



POLSKA Z EURO CZY BEZ?

Abstrakt pracy:

Ekonomiczna różnorodność regionów i krajów w wielu przypadkach jest widocznym znakiem rozwijającej się, zdrowej gospodarki światowej. W tym kontekście wyodrębnienie regionu, w którym dzięki wprowadzeniu jednej waluty efektywność ekonomiczna jest maksymalna wydaje się być zagadnieniem kluczowym. Rozszerzenie wspólnego obszaru walutowego nie jest obojętne ani dla kraju przyjmowanego ani dla celów gospodarczych pozostałych krajów unii walutowej. Kryzys jaki dotknął kraje PIIGS wskazuje na słabość obecnie przyjętych kryteriów ustalania wspólnej waluty z uwagi na wyrzeczenie się niezależności własnego systemu monetarnego na rzecz polityki banku centralnego Europy. W pracy przyjęto, że momentem, w którym korzyści przystąpienia do EMU przeważąby koszty takiej transformacji jest moment wysokiej integracji rynków finansowych. W związku z brakiem ścisłej definicji stopnia synchronizacji tych rynków, przeanalizowano powiązania polityk monetarnych EBC i Polski w okresie euforii i kryzysu na rynkach finansowych.

Dominik Łyżwa

Wstęp

Przemiana gospodarcza Polski, która dokonała się na przestrzeni ostatnich 26 lat jest olbrzymia. Mimo różnorodnych ocen dokonującej się transformacji ekonomiści są zgodni opisując imponujące tempo zmian w naszym kraju. Na zmiany wpływało kilka motorów wzrostu, przede wszystkim: reformy gospodarcze i prawne, globalna koniunktura, zmiany prywatyzacyjne czy wreszcie wejście Polski do UE. Główne skoki spowodowane tymi czynnikami mamy już jednak za sobą - jeżeli chcemy awansować do grona państw wysoko rozwiniętych powinniśmy szukać nowych okazji do stymulacji gospodarki (Pruchnik, 2014). Poza koniecznymi do wprowadzenia reformami w Polsce w orężu znajduje się coś jeszcze – możliwość wejścia do strefy euro.

Zbadanie zasadności uczestniczenia Polski w strefie euro oparto na ocenie możliwości wyodrębnienia optymalnego obszaru walutowego. W opozycji do tradycyjnego modelu Mundella (1961), w pracy przyjęto podejście zaproponowane przez Ingrama (1973), w którym kryterium opłacalności jest integracja rynków finansowych. Celem niniejszej pracy jest określenie powiązań polityk monetarnych EBC i Polski w okresie euforii i kryzysu na rynkach finansowych, co pozwoli określić moment, w którym korzyści przystąpienia do EMU przeważąłyby koszty takiej transformacji.

W świetle niedawnego kryzysu finansowego oraz jego następstw, które widoczne są do dziś, sformułowano hipotezę, że przystąpienie Polski do strefy euro jest korzystniejsze w okresie euforii na rynkach finansowych.

Pracę podzielono na trzy części. W pierwszej zdefiniowano optymalny obszar walutowy oraz kryteria optymalności przez pryzmat czynników, które są istotne dla wprowadzenia euro w Polsce. Część druga przedstawia model badawczy sprawdzający długookresowe powiązania między politykami monetarnymi Polski, EBC i Fed oraz ujmuje wyniki estymacji i wnioski. Trzecia część koncentruje się na analizie krótkookresowych dostaw w politykach pieniężnych w odpowiedzi na impuls spowodowany przystąpieniem Polski do strefy euro w okresie kryzysu i euforii na rynkach akcji.

Kryteria optymalnego obszaru walutowego

Unia monetarna w Europie powstała jako projekt czysto polityczny. Twórcy tej koncepcji oparli kryteria konwergencji na paradygmacie optymalnego obszaru walutowego (Mundell 1961, McKinnon 1963), rozumianego jako obszar, w którym efektywność ekonomiczna jest maksymalizowana, jeśli w tym rejonie obowiązuje jedna waluta.

