DSGE model*, National Bank of Poland Working Papers, 49.

Łyziak T., Mackiewicz J., Stanisławska E. (2007), Central bank transparency and credibility: the case of Poland, 1998-2004, *European Journal of Political Economy*, 23(1), 67–87.

Moon H.R., Perron B. (2007), An empirical analysis of nonstationarity in a panel of interest rates with factors, *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 383–400.

NBP (2009), *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.

Pagan A. (1996), The econometrics of financial markets, *Journal of Empirical Finance*, 3, 15–102.

Reade J., Volz U. (2010), Too much to lose, or more to gain? Should Sweden join the euro?, University of Birmingham Discussion Papers,10-13.

Reade J., Volz U. (2011), *Leader of the pack? German monetary dominance in Europe prior to EMU*, Economic Modelling, 28(1–2), 239–250.

Taylor J.B. (2007), Globalization and monetary policy: missions impossible, w: M. Gertler, J. Gali (red.), *The international dimensions of monetary policy*, NBER Conference, Girona, Spain, University of Chicago Press.

Podziękowania

Autorzy artykułu pragną podziękować Jerzemu Mycielskiemu, a także anonimowym recenzentom za wnikliwe komentarze i sugestie, które przyczyniły się do znacznej poprawy tekstu. Odpowiedzialność za wszelkie błędy spoczywa na autorach.

Aneks

Tabela 1

Podsumowanie wyników uzyskanych w testach kointegracji Johansena w zależności od założeń modelu

Preferowana na poziomie 5% liczba równań kointegrujących według modeli					
Trend w danych	brak	brak	liniowy	liniowy	kwadratowy
Rodzaj testu	brak stałej	stała	stała	stała	stała
Trend stochastyczny	brak trendu	brak trendu	brak trendu	trend	trend
Test śladu	1	1	1	1	2
Największa wartość własna	1	1	1	1	2
Kryteria informacyjne według modeli					
Trend w danych	brak	brak	liniowy	liniowy	kwadratowy
Rodzaj testu	brak stałej	stała	stała	stała	stała
Trend stochastyczny	brak trendu	brak trendu	brak trendu	trend	trend
Logarytm wiarygodności					
Rząd macierzy					
0	110,9242	110,9242	112,5400	112,5400	117,8209
1	122,5554	127,9389	128,0410	128,3409	128,6619
2	123,4288	128,9204	128,9204	130,8890	130,8890
Kryterium informacyjne Akaike					
Rząd macierzy					
0	-1,390868	-1,390868	-1,385675	-1,385675	-1,430012
1	-1,493991	-1,553229*	-1,541094	-1,531634	-1,522459
2	-1,451741	-1,498925	-1,498925	-1,498500	-1,498500
Kryterium informacyjne Schwarza					
Rząd macierzy					
0	-1,228856	-1,228856	-1,183161	-1,183161	-1,186995
1	-1,250974	-1,289960*	-1,257574	-1,227862	-1,198436
2	-1,127718	-1,134399	-1,134399	-1,093471	-1,093471

* Model preferowany.

Tabela 2

Test kointegracji Johansena: stała bez trendu

	Test śladu			
	wartość własna	**statystyka śladu**	**wartość krytyczna – 5%**	***p-value***
Liczba równań kointegrujących				
– brak	0,205410	35,99243	20,26184	0,0002
– co najwyżej 1	0,013176	1,962970	9,164546	0,7850
	Test maksymalnej wartości własnej			
	wartość własna	**statystyka wartości własnej**	**wartość krytyczna – 5%**	***p-value***
Zakładana liczba równań kointegrujących				
– brak	0,205410	34,02946	15,89210	0,0000
– co najwyżej 1	0,013176	1,962970	9,164546	0,7850

