

RYSZARD STEFAŃSKI

SYNCHRONIZACJA CYKLU KONIUNKTURALNEGO A REALNA KONWERCENCJA POLSKI ZE STREFĄ EURO

Perspektywa wejścia Polski do Europejskiej Unii Walutowej skłania do zastanowienia się nad tym, czy nasza gospodarka jest gotowa do integracji ze strefą euro. Dla osiągnięcia pełnych korzyści z członkostwa w tym ugrupowaniu konieczna jest realna konwergencja gospodarki z pozostałymi krajami tworzącymi unię walutową i przynależność do optymalnego obszaru walutowego.

Celem niniejszego artykułu jest ocena stopnia realnej konwergencji polskiej gospodarki ze strefą euro, przejawiająca się w synchronizacji szeroko rozumianego cyklu koniunkturalnego, uwzględniającego: produkcję, ceny, rynek pracy oraz stosunki gospodarcze z zagranicą.

Zakres przestrzenny obejmuje strefę euro jako całość (12 krajów) oraz Polskę, a także wybrane kraje Unii Europejskiej, zarówno należące do Europejskiej Unii Walutowej, jak i pozostające poza tym ugrupowaniem. W analizie nie ujęto Cypru, Malty i Słowenii ze względu na brak kompletnych i porównywalnych danych statystycznych.

Zakres czasowy obejmuje lata 1993-2007. W badaniach empirycznych wykorzystano dane kwartalne. W przypadku produktu krajowego brutto szeregi czasowe są krótsze i obejmują lata 1995-2007, co wynika z dostępności porównywalnych danych dla wybranych krajów.

I. WPROWADZENIE TEORETYCZNE

Koniecznym warunkiem formalnym przystąpienia Polski do Europejskiej Unii Walutowej jest osiągnięcie nominalnej konwergencji z gospodarkami krajów strefy euro. Wymaga to spełnienia następujących, kryteriów przyjętych w Maastricht:

- inflacja wynosząca nie więcej niż o 1,5 punktu procentowego powyżej średniej dla trzech krajów o najniższej inflacji w Unii Europejskiej,
- długoterminowe stopy procentowe przewyższające o maksymalnie 2 punkty procentowe poziom dla trzech krajów o najniższej inflacji w Unii Europejskiej,
- deficyt budżetowy poniżej 3% produktu krajowego brutto,

- dług publiczny poniżej 60% produktu krajowego brutto,
- stabilny kurs walutowy w ciągu dwóch lat przed wejściem do strefy euro
- przynależność do systemu ERM II z maksymalnym dopuszczalnym pasmem wahań $+/-15\%$.

Spełnienie pierwszych czterech kryteriów konwergencji sprzyja niewątpliwie stabilizacji koniunktury gospodarczej w krajach strefy euro. Wydaje się, że niezależnie od tego, czy dany kraj chce wejść do Europejskiej Unii Walutowej czy też nie, powinien starać się spełnić te kryteria. Zasady te są tak sformułowane, że sprzyjają prowadzeniu rozsądnej polityki gospodarczej i przyczyniają się do długookresowej stabilizacji poszczególnych gospodarek. Ostatnie kryterium nominalnej konwergencji budzi natomiast pewne wątpliwości. O ile stabilizacja kursu wymiany jest korzystna dla gospodarki danego kraju, o tyle osiągnięcie jej poprzez wejście do systemu ERM II może przynieść bardzo negatywne skutki. W literaturze często można spotkać się z opinią, że przystąpienie do tego systemu naraża kraje na poważne problemy walutowe oraz finansowe¹. Istnieje poważna obawa, że wejście do systemu stałego kursu walutowego wykorzystają gracze rynku kapitałowego, którzy będą mogli dzięki atakom spekulacyjnym testować skuteczność i wytrzymałość banków centralnych. W przypadku, gdy środki przez nich inwestowane będą większe niż rezerwy walutowe danego kraju, będą oni mogli uzyskać znaczące korzyści, kosztem banku centralnego, który pada ofiarą ataku spekulacyjnego.

Kryteria z Maastricht stanowią rodzaj konwergencji nominalnej, podczas gdy konwergencja realna będzie polegała na ujednoczeniu struktury gospodarczej krajów oraz wyrównaniu się poziomu życia mierzonego przez produkt krajowy brutto na mieszkańca z uwzględnieniem parytetu siły nabywczej oraz synchronizacji cyklu koniunkturalnego. Realna konwergencja Polski ze strefą euro jest niezbędnym warunkiem uzyskania przez nasz kraj pełnych korzyści z przystąpienia do Europejskiej Unii Walutowej. O ile wspomniane kryteria nominalnej konwergencji są powszechnie znane, często opisywane i komentowane, o tyle kryteria realnej konwergencji są rzadziej analizowane. Spełnienie tych drugich jest warunkiem przynależności do optymalnego obszaru walutowego i realizacji skutecznej polityki monetarnej. Unia walutowa daje bezsporne korzyści krajom należącym do wspólnego obszaru walutowego. W przypadku krajów, które nie tworzą wspólnego obszaru walutowego, nie można jednoznacznie określić, czy przystąpienie do unii walutowej będzie korzystne czy też niekorzystne dla danej gospodarki.

Najistotniejszym z punktu widzenia realizacji polityki monetarnej kryterium realnej konwergencji jest synchronizacja cyklu koniunkturalnego. W przypadku jej braku, gospodarka poddawana jest oddziaływaniu asymetrycznych szoków podażowych i popytowych. Realizowana przez Europejski Bank Centralny polityka monetarna jest dostosowana do sytuacji gospodarczej głównych krajów tworzących unię walutową, mających dominujący udział w produkcie krajowym brutto tego ugrupowania. W przypadku mniejszych gospodarek o zdesynchronizowanym w stosunku do szeregu referencyjnego

¹ K. Ruckriegel, F. Seitz, *Euro go East: Je schneller, desto besser?*, „Wirtschaftsdienst” 2004, nr 10, s. 641.

cyklu koniunkturalnym, może to prowadzić do destabilizacji sytuacji ekonomicznej. Kraje tworzące optymalny obszar walutowy powinny mieć nie tylko zsynchronizowany cykl koniunkturalny charakteryzowany wahaniami takich wskaźników, jak produkt krajowy brutto i produkcja przemysłowa, ale także zsynchronizowane wahania wskaźników obrazujących pozostałe cele magicznego czworokąta stabilizacji, czyli: stopy bezrobocia, cen oraz eksportu i importu. Jedynie wtedy realizowana polityka monetarna może w pełni skutecznie oddziaływać na gospodarkę danego kraju.