Badania w zakresie kosztów i korzyści płynących z wprowadzenia euro dla nowych krajów Unii były prowadzone bardzo intensywnie. Naukowcy w oparciu o klasyczną teorię optymalnego obszaru walutowego wskazują m.in., że przystąpienie do strefy euro wyjątkowo silnie wpływa na uwarunkowania gospodarcze zarówno kraju przystępującego, jak i całej unii walutowej (De Grauwe, 2012; Sanchis-I-Marco, 2013). Dla przykładu, usztywnienie kursu walutowego umożliwia łatwiejsze planowanie produkcji sektora eksportowego, co generuje zwiększenie wymiany handlowej (Frankel, Rose, 1998; Daras, Hegemejer, 2008).

Ze względu na ciągłe pogłębianie relacji Polski z krajami Unii Europejskiej oraz konieczność wprowadzenia euro w przyszłości razem z wypełnieniem kryteriów konwergencji, zasadnym jest przyjąć, że polityka prowadzona przez EBC nie jest również obojętna w realizowaniu celów gospodarczych Polski. Wprowadzenie wspólnej waluty znacząco zmniejsza koszty transakcyjne w aspekcie wymiany walutowej (Csajbók, Csermely, 2002). Jednocześnie za jeden z największych kosztów wprowadzenia euro uważa się wyrzeczenie się niezależności własnego systemu monetarnego na rzecz polityki EBC. Może to wydłużać procesy dostosowawcze w przypadku wystąpienia wstrząsów asymetrycznych w gospodarce (Stążka, 2008). Ekonomisci zgadzają się jednak, że zasadnym jest wprowadzenie w Polsce euro w momencie, gdy suma korzyści przewyższa sumę kosztów z tym związanych. Za właściwą chwilę uznaje się przy tym moment, w którym spełnione zostaną warunki optymalności wspólnego obszaru walutowego (Rosati, 2013).

Optymalne kryteria konwergencji odwołują się jednak niemal wyłącznie do czynników realnych, a nie monetarnych. Tymczasem doświadczenia krajów z grupy PIIGS wskazują, że istotnym kryterium optymalnego obszaru walutowego powinna być integracja rynków finansowych. W dłuższym okresie duże znaczenie będzie miała konwergencja krótko- i długoterminowych stóp procentowych, co obniży z czasem obecny poziom stopy naturalnej i doprowadzi do wzrostu dochodu narodowego. W dłuższym horyzoncie może to doprowadzić do wzrostu polskiego PKB o 7% (Daras, Hegemejer, 2008).

Jak argumentuje Ingram (1973), w warunkach funkcjonowania zintegrowanych rynków finansowych nie istnieje potrzeba posługiwania się elastycznym kursem walutowym, jako że różnica między stopami procentowymi wywołuje przepływy kapitału umożliwiające przywrócenie równowagi zewnętrznej. Integracja finansowa sprzyja ponadto ujednocnieniu stóp procentowych i całej polityki monetarnej, co pozwala łagodzić skutki asymetrycznych szoków poprzez dywersyfikację źródeł dochodów (McKinnon, 2004).

Autorzy badań empirycznych stopnia powiązań rynków walutowych nie są jednak zgodni w jakim okresie integracja rynków finansowych jest największa (Bekart, Harvey

1995). Forbes i Rigobon (2002) wskazują na wzrost siły powiązań rynkowych w okresach kryzysu, zaś Bartrain i in. (2007) uważają, że początkowe trudności gospodarcze są tylko impulsem dla ściślejszej synchronizacji w okresie wzrostów cen na rynkach finansowych.

Długookresowe powiązania polityk monetarnych

W celu zweryfikowania zadanej hipotezy została przeprowadzona analiza powiązań między politykami Polski, EBC oraz Fed. Za kanały transmisji impulsów między gospodarkami przyjmowane były krótkoterminowe (3 miesięczne) międzybankowe stopy procentowe, jako ogólny przyjęty wskaźnik modelowania efektów polityki pieniężnej (Bernanke, Blinder, 1992).

Badania zostały przeprowadzone w oparciu o globalny model VECM (Pesaran, Schuermann, Weiner, 2004) przez pryzmat dominacji polityki monetarnej EBC nad polską polityką stóp procentowych, zgodnie z pracą Kadowa (2013). Szereg czasowy obejmował okres od 01.2008 do końca 03.2015. Został on podzielony na dwa podokresy: kryzys, co w niniejszej pracy obejmuje okres trwający od 01.2008 do końca 12.2011, oraz euforia - od 01.2012 do 03.2015 (por. Tabela 1). W celach porównawczych badanie przeprowadzone zostało dla obu tych okresów osobno.