Tabela 3
Wyniki modeli VECM

	Model 1 (2 opóźnienia)		**Model 2 (9 opóźnień)**		**Model 3 (2005–2013)**	
	β_3 (EURIBOR)					
Ocena parametru	-0,854813		-0,812939		-0,348043	
Błąd estymacji	(0,33246)		(0,37153)		(0,10115)	
Statystyka *t*	[-2,57115]		[-2,18806]		[-3,44089]	
	β_0 (premia za ryzyko)					
Ocena parametru	-2,810981		-3,080462		-3,894739	
Błąd estymacji	(0,92885)		(1,03017)		(0,27320)	
Statystyka *t*	[-3,02629]		[-2,99024]		[-14,2560]	
	Mechanizm korekty błędem					
	model 1 (2 opóźnienia)		**model 2 (9 opóźnień)**		**model 3 (2005–2013)**	
	α_1 (WIBOR)	α_2 (EURIBOR)	α_1 (WIBOR)	α_2 (EURIBOR)	α_1 (WIBOR)	α_2 (EURIBOR)
Ocena parametru	-0,036622	-0,004953	-0,033288	-0,004482	-0,086821	-0,059428
Błąd estymacji	(0,00623)	(0,00403)	(0,00604)	(0,00426)	(0,02135)	(0,02322)
Statystyka *t*	[-5,88060]	[-1,22860]	[-5,50986]	[-1,05105]	[-4,06684]	[-2,55884]
R^2	0,643504	0,520513	0,716571	0,565150	0,682315	0,610179
Skorygowany R^2	0,617483	0,485514	0,666687	0,488617	0,638496	0,556411
Statystyka testu F	24,72963	14,87220	14,36487	7,384345	15,57134	11,34830
Logarytm wiarygodności	41,37216	105,7199	58,34479	112,9509	76,96028	68,53858
Kryterium AIC	-0,410435	-1,279999	-0,477632	-1,215553	-1,279206	-1,110772
Kryterium SC	-0,187669	-1,057233	-0,011849	-0,749770	-0,940533	-0,772099

Uwaga: błędy standardowe w nawiasach okrągłych, statystyki *t* w nawiasach kwadratowych.

Tabela 4
Test kointegracji Johansena: stała bez trendu dla lat 2005–2013

	Test śladu			
	wartość własna	**statystyka śladu**	**wartość krytyczna – 5%**	***p-value***
Liczba równań kointegrujących				
– brak	0,173124	21,81129	20,26184	0,0304
– co najwyżej 1	0,027623	2,801213	9,164546	0,6185
	Test maksymalnej wartości własnej			
	wartość własna	**statystyka wartości własnej**	**wartość krytyczna – 5%**	***p-value***
Liczba równań kointegrujących				
– brak	0,173124	19,01008	15,89210	0,0156
– co najwyżej 1	0,027623	2,801213	9,164546	0,6185

Tabela 5
Testy stacjonarności KPSS i niestacjonarności ERS (DF-GLS) dla kursu euro

	Stacjonarność	**Trendostacjonarność**
Wartość statystyki testowej KPSS	0,114331	0,114104
Asymptotyczne wartości krytyczne:		
– poziom 1%	0,739000	0,216000
– poziom 5%	0,463000	0,146000
– poziom 10%	0,347000	0,119000
Wartość statystyki testowej ERS (DFGLS)	-2,748291	-2,828478
Asymptotyczne wartości krytyczne:		
– poziom 1%	-2,580681	-3,522400
– poziom 5%	-1,942996	-2,982000
– poziom 10%	-1,615279	-2,692000
Stopień integracji zmiennej	I(0)	I(0)