Dla potrzeb polityki ekonomicznej ważne jest przede wszystkim to, czy poszczególne kraje znajdują się w tej samej fazie cyklu koniunkturalnego, czy w różnych fazach. Mniej istotna jest intensywność cyklu koniunkturalnego mierzona amplitudą odchyień od trendu. Wynika to z tego, że jeśli kraje znajdują się w tej samej fazie cyklu koniunkturalnego, działają na nie te same czynniki. Można wtedy stosować takie narzędzia polityki monetarnej, które sprzyjają stabilizacji koniunktury gospodarczej we wszystkich gospodarkach ugrupowania integracyjnego. Charakter prowadzonej polityki, w tym zwłaszcza monetarnej, zależy zatem od fazy cyklu koniunkturalnego, a nie od dynamiki wahań wskaźników charakteryzujących sytuację gospodarczą w poszczególnych krajach.

Poszczególne kraje należące do ugrupowania integracyjnego mogą się charakteryzować zarówno różnym długookresowym tempem wzrostu gospodarczego, jak i różną amplitudą wahań. Pomimo to, jeśli występuje w nich pełna synchronizacja cyklu koniunkturalnego, można prowadzić w nich skuteczną politykę monetarną. Jest ona wtedy identyczna dla wszystkich krajów należących do danego ugrupowania. Im mniejsza jest synchronizacja cyklu koniunkturalnego pomiędzy poszczególnymi krajami, tym mniej skuteczna jest polityka monetarna banku centralnego. W tej sytuacji silniejsze są szoki asymetryczne, które oddziałują na daną gospodarkę. Zjawisko to odnosi się zwłaszcza do krajów o małym udziale w PKB ugrupowania integracyjnego, takich jak Polska. Jeśli faza cyklu koniunkturalnego w Polsce byłaby odmienna od występującej w dużych krajach Europejskiej Unii Walutowej, takich jak: Francja, Niemcy czy Włochy, realizowana polityka monetarna mogłaby destabilizować sytuację monetarną naszego kraju.

W przypadku szoków symetrycznych, unia walutowa jest dobrym rozwiązaniem dla krajów, które się w niej znajdują. Wspólna polityka monetarna może być wtedy bardziej efektywnym narzędziem reakcji na zakłócenia równowagi niż niezależna polityka kursowa. W sytuacji, gdy poszczególne kraje są narażone na szoki asymetryczne unia walutowa utrudnia dochodzenie do równowagi gospodarczej².

Brak synchronizacji cyklu koniunkturalnego między gospodarkami państw Europy Środkowo-Wschodniej i strefą euro w obecnym kształcie powoduje, że polityka monetarna prowadzona przez Europejski Bank Centralny może niekorzystnie oddziaływać na sytuację gospodarczą tych krajów. Różnorodność zakłóceń występujących w gospodarce Polski, Czech, Węgier, Słowacji i krajów bałtyckich w stosunku do krajów Europy Zachodniej może spowodować, że

² P. De Grauwe, *Unia walutowa*, PWE, Warszawa 2003, s. 32.

polityka monetarna, zamiast sprzyjać stabilizacji makroekonomicznej w tych krajach, będzie nasilać procesy destabilizacyjne.

W literaturze można zaobserwować brak zgody co do tego, czy kraje Europy Środkowo-Wschodniej spełniają warunki optymalnego obszaru walutowego, przez co poddawane są w wątpliwość korzyści z przynależności do unii walutowej³. Ponadto można spotkać dwa przeciwstawne poglądy na temat wpływu integracji walutowej na koniunkturę gospodarczą. Według pierwszego z nich, przystąpienie do unii walutowej sprzyja synchronizacji cyklu koniunkturalnego nowych członków. Tezę tę propagują w swoich pracach Frankel i Rose. Brak realnej konwergencji nie oznacza – ich zdaniem – że należy opóźnić przystąpienie do Europejskiej Unii Walutowej. Wejście do strefy euro spowoduje – według nich, postępującą synchronizację cyklu koniunkturalnego i osłabienie szoków asymetrycznych oddziałujących na gospodarkę⁴.

Odminną opinię na temat wpływu integracji walutowej na koniunkturę gospodarczą prezentuje Bergman. Dowodzi on, że o ile integracja handlowa sprzyja synchronizacji cyklu koniunkturalnego, o tyle unia walutowa powoduje obniżenie się stopnia synchronizacji. Wynika to z tego, że istotnym czynnikiem sprzyjającym synchronizacji cyklu koniunkturalnego są wahania kursu walutowego⁵.

Badania empiryczne dotyczące synchronizacji cyklu koniunkturalnego przeprowadzano w ostatnim okresie kilkakrotnie. Koncentrowano się głównie na szeregach produktu krajowego brutto oraz produkcji przemysłowej. Do wyznaczenia szeregów odchyień od trendu wykorzystywano przede wszystkim jedną z dwóch metod: filtr Hodricka-Prescotta oraz filtr band-pass. Altavilla przeprowadził analizy dla sześciu największych gospodarek Unii Europejskiej w latach 1980-2002. W badaniach empirycznych wykorzystał zarówno filtr Hodricka-Prescotta, jak i filtr band-pass. Uzyskane wyniki nie różniły się istotnie między sobą⁶. Z jego badań wynika, że synchronizacja cyklu koniunkturalnego między tymi krajami jest mniejsza od oczekiwań. Zwiększa się ona jednakże od powstania strefy Euro⁷.