Tabela 1. Charakterystyki opisowe wykorzystanych danych

	2008- 2011			2012 - 2015		
	Euro Area	Poland	US	Euro Area	Poland	US
Średnia	2,0169	4,8085	0,42604	0,31231	3,3674	0,05641
Mediana	1,37	4,35	0,15	0,22	2,71	0,05
Minimalna	0,64	3,69	0,01	0,03	1,67	0,02
Maksymalna	5,11	6,8	2,75	1,22	5,13	0,11
Odch.stand.	1,589	0,98653	0,66917	0,26872	1,1349	0,028882
Wsp.zmienności	0,78786	0,20516	1,5707	0,86045	0,33702	0,51199
Skośność	1,0567	0,88343	1,9196	1,8791	0,47301	0,33106
Kurtoza	-0,59939	-0,70085	2,5464	3,0101	-1,3238	-1,3364
5% Percentyl	0,6545	3,82	0,01	0,05	1,92	0,02
95% Percentyl	4,9975	6,686	2,003	1,05	5,12	0,1
Q3-Q1	2,2175	1,465	0,145	0,13	2,15	0,06

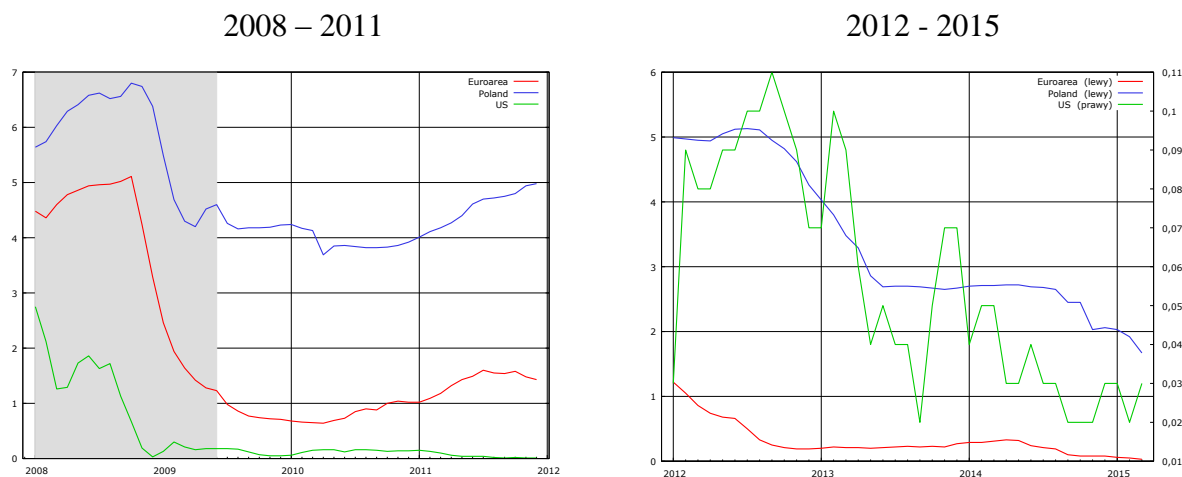
Źródło: Opracowanie własne, dane pobrane z Eurostat i Fed.

Testowanie długookresowej zależności

Celem wskazania najlepszego momentu przystąpienia Polski do UE należy najpierw sprawdzić na ile polityka NBP pokrywa się z polityką EBC. W tym celu zbadano istnienie wspólnego trendu pomiędzy stopami procentowymi w strefie euro i w Polsce. Użyto do tego

testu kointegracji Johansena (Johansen 1995), przyjmując jako zmienną egzogeniczną trzymiesięczne stopy procentowe Fed, ze względu na powiązanie jego polityki z EBC.

Wykres 1. Stopy procentowe w badanych okresach i krajach



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat i Fed. Kolorem szarym zaznaczona została recesja zidentyfikowana przez NBER.