Tabela 6

Test kointegracji Johansena: stała bez trendu dla UIP

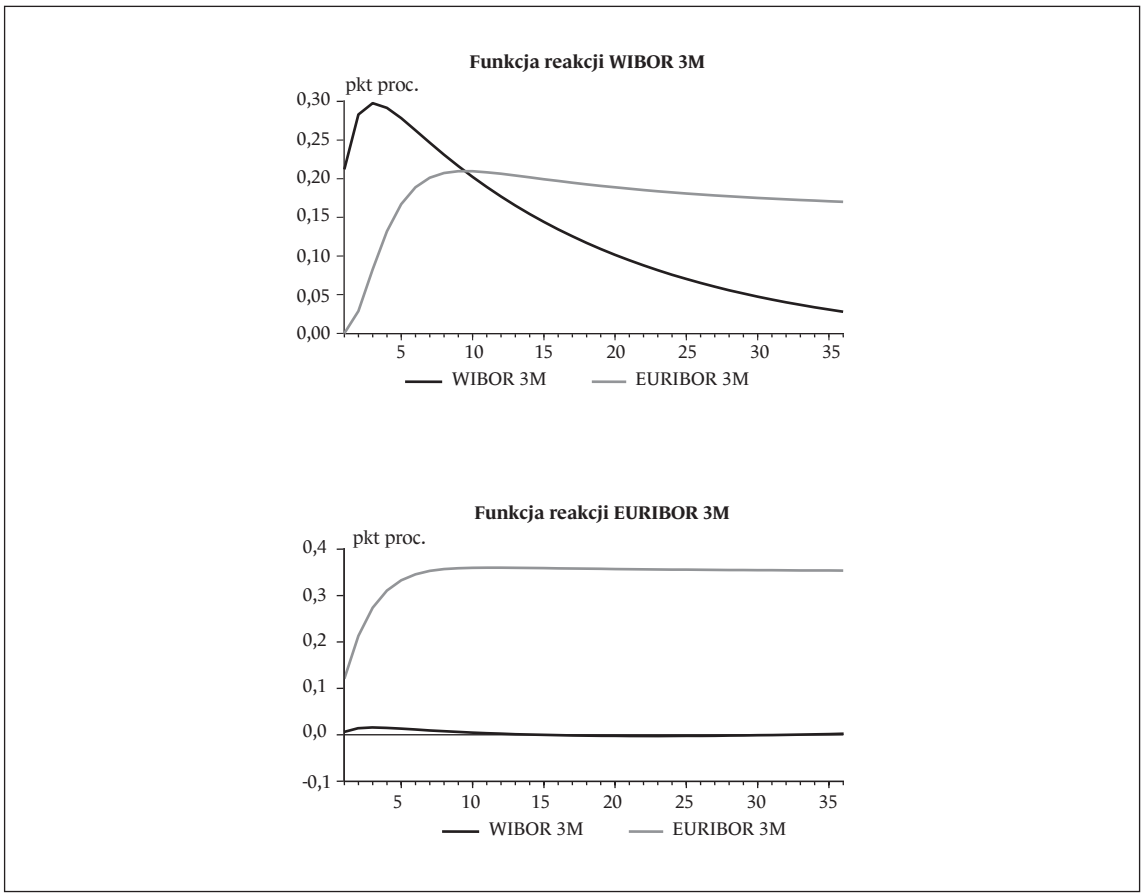
Test śladu				
	wartość własna	**statystyka śladu**	**wartość krytyczna – 5%**	***p-value***
Liczba równań kointegrujących				
– brak	0,227009	73,86743	35,19275	0,0000
– co najwyżej 1	0,198329	35,75927	20,26184	0,0002
– co najwyżej 2	0,020350	3,042821	9,164546	0,5727
Test maksymalnej wartości własnej				
	wartość własna	**statystyka wartości własnej**	**wartość krytyczna – 5%**	***p-value***
Liczba równań kointegrujących				
– brak	0,227009	38,10816	22,29962	0,0001
– co najwyżej 1	0,198329	32,71645	15,89210	0,0001
– co najwyżej 2	0,020350	3,042821	9,164546	0,5727