Z kolei P. Skrzypczyński wykorzystał filtr band-pass dla dziewięciu krajów strefy euro w latach 1986-2005. Silną synchronizację cyklu ze strefą euro zaobserwował w przypadku kilku krajów centralnych: głównie Niemiec (na które przypada ponad jedna trzecia PKB strefy euro), Austrii, Francji i Holandii. Znacznie słabiej skorelowane z cyklem referencyjnym są wahania w krajach peryferyjnych strefy euro, takich jak: Włochy, Portugalia, Hiszpania, Grecja, Irlandia i Finlandia. W przypadku części krajów synchronizacja cyklu koniunkturalnego zwiększyła się po powstaniu strefy euro, a w przypadku

³ R. Pomfret, *Trade and Exchange Rate Policies in Formerly Centrally Planned Economies*, „The World Economy” 2003, nr 26, s. 609.

⁴ J. Trotignon, *EMU Enlargement to Include CEE Countries: Risks of Sektor-based and Geographical Asymetric Shocks*, „Post-Communists Economies” 2005, nr 1, s. 16.

⁵ P. Skrzypczyński, *Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro*, „Materiały i Studia NBP” 2006, nr 210, s. 8.

⁶ C. Altavilla, *Do EMU Members Share the Same Business Cycle?*, „Journal of Common Market Studies” 2004, nr 5, s. 875-876.

⁷ Ibidem, s. 894.

innych uległa ona osłabieniu⁸. Ani nie potwierdza to zatem tezy, że wejście do unii walutowej zwiększa synchronizację cyklu, ani że ją zmniejsza.

Badania empiryczne w zakresie synchronizacji cyklu koniunkturalnego w nowych krajach członkowskich Unii Europejskiej przeprowadzali w ostatnich latach także: E. Adamowicz, S. Dudek, D. Pachucki, Ł. Rawdanowicz, K. Walczyk, W. Burnett, M. Dalkir, J. Trotignon.

II. METODOLOGIA BADAŃ

W badaniach wykorzystano w większości przypadków dane oczyszczone sezonowo. W sytuacji, gdy dostępne były jedynie dane nieoczyszczone, szeregi czasowe poddano procedurze desezonalizacji i usunięto z nich wahania przypadkowe poprzez zastosowanie modelu Census 2/X-11. W ten sposób wyznaczono krzywe Hendersona tych szeregów. Wykorzystywane szeregi czasowe danych empirycznych zawierały zarówno trend, jak i wahania koniunkturalne. Postać trendu wyznaczono poprzez zastosowanie filtru Hodricka-Prescotta. Metoda ta jest często stosowana w celu oszacowania trendu nieliniowego. Daje ona zazwyczaj dobre odwzorowanie tendencji rozwojowej. Filtr Hodricka-Prescotta jest stosunkowo prostą metodą. Uzyskana przy jej zastosowaniu postać trendu powinna spełniać następujące kryteria:

- składnik trendu powinien być przyjmować postać krzywej, którą można narysować odrębnie na wykresie poprzez szereg danych zawierających trend i wahania cykliczne,

- trend danej zmiennej powinien być liniową transformacją tej serii danych i ta sama transformacja powinna być stosowana do wszystkich analizowanych szeregów,

- schemat przekształcenia powinien być dobrze zdefiniowany i łatwo reprodukowalny⁹.

Metoda ta bywa krytykowana za „mechaniczny” charakter, który umożliwia wyznaczenie trendu i wahań koniunkturalnych nawet w szeregach danych, w których one z pewnością nie występują. Pomimo tego ograniczenia jest to najczęściej wykorzystywany sposób wyodrębniania wahań cyklicznych¹⁰. Po wyznaczeniu postaci trendu dla wszystkich badanych zmiennych oszacowano szeregi odchyłeń od trendu w oparciu o metodę multiplikatywną. Wyznaczono je jako: iloraz wartości empirycznej przez wartość teoretyczną (trend) przemnożone przez 100. W ten sposób uzyskano obraz wahań poszczególnych zmiennych empirycznych. Umożliwiło to eliminację czynnika zakłócającego zależności między badanymi zmiennymi, czyli czasu¹¹. Wszystkie szeregi danych stały się dzięki zastosowaniu tej procedury stacjonarne. Zmniejszyło to

⁸ P. Skrzypczyński, op. cit., s. 35-37.

⁹ F. E. Kydland, E. C. Prescott, *Business cycles: Real fact and a monetary myth*, „Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review” 1990, nr 14, s. 3-18.

¹⁰ A. Jaeger, *Mechanical Detrending by Hodrick-Prescott Filtering: A Note*, „Empirical Economics” 1994, nr 19, s. 493-500.

¹¹ M. Sobczyk, *Statystyka*, PWN, Warszawa 2001, s. 278.

ryzyko występowania pozornych korelacji pomiędzy badanymi zmiennymi. Analiza empiryczna oparta na szeregach odchyień od trendu umożliwia ocenę krótkookresowych zależności między badanymi zmiennymi.

W celu określenia stopnia synchronizacji cyklu koniunkturalnego poszczególnych krajów przeprowadzono analizę korelacji wzajemnych z uwzględnieniem wyprzedzenia lub opóźnienia badanych szeregów czasowych do sześciu kwartałów. Badania przeprowadzono dla lat 1995-2007 w przypadku PKB oraz 1993-2007 w odniesieniu do pozostałych wskaźników charakteryzujących koniunkturę gospodarczą. W celu określenia wpływu utworzenia strefy euro na synchronizację cyklu koniunkturalnego analizy wykonano dla całego przyjętego okresu oraz dla podokresów: do 1998 r. oraz od 1999 r.

III. WYNIKI BADAŃ

1. Produkcja przemysłowa

Wyniki przeprowadzonych badań empirycznych wskazują, że w latach 1993-2007 korelacja pomiędzy produkcją przemysłową w strefie euro (12 państw) a krajami pozostającymi poza tym ugrupowaniem jest silnie zróżnicowana. Kraje, które należą do strefy euro, mają w większości przypadków silnie zsynchronizowany cykl koniunkturalny z obszarem Europejskiej Unii Walutowej jako całości. W latach 1993-2007 korelacja dla szeregów odchyień od trendu produkcji przemysłowej wyniosła 0,95 dla Niemiec, 0,92 dla Francji, 0,87 dla Włoch, 0,86 dla Hiszpanii, 0,83 dla Austrii i 0,82 dla Finlandii (tabela 1). Była ona zatem wysoka. Jednakże także w krajach strefy euro niektóre kraje miały niezbyt silnie zsynchronizowany cykl koniunkturalny z obszarem Europejskiej Unii Walutowej jako całością. Przykładowo współczynniki korelacji dla Grecji i Holandii wynosiły około 0,6, a dla Portugalii 0,4.