Tabela 2. Wyniki testu kointegracji

Rząd	Wartość własna	Test śladu	Wartość p	Test Lmax	Wartość p
Kryzys (2008 - 2011)					
0	0,51754	50,268	[0,0000]	34,256	[0,0000]
1	0,28870	16,011	[0,0001]	16,011	[0,0001]
Euforia (2012 – 2015)					
0	0,61104	45,563	[0,0000]	35,883	[0,0000]
1	0,22488	9,6800	[0,0390]	9,6800	[0,0390]

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostat i Fed.

Interpretacja wyników wskazuje na występowanie relacji kointegrującej między stopami procentowymi zarówno w okresie kryzysu jak i euforii. Odchylenia stóp procentowych od wspólnego trendu są niskie, dlatego w badanym przypadku można mówić o wspólnym kierunku zmian stóp procentowych między EBC a NBP. Wniosek ten stanowi pierwszy krok w analizie kosztów przystąpienia do strefy euro.

Oszacowanie mechanizmu długookresowego oddziaływania polityki EBC na polską politykę monetarną

Dalsza część pracy prezentuje badanie symulacyjne, ukazujące skutki przystąpienia do strefy euro w postaci zmiany reżimu walutowego i utraty suwerenności polityki fiskalnej w okresie kryzysu i euforii. Mechanizm transmisji polityki EBC oparty został na metodologii ARDL – ECM (Pesaran, Shin, Smith, 2001). W związku z tym metodą regresji liniowej

zostały oszacowane poniższe równania. Badania uwzględniły także autokorelację i heteroskedastyczność reszt.

Dla kryzysu:

$$y_t^c = \beta_0^c + \beta_1^c y_{t-1}^c + \dots + \beta_p^c y_{t-p}^c + \alpha_0^c x_t^c + \alpha_1^c x_{t-1}^c + \dots + \alpha_q^c x_{t-q}^c + \varepsilon_t^c, \quad (1)$$

Dla euforii:

$$y_t^e = \beta_0^e + \beta_1^e y_{t-1}^e + \dots + \beta_p^e y_{t-p}^e + \alpha_0^e x_t^e + \alpha_1^e x_{t-1}^e + \dots + \alpha_q^e x_{t-q}^e + \varepsilon_t^e, \quad (2)$$

Gdzie: y_t – wektor stóp procentowych w Polsce i strefie euro, a x_t – wektor stóp procentowych w USA.

Z modelu wykluczone zostają takie zmienne, które nie są istotne względem testu t-studenta i sekwencyjnego testu F redukcji modelu. Tabela 3 prezentuje oszacowania wybranych współczynników.

Tabela 3. Wyniki estymacji mechanizmów długookresowych zależności stóp procentowych w okresie kryzysu i euforii

Kryzys (2008 - 2011)				
	Współczynnik	Błąd stand.	z	wartość p
const	0,37219	0,333355	1,1165	0,2642
Euroarea_1	0,660561	0,117566	5,6186	<0,0001
Euroarea_3	-0,642866	0,0540647	-11,8907	<0,0001
Euroarea_7	0,31781	0,0606422	5,2407	<0,0001
Euroarea_9	-0,332622	0,0597695	-5,5651	<0,0001
Euroarea_11	0,149501	0,0362202	4,1276	<0,0001
Poland_1	0,872484	0,105543	8,2666	<0,0001
Średn.aryt.zm.zależnej	4,348108			
Suma kwadratów reszt	0,347988			
Wsp. determ. R-kwadrat	0,965117			
F(6, 30)	332,9539			
Logarytm wiarygodności	33,82964			
Kryt. bayes. Schwarza	-42,38286			
Autokorel.reszt - rho1	-0,113327			
Odch.stand.zm.zależnej	0,526407			
Błąd standardowy reszt	0,107701			
Skorygowany R-kwadrat	0,95814			
Wartość p dla testu F	4,71E-26			
Kryt. inform. Akaike'a	-53,65928			
Kryt. Hannana-Quinna	-49,68381			
Statystyka Durbina h	-0,899089			