Tabela 7
Model VECM z niepokrytym parytetem stóp procentowych

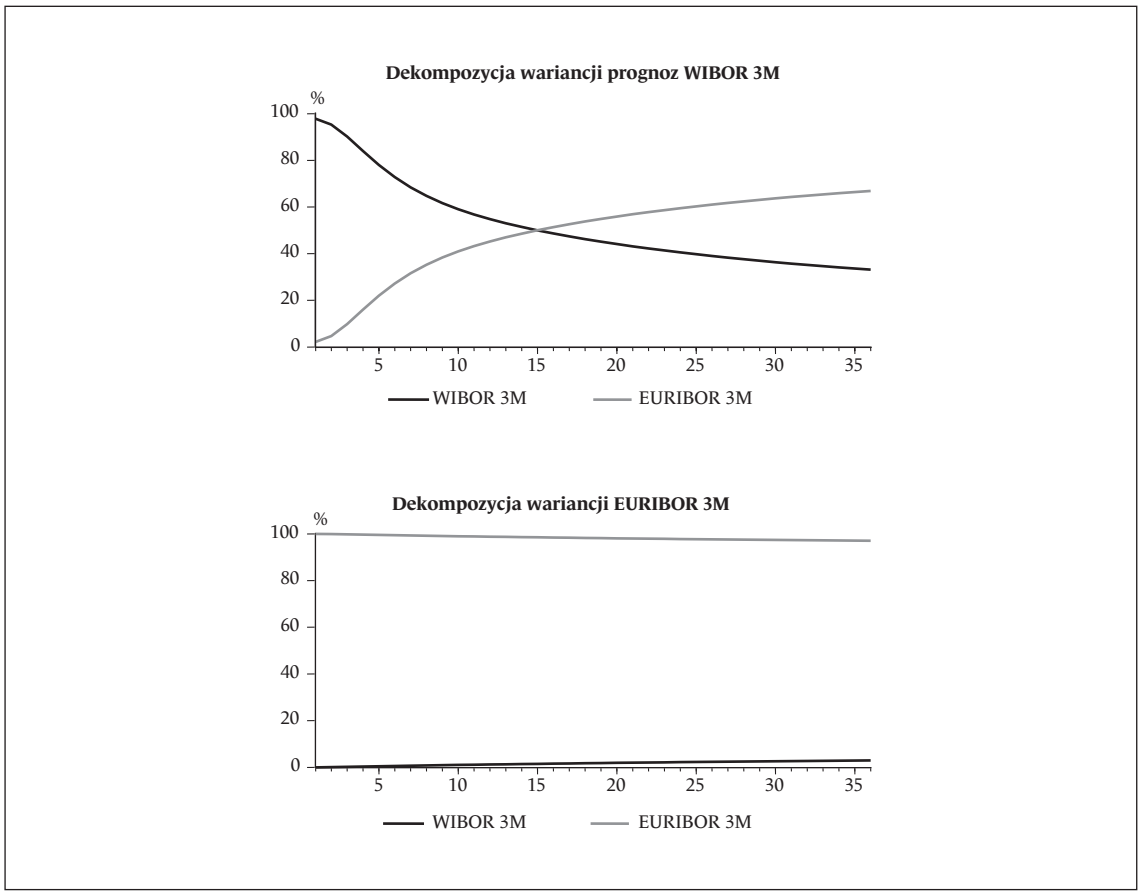
	WIBOR	**Deprecjacja**	
EURIBOR			
– ocena parametru	-0,859248	-0,000558	
– błąd estymacji	(0,33827)	(0,00135)	
– statystyka *t*	[-2,54011]	[-0,41462]	
Stała			
– ocena parametru	-2,794950	0,000863	
– błąd estymacji	(0,94517)	(0,00376)	
– statystyka *t*	[-2,95710]	[0,22945]	
	D(WIBOR 3M)	**D(Deprecjacja)**	**D(EURIBOR 3M)**
Równanie WIBOR			
– ocena parametru	-0,036978	0,001506	-0,009018
– błąd estymacji	(0,00694)	(0,00074)	(0,00420)
– statystyka *t*	[-5,32690]	[2,04148]	[-2,14661]
Równanie deprecjacji			
– ocena parametru	0,216088	-1,006941	2,281851
– błąd estymacji	(1,71665)	(0,18242)	(1,03884)
– statystyka *t*	[0,12588]	[-5,52002]	[2,19653]
R^2	0,647308	0,458321	0,585522
Skorygowany R^2	0,604231	0,392162	0,534899
Statystyka testu F	15,02678	6,927554	11,56628
Logarytm wiarygodności	42,16590	373,9580	116,5015
Kryterium AIC	-0,340080	-4,823757	-1,344615
Kryterium SC	0,004195	-4,479482	-1,000341

Uwagi: błędy standardowe w nawiasach okrągłych, statystyki *t* w nawiasach kwadratowych.