W przypadku krajów, które znajdują się poza strefą euro, najsilniej skorelowany cykl odchyień od trendu dla produkcji przemysłowej miały Węgry i Szwecja (współczynnik korelacji około 0,8), następnie Wielka Brytania (0,73).

Jeszcze niższy współczynnik korelacji odnotowano dla Danii i Słowacji – około 0,5, natomiast dla Czech wskaźnik ten wyniósł 0,42. Oznacza to, że zarówno w strefie euro, jak i wewnątrz Unii Europejskiej trudno mówić o pełnej synchronizacji cyklu koniunkturalnego mierzonego jako odchylenie od trendu produkcji przemysłowej. Najsilniejsza korelacja odnotowana dla Niemiec, Francji, Włoch, Hiszpanii nie dziwi, ponieważ są to kraje o największym udziale w produkcji przemysłowej europejskiej dwunastki. Równie silną synchronizację zaobserwowano jednakże w przypadku Węgier i Finlandii.

Gospodarki niektórych krajów w ramach strefy euro są silnie skorelowane między sobą. Przykładowo, stosunkowo silne korelacje zaobserwowano pomiędzy Niemcami oraz Francją i Austrią, a także pomiędzy Francją i Hiszpanią. Co ciekawe, stosunkowo silnie zsynchronizowany cykl z gospodarką niemiecką mają także Węgry.

Dla Polski wskaźnik korelacji szeregów odchyień od trendu produkcji przemysłowej w stosunku do strefy euro przyjął wartość 0,65, co świadczy

o umiarkowanej synchronizacji cyklu koniunkturalnego w Polsce i w Europejskiej Unii Walutowej. Punkty zwrotne cyklu koniunkturalnego wyznaczone w oparciu o szeregi produkcji przemysłowej nie odbiegają znacząco w Polsce od wyznaczonych dla strefy euro (wykres 1 w aneksie). Należy jednak pamiętać, że produkcja przemysłowa posiada niewielki i systematycznie zmniejszający się udział w produkcie krajowym brutto analizowanych krajów, przez co maleje jej użyteczność jako miernika koniunktury gospodarczej.

Tabela 1

Korelacja wahań produktu krajowego brutto, produkcji przemysłowej i stopy bezrobocia w wybranych krajach w stosunku do strefy euro

	PKB			Produkcja przemysłowa			Stopa bezrobocia		
	1995-2007	1999-2007	1995-1998	1993-2007	1999-2007	1993-1998	1993-2007	1999-2007	1993-1998
Austria	0,69	0,66	0,80	0,83	0,89	0,74	0,74	0,88	0,10
Belgia	0,27	0,19	0,57	0,68	0,79	0,57	0,88	0,91	0,49
Czechy	0,11	0,51	-0,66	0,42	0,08	0,77	0,08	0,25	0,24
Dania	0,36	0,41	0,02	0,55	0,48	0,63	0,45	0,61	0,18
Finlandia	0,69	0,83	0,35	0,82	0,87	0,78	0,51	0,74	0,42
Francja	0,83	0,87	0,66	0,92	0,88	0,96	0,90	0,90	0,88
Grecja	-0,11	-0,02	-0,53	0,61	0,76	0,36	0,02	0,16	-0,06
Hiszpania	0,70	0,71	0,88	0,86	0,77	0,95	0,61	0,50	0,71
Holandia	0,78	0,81	0,83	0,63	0,60	0,71	0,83	0,91	0,06
Niemcy	0,84	0,85	0,86	0,95	0,98	0,93	0,89	0,90	0,76
Polska	0,22	0,42	-0,40	0,65	0,63	0,76	0,10	0,26	0,15
Portugalia	0,66	0,68	0,61	0,40	0,39	0,30	0,72	0,83	0,08
Szwecja	0,57	0,54	0,78	0,80	0,80	0,88	0,83	0,86	0,68
Słowacja	0,51	0,55	0,78	0,51	0,33	0,75	-0,20	-0,12	0,04
W. Brytania	-0,03	0,15	-0,65	0,73	0,81	0,71	0,06	0,01	0,16
Węgry	0,23	0,10	0,60	0,83	0,93	0,69	0,61	0,61	0,20
Włochy	0,19	0,23	0,15	0,87	0,88	0,92	0,61	0,65	0,07

Źródło: obliczenia własne na podstawie OECD Statistical Compendium.

Polska ma najsilniej zsynchronizowany cykl koniunkturalny z Niemcami, Hiszpanią i Wielką Brytanią oraz Włochami i Szwecją. Synchronizacja ta nie przekracza jednakże poziomu szacowanego dla strefy euro jako całości (współczynniki wzajemnych korelacji zawierają się pomiędzy 0,63 a 0,66). W stosunku do krajów naszego regionu synchronizacja cyklu dla produkcji

przemysłowej jest w Polsce wyraźnie słabsza. Dotyczy to zarówno Czech, Słowacji jak i Węgier. Współczynniki korelacji osiągają w tym przypadku wartości między 0,4 a 0,5.

W celu określenia wpływu przystąpienia do Unii Walutowej na synchronizację cyklu koniunkturalnego przeprowadzono analizę korelacji dla dwóch podokresów: do 1998 r. i od 1999 do 2007 r. Na podstawie uzyskanych wyników trudno uzasadnić tezę, że przynależność do unii walutowej zwiększa synchronizację cyklu koniunkturalnego. Wyniki takie uzyskano wprawdzie dla Austrii, Belgii, Finlandii, a zwłaszcza dla Niemiec oraz Portugalii, w przypadku kilku krajów synchronizacja cyklu koniunkturalnego uległa jednakże osłabieniu. Dotyczy to takich krajów, jak Francja, Hiszpania oraz Włochy. Niejednoznaczne wyniki nie pozwalają także na pozytywną weryfikację tezy, że integracja walutowa osłabia synchronizację cyklu koniunkturalnego.