Euforia (2011 - 2015)				
	Współczynnik	Błąd stand.	z	wartość p
const	-0,0693853	0,049232	-1,4094	0,1587
Euroarea_1	0,974926	0,15821	6,1622	<0,0001
US_3	-2,80575	0,958146	-2,9283	0,0034
Poland_1	0,971467	0,029869	32,5246	<0,0001
Średn.aryt.zm.zależnej	3,005625		Odch.stand.zm.zależnej	0,90816
Suma kwadratów reszt	0,268279		Błąd standardowy reszt	0,09789
Wsp. determ. R-kwadrat	0,989507		Skorygowany R-kwadrat	0,98838
F(3, 28)	1783,266		Wartość p dla testu F	4,65E-32
Logarytm wiarygodności	31,0974		Kryt. inform. Akaike'a	-54,19479
Kryt. bayes. Schwarz	-48,33185		Kryt. Hannana-Quinna	-52,25139
Autokorel.reszt - rho1	-0,183194		Statystyka Durbina h	-1,051418

Źródło: opracowanie własne.

Wnioski

Badanie wykazuje, że sytuacja w strefie euro wywiera wpływ na działania NBP zarówno w okresie kryzysu, jak i euforii na rynkach. W obu tych okresach działania NBP w dużym zakresie (ok. 97%) pokrywają się z działaniami EBC. Dodatkowo w okresie euforii na polską politykę pieniężną wywiera wpływ polityka USA z kwartalnym opóźnieniem. Dodatnia zmiana stóp procentowych Fed w poprzednim okresie powoduje obniżenie stóp w Polsce o ok. 2,8%. W okresie euforii zmiany stóp procentowych EBC powodują właściwie jednakową zmianę stóp w Polsce w kolejnym miesiącu. Wpływ na polską politykę pieniężną w okresie kryzysu wywierają tylko działania w strefie euro. Wyniki wyraźnie wskazują na istotne powiązanie polityki Polski z EBC, niezależnie od koniunktury. Oznacza to, że część kosztu poświęcenia polityki monetarnej została już uwzględniona w sytuacji ekonomicznej kraju. Ponad to można zauważyć brak wpływu Fed na politykę NBP w okresie kryzysu. Może to być spowodowane większą izolacją gospodarek w trudnych czasach, przez co wpływ sfery amerykańskiej jest w tym okresie zmniejszony.

Symulacja dostosowań krótkookresowych

W tej części pracy zostanie przedstawiona analiza mechanizmu dostosowań Polskiej gospodarki na szok wywołany zastąpieniem polskiego złotego przez euro. Szok ten, występujący w chwili $t=0$ został zbadany w modelu VECM (Koop, 2014). Oszacowania efektu znajdują się w tabelach poniżej.

Tabela 4. Dostosowania krótkookresowe w przypadku wejścia do strefy euro okresie kryzysu

Równanie 1: Dostosowania w strefie euro

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
const	0,805773	0,14065	5,7289	<0,0001	***
US	0,368799	0,0628454	5,8683	<0,0001	***
EC1	-0,0272663	0,00414482	-6,5784	<0,0001	***
Średn.aryt.zm.zależnej	-0,064894		Odch.stand.zm.zależnej	0,25162	
Suma kwadratów reszt	1,413677		Błąd standardowy reszt	0,179246	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,514596		Skorygowany R-kwadrat	0,492532	

Równanie 2: Dostosowania w Polsce

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
const	0,400317	0,17284	2,3161	0,0253	**
US	0,225987	0,0772287	2,9262	0,0054	***
EC1	-0,0134897	0,00509344	-2,6484	0,0112	**
Średn.aryt.zm.zależnej	-0,014043		Odch.stand.zm.zależnej	0,237145	
Suma kwadratów reszt	2,134816		Błąd standardowy reszt	0,220269	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,174769		Skorygowany R-kwadrat	0,137259	
Autokorel.reszt - rho1	0,517795		Stat. Durbina-Watsona	0,952022	