Wykres 1
Funkcje reakcji na szoki zortogonalizowane

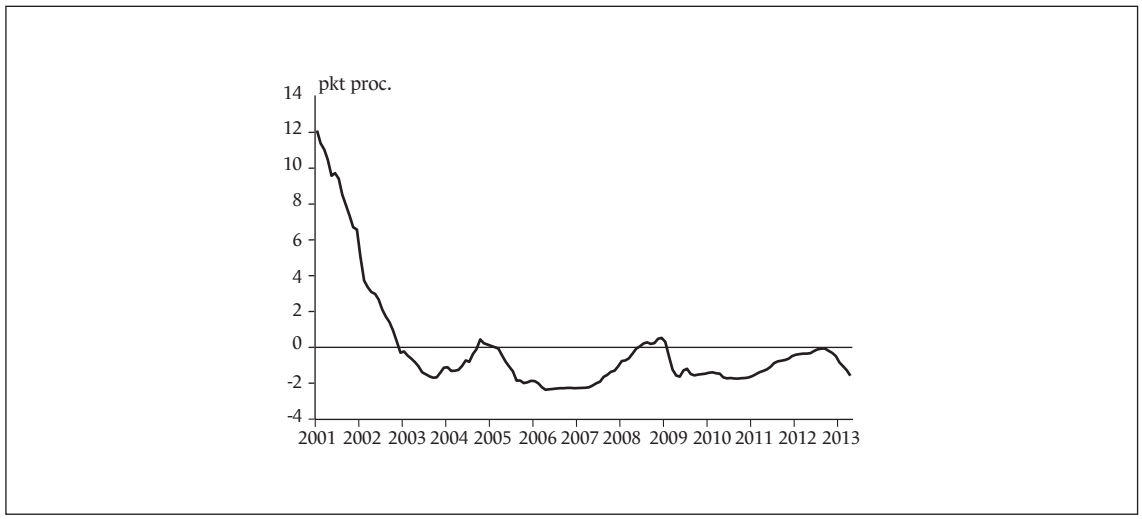


Wykres 2
Dekompozycja wariancji prognoz



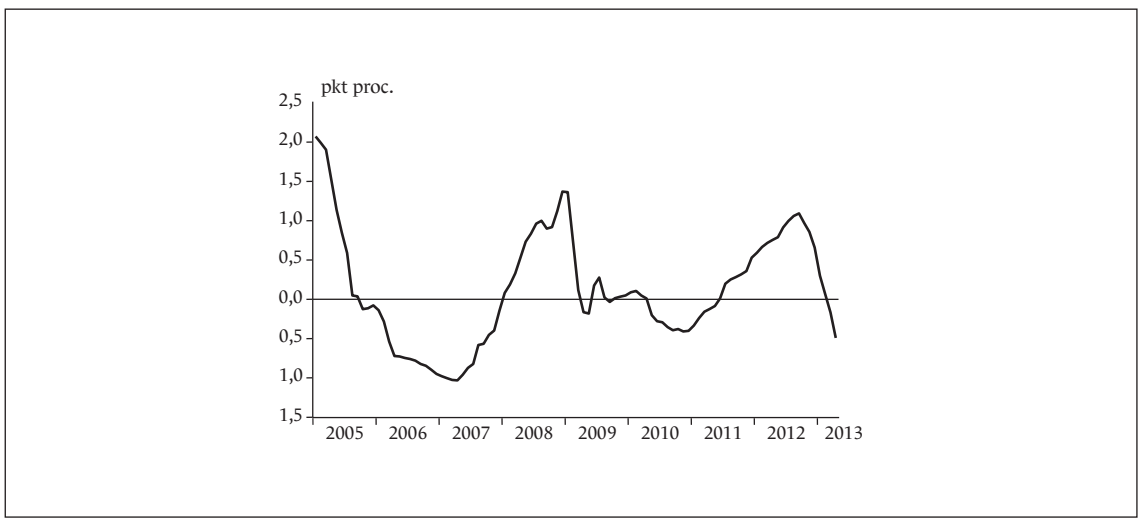
Wykres 3

Reszty z wektorów kointegrujących dla 2001–2013



Wykres 4

Reszty z zależności kointegrującej dla lat 2005–2013



Ready for the euro? Empirical study of the actual monetary policy independence in Poland

Abstract

The aim of the article is to examine the actual degree of the Polish monetary policy independence. The article raises the question of the possibility of such a policy in a small open economy operating within a highly liberalized capital flows and highly integrated financial markets. It can be assumed that due to the increasing economic integration, Polish monetary policy is to some extent dependable on the policy of the European Central Bank. Confirmation of this hypothesis is essential to the analysis of costs of the Polish accession to the EMU. The main hypothesis of the article is verified with a vector error-correction mechanism model and appropriate parametric hypotheses.

Keywords: Eurozone, monetary policy independence, monetary union