Synchronizacja cyklu koniunkturalnego oparta na szeregach produkcji przemysłowej między Polską i strefą euro uległa osłabieniu w latach 1999-2007 w stosunku do lat 1993-1998. Podobne osłabienie zaobserwowano także w Czechach oraz Danii i Szwecji.

2. Produkt krajowy brutto

Współczynniki korelacji szacowane dla cyklu odchyłeń od trendu produktu krajowego brutto przyjmują znacznie niższe wartości, aniżeli dla produkcji przemysłowej. Najsilniejsza współzmiennność pomiędzy wahaniami cyklu referencyjnego produktu krajowego brutto strefy euro a poszczególnymi krajami należącymi do Europejskiej Unii Walutowej występują w przypadku Francji i Niemiec. Współczynniki korelacji osiągają w tym przypadku wartości 0,83-0,84. Wartość szacowanego wskaźnika powyżej 0,6 występuje ponadto dla Austrii, Finlandii, Hiszpanii, Holandii i Portugalii. W przypadku stosunkowo licznej grupy krajów współczynnik korelacji przyjmuje wartości poniżej 0,3, co oznacza brak współzmienności pomiędzy szeregami odchyłeń od trendu. Należą do nich: Belgia, Czechy, Grecja, Polska, Wielka Brytania, Węgry oraz Włochy. Świadczy to o niskim stopniu synchronizacji cyklu koniunkturalnego zarówno wewnątrz unii walutowej, jak i pomiędzy pozostałymi krajami Unii Europejskiej a strefą euro.

W przypadku Polski trudno mówić o synchronizacji cyklu koniunkturalnego mierzonego jako odchylenie od trendu PKB ze strefą euro. Wartość współczynnika korelacji wynosi w tym przypadku zaledwie 0,22. Analiza szeregów wahań PKB Polski z poszczególnymi krajami Unii Europejskiej potwierdza wnioski o niskiej synchronizacji cyklu koniunkturalnego naszej gospodarki w stosunku do państw należących do unii walutowej. Najsilniejszą korelację dla polskiego PKB odnotowano z Wielką Brytanią (współczynnik korelacji 0,7). W przypadku większości krajów trudno mówić o jakiegokolwiek synchronizacji cyklu koniunkturalnego charakteryzowanego przez produkt krajowy brutto z Polską. Przykładowo, współczynnik korelacji między szeregami odchyłeń od trendu produktu krajowego brutto dla Polski i Niemiec wynosi 0,12, a dla Polski i Włoch jest nawet ujemny i przyjmuje wartość $-0,09$. Niska synchronizacja

cyklu koniunkturalnego Polski i krajów strefy euro wskazuje na możliwość występowania szoków asymetrycznych w analizowanych gospodarkach.

Fazy cyklu koniunkturalnego w Polsce i w Unii Europejskiej nie pokrywają się ze sobą (wykres 2 w aneksie). W analizowanym okresie można wyznaczyć w Polsce trzy fazy wzrostowe: od IV kwartału 1995 r. do I kwartału 1998 r., od II kwartału 1999 r. do III kwartału 2000 r. i od IV kwartału 2003 r. do III kwartału 2007 r. W krajach strefy euro wyodrębniono dwie fazy wzrostowe. Przypadają one na okres od III kwartału 1999 r. do II kwartału 2001 r. i od III kwartału 2005 r. do II kwartału 2007 r. Okres, w którym Polska i strefa euro znajdowały się w odmiennych fazach cyklu koniunkturalnego, to 22 kwartały na 52 uwzględnione w obliczeniach, tj. 42,3%. W sytuacji, gdyby podobne różnice w czasie występowania poszczególnych faz cyklu koniunkturalnego występowały w przyszłości, polityka monetarna Europejskiego Banku Centralnego mogłaby destabilizować polską gospodarkę. Amplituda wahań PKB jest w Polsce wyższa niż w krajach strefy euro. Nie ma to jednak istotnego znaczenia dla realizacji skutecznej polityki monetarnej.

Wyniki badań dla przyjętych podokresów przed powstaniem strefy euro i po jej utworzeniu nie wskazują, aby w latach 1999-2007 wyraźnie zwiększyła się korelacja cyklu koniunkturalnego krajów należących do strefy euro w stosunku do poprzedniego okresu. Większą korelację dla cyklu koniunkturalnego odnotowano przede wszystkim w Finlandii oraz we Francji. Niewielki wzrost synchronizacji zaobserwowano także w Portugalii. W przypadku Grecji współczynnik korelacji zmienił się z wartości ujemnej (co oznaczało, że Grecja była zazwyczaj w przeciwnej fazie cyklu koniunkturalnego niż kraje strefy euro) na wartość bliską zero. Z kolei w przypadku Austrii i Belgii zaobserwowano, że korelacja w latach 1999-2007 była niższa niż w poprzednim okresie. Podobnie było także w Hiszpanii. Nie potwierdza to zatem tezy, że przystąpienie do strefy euro poszczególnych krajów jednoznacznie przyczynia się do zwiększenia synchronizacji cyklu koniunkturalnego.

Analiza korelacji cyklu koniunkturalnego w Polsce ze strefą euro w podziale na dwa podokresy wskazuje, że w przypadku PKB synchronizacja ta wyraźnie się zwiększyła w latach 1999-2007 w stosunku do lat 1995-1998. Efekt ten mógł zostać osiągnięty dzięki integracji handlowej, której – zdaniem Bergmana – sprzyja zmienny kurs walutowy. Podobne wyniki uzyskano dla Czech oraz Danii, a także (w mniejszym stopniu) dla Wielkiej Brytanii.

3. Rynek pracy

Synchronizacja koniunktury na rynku pracy jest w krajach strefy euro na porównywalnym do produktu krajowego brutto poziomie. W przypadku Francji, Niemiec, Belgii, Holandii, a także Szwecji współczynnik korelacji szeregów odchyleń stopy bezrobocia od trendu w stosunku do strefy euro wynosi ponad 0,8. Oznacza to silną synchronizację rynków pracy w tych gospodarkach. Umiarkowanie silną współzmienną kształtowania się stopy bezrobocia w poszczególnych państwach w stosunku do Europejskiej Unii Walutowej

zaobserwowano w następujących krajach: Austria, Hiszpania, Portugalia, Węgry i Włochy (współczynniki korelacji przyjmują wartości pomiędzy 0,6 i 0,8). W pozostałych krajach trudno mówić o synchronizacji koniunktury na rynku pracy lub jest ona stosunkowo słaba.