Źródło: opracowanie własne

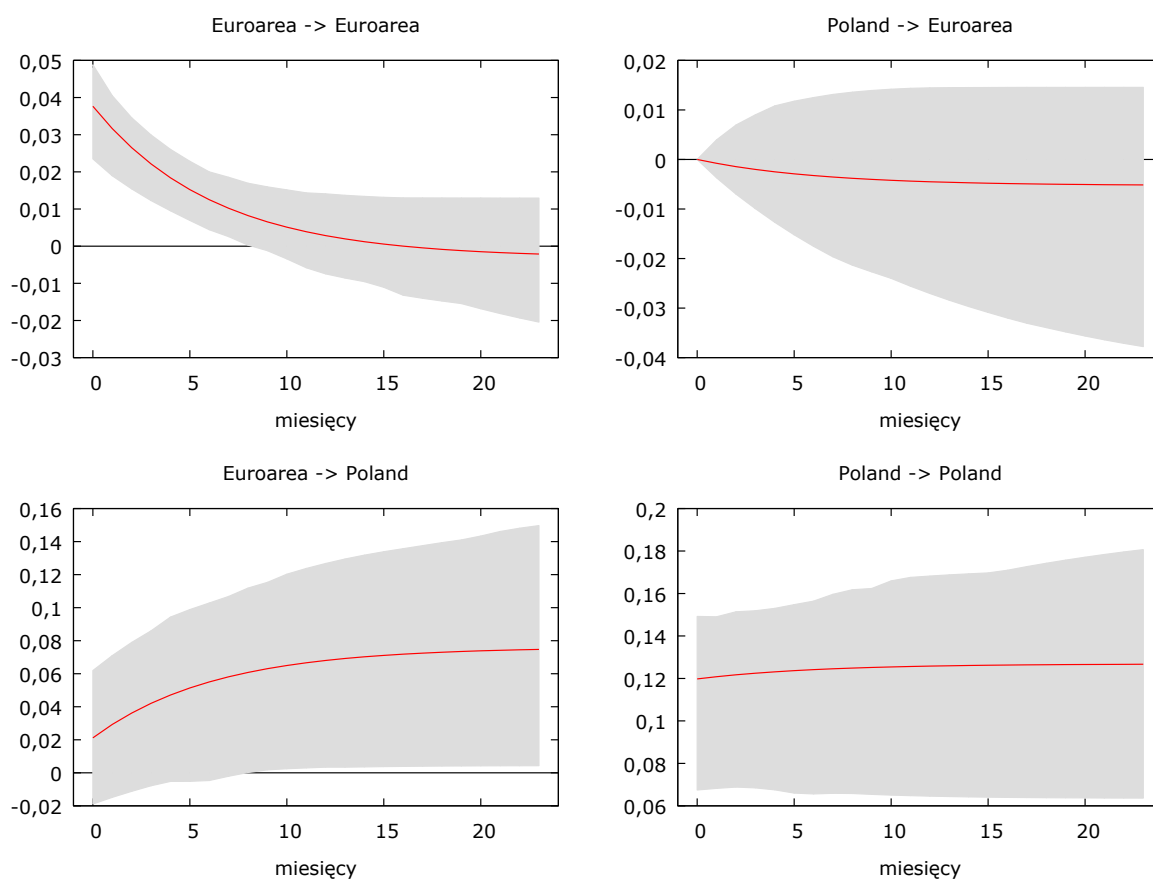
Po wejściu Polski do strefy euro w warunkach kryzysu reakcja stóp procentowych jest gwałtowna. W pierwszym półroczu obniżenie stóp szacuje się na 10 – 15 punktów procentowych. Zanikanie efektu jest powolne, co przy uwzględnieniu jego siły świadczy o dużych kosztach związanych z przyjęciem euro w okresie kryzysu. Wiąże się to z faktem, że system finansowy w okresie osłabienia jest wysoce niestabilny i zmiany w systemach walutowych niekorzystnie mogą odbić się na kraju przyjmującym, a także na samej strefie euro.

Równanie 2: Dostosowania w Polsce

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
const	-0,0981934	0,048709	-2,0159	0,0515	*
US_1	-1,51006	0,792922	-1,9044	0,0651	*
EC1	0,210275	0,0760205	2,766	0,009	***
Średn.aryt.zm.zależnej	-0,087368				
Suma kwadratów reszt	0,562052				
Wsp. determ. R-kwadrat	0,192149				
Autokorel.reszt - rho1	0,258037				
			Odch.stand.zm.zależnej	0,137127	
			Błąd standardowy reszt	0,126723	
			Skorygowany R-kwadrat	0,145986	
			Stat. Durbina-Watsona	1,409311	

Źródło: Opracowanie własne.

Wykres 3. Odpowiedzi na impuls w okresie euforii



Źródło: opracowanie własne.

W okresie euforii reakcja na przyjęcie euro jest korzystniejsza dla obu gospodarek. Impuls wielkości jednego odchylenia standardowego tłumiony jest w ciągu ok. 10 miesięcy od jego pojawienia się, czyli prawie dwukrotnie szybciej niż w czasie kryzysu. Jeszcze słabszą reakcję obserwujemy w przypadku stóp procentowych UE po wejściu Polski do strefy euro w chwili $t=0$. Powoduje to spadek stóp procentowych o mniej niż 1 punkt procentowy

w ciągu pierwszego półrocza, następnie efekt ten jest tłumiony. Porównując te dwa okresy można zaobserwować, że różnica w koniunkturze znacząco wpływa na reakcję gospodarek strefy euro i polskiej - znacznie korzystniej jest przystąpić do euro w okresie euforii.

Zakończenie

Pytanie zadane w tytule pracy jest czysto hipotetyczne, bowiem na mocy traktatu z Maastricht (1992) oraz tzw. kryteriów kopenhaskich (1993), Polska prędzej czy później zobowiązana jest do przyjęcia wspólnej waluty.

O ile po dołączeniu Polski do UE w 2004r. dużo mówiło się o potrzebie i chęci jak najszybszego spełnienia kryteriów konwergencji nominalnej, to kolejne lata zweryfikowały te postanowienia. Ekonomiści wskazują dwie główne przyczyny takich opóźnień - kryzys finansowy od 2008r. oraz przyczyny wewnętrzne spowodowane zmianą partii rządzących (Rosati, 2013). Odłożenie tej kwestii z powodu kryzysu jest niejako zrozumiałe – badania wskazują, że posiadanie odrębnej polityki monetarnej w tym okresie było zbawienne dla naszej gospodarki (Brzoza-Brzezina, Makarski, Wesołowski, 2013). Zmiany partii rządzących po wejściu do UE spowolniły realizację założeń Traktatu Akcesyjnego, a politycy coraz częściej powoływali się na konwergencję realną, czyli konieczność osiągnięcia wyższego PKB per capita żeby takie zmiany były słuszne. Obecnie (kwiecień 2015), w przededniu wyborów prezydenckich i problemów waluty euro na świecie, kwestie wprowadzenia wspólnej waluty nie są silnie dyskutowane, mimo solidnych podstaw w zakresie wypełnienia kryteriów konwergencji nominalnej.

Naukowcy badali w różnych wydaniach kwestię zależności gospodarek europejskich od działań EBC. Kadow, Cerrato, MacDonald (2013) wykazali istnienie tzw. *Euro Dominacji* w krajach UE, które jeszcze nie weszły do strefy euro. Prezentowane tam wyniki wskazują, że polityki monetarne tych krajów mimikują zachowania EBC, przez co nie są zupełnie niezależne w swoich działaniach. Goczek i Mycielska (2013) potwierdzają tę zależność, wskazując dwie możliwe przyczyny. Pierwsza dotyczy coraz większej korelacji w cyklach biznesowych gospodarek Polski i Niemiec. Druga przyczyna to podobna reakcja obu tych gospodarek na zachodzące szoki cenowe.

W niniejszym opracowaniu dyskusję nad przystąpieniem Polski do strefy euro badano przez pryzmat integracji polityk monetarnych w okresach euforii i kryzysu na rynkach finansowych.

Zaobserwowane tutaj różnice w wynikach badań w zależności od koniunktury gospodarczej mogą okazać się istotne dla szacowania kosztu poświęcenia własnej polityki monetarnej i systemu walutowego. Badania wykazały istotne powiązania między polityką pieniężną strefy euro i Polski na długo przed przyjęciem przez ten kraj wspólnej waluty. W związku z tym istnieje możliwość, że prezentowany często argument przeciw wstąpieniu do strefy, dotyczący poświęcenia własnej polityki fiskalnej nie ma takiej mocy jak mogłoby się wydawać. Powodowałyby to łagodniejsze podejście do kwestii koniecznych do poniesienia kosztów niż ma to miejsce obecnie w raportach instytucji finansowych (Kosior, Rubaszek, 2014). W ocenie kosztów istotna jest także sytuacja gospodarcza w momencie przyjęcia euro. Przeprowadzone badania mogą implikować zmiany w podejściu do radzenia sobie z szokami po przekształceniu, które są znacznie silniejsze w okresie kryzysu niż w okresie euforii na rynkach.