W Polsce współczynnik korelacji szeregu odchyleń od trendu stopy bezrobocia w stosunku do strefy euro wynosi zaledwie 0,1. Najwyższą współzmiennność pomiędzy sytuacją na rynku pracy w Polsce a poszczególnymi analizowanymi krajami odnotowano w przypadku Finlandii. Współczynnik korelacji wynosi w tym przypadku 0,52. W przypadku największych gospodarek strefy euro, brak jakiegokolwiek współzmienności kształtowania się stopy bezrobocia w stosunku do naszego kraju. Współczynniki korelacji dla Polski oraz Francji, Hiszpanii, Niemiec i Włoch zawierają się w przedziale od $-0,1$ do $0,1$. Oznacza to, że polski rynek pracy nie jest w najmniejszym nawet stopniu zsynchronizowany z krajami strefy euro. Wniosek ten potwierdza porównanie faz cyklu koniunkturalnego wyznaczonego na podstawie stopy bezrobocia w Polsce i strefie euro (wykres 3 w aneksie). W przeważającej części analizowanego okresu rynek pracy znajdował się w Polsce w odmiennej fazie niż w Europejskiej Unii Walutowej.

Wpływ przystąpienia do unii walutowej na synchronizację cyklu na rynku pracy nie potwierdza jednoznacznie tezy Frankela i Rosego, że sprzyja to synchronizacji cyklu w analizowanym zakresie. Z pewnością nie pozwala jednakże pozytywnie zweryfikować odmiennego poglądu. Wyrazny wzrost synchronizacji cyklu odnotowano w Austrii, Belgii, Holandii, Portugalii oraz we Włoszech. Niewielki wzrost wartości współczynnika korelacji uzyskano także dla Finlandii, Francji oraz Niemiec. Spadek współczynnika korelacji odnotowano jedynie w przypadku Hiszpanii. Oznacza to, że w przypadku rynku pracy odnotowano większy przyrost synchronizacji cyklu niż w odniesieniu do produkcji przemysłowej i produktu krajowego brutto.

Synchronizacja rynku pracy między Polską i strefą euro nie zmieniła się istotnie od powstania unii walutowej. W przypadku stopy bezrobocia w każdym z podokresów widać brak współzmienności, aczkolwiek współczynnik korelacji uzyskał w latach 1999-2007 nieco większą wartość niż w latach 1993-1998.

4. Ceny

W przypadku inflacji można zaobserwować właściwie całkowity brak korelacji pomiędzy kształtowaniem się cen w krajach leżących poza strefą euro a państwami tworzącymi unię walutową. W przypadku Czech, Polski, Słowacji, Węgier oraz Wielkiej Brytanii współczynniki korelacji wskazują na całkowity brak zależności pomiędzy kształtowaniem się cen w tych krajach i w strefie euro (tabela 2). W przypadku krajów należących do strefy euro można zaobserwować umiarkowanie silną korelację z cyklem referencyjnym dla unii walutowej jako całości. Dotyczy to takich krajów jak Austria, Belgia, Francja, Hiszpania, Holandia, Niemcy, Portugalia i Włochy (współczynnik korelacji przyjmuje wartości pomiędzy 0,6 a 0,8).

Tabela 2

Korelacja wahań inflacji, eksportu i importu w wybranych krajach w stosunku do strefy euro

	Inflacja			Eksport			Import		
	1993-2007	1999-2007	1993-1998	1993-2007	1999-2007	1993-1998	1993-2007	1999-2007	1993-1998
Austria	0,77	0,77	0,62	0,91	0,85	0,96	0,83	0,70	0,96
Belgia	0,68	0,68	0,63	0,93	0,91	0,93	0,86	0,78	0,95
Czechy	-0,03	0,15	-0,50	0,64	0,83	0,52	0,68	0,64	0,82
Dania	0,39	0,56	0,69	0,88	0,81	0,91	0,82	0,66	0,96
Finlandia	0,36	0,50	0,19	0,92	0,84	0,96	0,92	0,91	0,97
Francja	0,82	0,82	0,70	0,91	0,89	0,94	0,93	0,92	0,94
Grecja	0,52	0,53	0,17	0,48	0,60	0,37	0,40	0,64	0,10
Hiszpania	0,83	0,86	0,76	0,92	0,87	0,95	0,91	0,85	0,96
Holandia	0,60	0,68	0,46	0,89	0,81	0,95	0,93	0,89	0,97
Niemcy	0,63	0,71	0,33	0,96	0,93	0,97	0,94	0,89	0,98
Polska	-0,03	0,10	0,10	0,89	0,84	0,91	0,62	0,78	0,55
Portugalia	0,71	0,77	0,46	0,92	0,85	0,96	0,85	0,74	0,95
Szwecja	0,70	0,69	0,56	0,91	0,84	0,95	0,93	0,89	0,97
Słowacja	0,17	-0,01	0,44	0,81	0,83	0,85	0,41	0,56	0,39
W. Brytania	0,02	0,17	-0,33	0,58	0,19	0,89	0,89	0,89	0,89
Węgry	-0,14	0,01	0,01	0,65	0,80	0,64	0,44	0,79	0,10
Włochy	0,65	0,76	0,57	0,96	0,96	0,96	0,94	0,92	0,98

Źródło: obliczenia własne na podstawie OECD Statistical Compendium.

Pomiędzy Polską a strefą euro nie ma jakiegokolwiek synchronizacji cyklu odchyłeń od trendu dla inflacji. W latach 1993-2007 oszacowany współczynnik korelacji wynosi $-0,03$. Brak współmienności dynamiki cen w Polsce i w strefie euro obrazuje także wykres 4 w aneksie. Synchronizacja tempa zmian cen między Polską a analizowanymi krajami występuje jedynie w odniesieniu do gospodarki węgierskiej. Współczynnik korelacji wynosi w tym przypadku $0,71$. Oszacowany wskaźnik dla Polski i Niemiec przyjmuje z kolei wartość $-0,39$. W przypadku większości krajów współczynnik korelacji w stosunku do Polski przyjmuje wartości od $-0,2$ do $0,2$. Potwierdza to wniosek o braku synchronizacji dynamiki cen w Polsce i analizowanych krajach.

Przeprowadzona analiza wskazuje, że w zakresie kształtowania się cen od 1999 r. odnotowano wyraźny wzrost synchronizacji pomiędzy poszczególnymi krajami należącymi do strefy euro, a unią walutową jako całością. W każdym

z analizowanych krajów współczynnik korelacji dla lat 1999-2007 wyznaczony dla szeregów odchyień od trendu jest większy niż w latach 1993-1998. Wynika to ze stopniowego ujednoczenia się cen towarów podlegających wymianie międzynarodowej w poszczególnych krajach strefy euro.

W przypadku inflacji trudno mówić o istotnych zmianach współczynnika korelacji w Polsce w stosunku do strefy euro w analizie dwóch podokresów.

5. Eksport i import

Bardzo wysokie współczynniki korelacji odnotowano w odniesieniu do handlu zagranicznego. Dotyczy to zarówno importu, jak i eksportu. Większość krajów ma bardzo silnie zsynchronizowany cykl importu ze strefą euro. Przykładowo, kraje takie jak: Francja, Hiszpania, Holandia, Niemcy, Portugalia, Szwecja oraz Włochy uzyskują współczynniki korelacji powyżej 0,90. Świadczy to o bardzo silnej współzmienności. Współczynniki korelacji od 0,8 do 0,9 uzyskują takie kraje, jak: Austria, Belgia, Dania, Portugalia i Wielka Brytania. Najniższe wartości współczynnika korelacji importu odnotowano w przypadku Grecji, Słowacji oraz Węgier i wynoszą one około 0,4.

Dla Polski współczynnik korelacji importu w stosunku do strefy euro wynosi 0,62. Świadczy to o umiarkowanie silnej współzmienności analizowanych szeregów odchyień od trendu. Polska ma najsilniej zsynchronizowane wahania importu ze Słowacją (0,79) oraz Wielką Brytanią (0,75). Dla większości krajów strefy euro oszacowany współczynnik korelacji w stosunku do Polski przyjmuje wartości od 0,6 do 0,7.

Jeśli chodzi o import, w większości krajów strefy euro synchronizacja uległa osłabieniu w latach 1999-2007 w stosunku do okresu 1993-1998. Przyczyną tego może być wyeliminowanie wahań kursu walutowego, sprzyjających według koncepcji Bergmana synchronizacji cyklu koniunkturalnego. Zwiększoną współzmiennność analizowanych szeregów czasowych odnotowano jedynie w przypadku Grecji.

W latach 1999-2007 synchronizacja cyklu polskiego importu z cyklem referencyjnym dla strefy euro była wyraźnie silniejsza niż w latach 1993-1998 (współczynnik korelacji wzrósł z 0,55 do 0,78). Szeregi wahań importu Polski i strefy euro od 2001 r. mają bardzo zbliżoną postać (wykres 5 w aneksie). Wyraźny spadek synchronizacji cyklu z Europejską Unią Walutową odnotowano z kolei w przypadku Czech oraz Danii. Wzrost synchronizacji cyklu zaobserwowano natomiast w dla Węgier.

Korelacja dla szeregów odchyień od trendu eksportu jest równie silna, jak w przypadku importu dla większości krajów. Najsilniejszą współzmiennność z cyklem referencyjnym dla strefy euro (współczynnik korelacji powyżej 0,9) odnotowano dla: Austrii, Belgii, Finlandii, Francji, Hiszpanii, Niemiec, Portugalii, Szwecji i Włoch. W przypadku Niemiec i Włoch współczynnik ten wynosi aż 0,96. Silną korelację o wartości wskaźnika (powyżej 0,8) odnotowano także w Danii, Holandii, Polski i Słowacji. Najłabszą korelację zaobserwowano w odniesieniu do Grecji, Wielkiej Brytanii oraz Węgier i Czech. Wskaźniki dla tych krajów zawierają się w przedziale od 0,48 do 0,65.

Polski eksport jest najsilniej zsynchronizowany ze strefą euro jako całością. Współczynnik korelacji przyjął wartość 0,89. Ponadto silną współzmiennność polskiego eksportu (współczynnik korelacji powyżej 0,8) odnotowano także w przypadku Austrii, Finlandii, Hiszpanii, Holandii, Niemiec, Portugalii, Szwecji oraz Włoch. Jedynie w przypadku Polski i Grecji trudno doszukać się silnej współzmienności dla wahań eksportu (współczynnik korelacji 0,37). Wysoka synchronizacja cyklu polskiego eksportu ze strefą euro jest widoczna już od 1998 r. Poszczególne punkty zwrotne wypadają w tych samych lub zbliżonych okresach (wykres 6 w aneksie). Podobna jest także amplituda wahań.

W odniesieniu do szeregów odchyień od trendu eksportu mierzonych w dolarach amerykańskich krajów strefy euro z cyklem referencyjnym dla unii walutowej jako całości bardzo silna korelacja występowała zarówno w latach 1993-1998, jak i w 1999-2007. Trudno tutaj wskazać, że synchronizacja ta się zwiększyła albo zmniejszyła, chociaż większość z analizowanych wskaźników korelacji uzyskuje nieco niższe wartości dla okresu 1999-2007 niż dla okresu poprzedniego.

Kształtowanie się wahań eksportu cechowała w Polsce nieco niższa synchronizacja w latach 1999-2007 niż w latach poprzednich. Spadek współczynnika korelacji był jednak stosunkowo nieznaczny. Wyraźny spadek synchronizacji cyklu eksportu w stosunku do strefy euro odnotowano natomiast w przypadku Wielkiej Brytanii, podczas gdy istotny wzrost współczynnika korelacji zaobserwowano w Czechach.

IV. PODSUMOWANIE

Porównawcze badania empiryczne dla Polski oraz wybranych krajów Unii Europejskiej nie dają jednoznacznej odpowiedzi na pytanie dotyczące gotowości naszego kraju do przystąpienia do strefy euro.