Wybierając zatem moment kiedy korzyści przeważą nad kosztami wejścia do Unii Monetarnej należy zrobić wszystko aby gospodarka była gotowa na zmiany i wybrać taki termin żeby szoki, które niewątpliwie się pojawią, były jak najmniejsze. Niniejsza praca wskazuje, że do oceny możliwych kosztów przyjęcia euro potrzebne jest zbadanie jak silny może być dany efekt konkretnie w przypadku Polski dla okresu wprowadzenia wspólnej waluty.

1. Bartrains S., Taylor S., Wang Y.H., The euro and European financial market dependence, "Journal of Banking and Finance", 31, 2007, s. 1461 – 1481.
2. Bekaert G., Harvey C., Time varying world market integration, "Journal of Finance", 50, 1995, s. 403 – 444.
3. Bernanke, B.S., Blinder, A.S., The federal funds rate and the channels of monetary transmission. „American Economic Review” 82, 1992, s. 901–921.
4. Brzoza-Brzezina M., Makarski K., Wesołowski G., "Would it have paid to be in the eurozone?", NBP Working Paper No.128, Warszawa, 2012.
5. Csajbók A., Csermely A. (red.), Adopting the Euro in Hungary: Expected Costs, Benefits and Timing, „MNB Occasional Paper”, nr 24, Magyar Nemzeti Bank, 2002.
6. Daras T., Hagemeyer J., „The Long Run Effects of Poland’s Accession to the Eurozone”, NBP Working Paper 70, 2008.
7. De Grauwe P., "Economics of Monetary Union", Oxford University Press, 2012.
8. Forbes K., Rigobon R., No contagion, only interdependence: measuring stock markets comovements, "Journal of Finance", 57, 2002, s. 2223 – 2261.
9. Frankel J., Rose A., The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria, „The Economic Journal”, 108 (449), 1998, s. 1009 – 1025.
10. Goczek Ł., Mycielska D., „Ready for euro? Empirical study of the actual monetary policy independence in Poland”, Uniwersytet Warszawski, Working Papers No. 13/2013 (98), 2013.
11. Ingram J., The case for the European monetary integration. Essays in international finance, Princeton University 1973.
12. Johansen, S., Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Press, 1995.
13. Kadow A., Cerrato M., MacDonald R., Straetmans S., Does the euro dominate Central and Eastern European money markets?, "Journal of International Money and Finance", 32, 2013, s. 700 – 718.
14. Koop G., „Wprowadzenie do ekonometrii”, Oficyna Wolters – Kluwer, 2014.
15. McKinnon R., Optimum Currency Areas and Key Currencies: Mundell I versus Mundell II, "Journal of Common Market Studies", 42 (4), 2004, s. 689 – 715.
16. McKinnon R., Optimum currency areas, "The American Economic Review" 53 (4), 1963, s. 717 – 725.

17. Mundell, R. A., A Theory of Optimum Currency Areas , “ The American Economic Review”, 51 (4), 1961, s. 657–665.
18. Narodowy Bank Polski, [red:] Kosior A., Rubaszek M., „Ekonomiczne wyzwania integracji Polski ze strefą euro”, 2014.
19. Pesaran M., Schuermann T., Weiner S., Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error - Correcting Macroeconometric Model, “Journal of Business and Economic Statistics”, 22 (2), 2004, s. 129 – 162.
20. Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J., Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, “Journal of Applied Econometrics”, 16, 2001, s. 289 – 326.
21. Pruchnik K., „Polska Transformacja 1989–2014: Sukces czy Porażka?”, Towarzystwo Ekonomistów Polskich – praca konkursowa, 2014.
22. Rosati D.K., Czy Polska powinna przystąpić do strefy euro?, „Gospodarka Narodowa”, 10(266), 2013, s. 5-37.
23. Sanchis-I-Marco M., “The Economics of the Monetary Union and the Eurozone Crisis”, Springer, 2013.
24. Stążka A., The Flexible Exchange Rate as a Stabilising Instrument: The Case of Poland.