Cykle eksportu i importu są bardzo silnie zsynchronizowane z szeregiem referencyjnym dla strefy euro zarówno dla krajów, które należą do Europejskiej Unii Walutowej, jak i dla gospodarek znajdujących się poza tym ugrupowaniem. Synchronizacja cyklu ze strefą euro jest w tym przypadku wysoka zwłaszcza dla: Austrii, Niemiec, Francji i Holandii oraz w nieco mniejszym stopniu dla Finlandii, Hiszpanii i Portugalii. W przypadku pozostałych krajów jest ona wyraźnie mniejsza. Bardzo silna korelacja szeregów odchyień od trendu eksportu i importu sugeruje, że synchronizacja cyklu koniunkturalnego, zgodnie z teorią przenoszenia się impulsów koniunkturalnych, odbywa się głównie za sprawą wymiany handlowej. Stosunkowo silna korelacja pomiędzy szeregami wahań produkcji przemysłowej oznacza, że dobra przemysłowe, które stanowią w większości przypadków przedmiot handlu zagranicznego, przyczyniają się do synchronizacji cyklu koniunkturalnego.

Synchronizacja wahań produktu krajowego brutto jest zdecydowanie słabsza we wszystkich analizowanych krajach w porównaniu do produkcji przemysłowej. Można to uzasadnić tym, że znaczna część usług mających

dominujący udział w strukturze produktu krajowego brutto nie podlega wymianie międzynarodowej. Oznacza to, że handel zagraniczny nie może doprowadzić do pełnej synchronizacji cyklu koniunkturalnego. W przypadku wyżej wymienionych siedmiu krajów synchronizacja cyklu koniunkturalnego jest jednak zauważalna. W pozostałych objętych badaniami państwach synchronizacja cyklu koniunkturalnego jest bardzo niska lub nie ma jej wcale. Do krajów tych można zaliczyć Polskę oraz Czechy, Węgry a także Danię, Grecję i Wielką Brytanię.

Znacznie niższa niż w przypadku produkcji przemysłowej synchronizacja cyklu koniunkturalnego opisywanego przez produkt krajowy brutto wynika z tego, że dominujący udział w tworzeniu produktu krajowego brutto mają usługi, które zwykle nie podlegają wymianie międzynarodowej. Stąd impulsy koniunkturalne przenoszone w skali międzynarodowej poprzez handel zagraniczny są tłumione w poszczególnych krajach poprzez odmienne kształtowanie się popytu na usługi.

Analiza korelacji uwzględniająca możliwość przesunięcia w czasie o 6 kwartałów (wyprzedzenie lub opóźnienie) w stosunku do strefy euro wykazała, że współczynniki korelacji nie poprawiają się. W prawie wszystkich przypadkach najwyższy współczynnik korelacji uzyskano, gdy szeregi odchyliły od trendu były równoczesne. Oznacza to, że można z dużym prawdopodobieństwem wykluczyć tezę, iż pewne kraje mają cykl koniunkturalny przesunięty w czasie w stosunku do strefy euro i ich gospodarki reagują ze stałym opóźnieniem na zmianę koniunktury w krajach Europejskiej Unii Walutowej. Odmienne kształtowanie się faz wzrostowych i spadkowych cyklu koniunkturalnego nie wykazuje stałych zależności czasowo-przestrzennych.

Wyniki analiz nie pozwalają zatem potwierdzić tezy Bergmana, że unia walutowa prowadzi od desynchronizacji cyklu, ani też przeciwstawnej opinii Frankela i Rosego. Wydaje się, że dopóki poszczególne kraje mają różną strukturę gospodarczą, trudno się spodziewać zbliżonych efektów pogłębiania się wzajemnej integracji oraz realizowanej polityki gospodarczej.

Na podstawie zaprezentowanych wyników analiz współczynników korelacji dla wyodrębnionych podokresów można postawić tezę, że gospodarka polska w coraz większym stopniu jest zsynchronizowana z gospodarką strefy euro, obejmującą 12 krajów. Wzrost synchronizacji cyklu koniunkturalnego dotyczy przede wszystkim produktu krajowego brutto, choć nadal jest ona niska. Trudno mówić o choćby umiarkowanej synchronizacji cyklu koniunkturalnego, współczynnik korelacji dla wahań PKB w Polsce i strefie euro w latach 1999-2007 wynosi 0,42. Świadczy to o stosunkowo słabej współzmienności przebiegu cyklu koniunkturalnego. Brak synchronizacji gospodarki Polskiej ze strefą euro w badanym okresie zaobserwowano zarówno w odniesieniu do produktu krajowego brutto, jak i stopy bezrobocia oraz dynamiki cen. Oznacza to, że nasz kraj byłby narażony na potencjalnie silne szoki asymetryczne.

Na podstawie przeprowadzonych analiz trudno prognozować, czy przystąpienie Polski i krajów regionu do strefy euro zwiększy synchronizację cyklu koniunkturalnego z unią walutową jako całością. Uzyskane wyniki dla dwunastu krajów tworzących Europejską Unię Walutową są w tym zakresie niejednoznaczne i nie pozwalają na potwierdzenie lub odrzucenie jednej z przeciwstawnych koncepcji teoretycznych.

Zbyt szybkie wejście do strefy euro może spowodować różnorodne problemy dla krajów naszego regionu. Przykładowo, polityka monetarna będzie w pewnym sensie importowana z krajów o innym poziomie rozwoju, z kolei „błędna” polityka monetarna może zagrozić stabilizacji oraz wzrostowi gospodarek tych krajów.

Polska i pozostałe kraje regionu powinny poczekać z wejściem do strefy euro do momentu osiągnięcia realnej, a nie tylko nominalnej konwergencji. Bardzo istotną korzyścią dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej przystępujących do strefy euro może być zwiększenie wiarygodności finansowej kraju. Kraje te mogą „pożyczyć” wiarygodność od ustabilizowanej gospodarki strefy euro. Koncepcja ta była wykorzystywana w celu wyjaśnienia korzyści dla Włoch ze stworzenia unii walutowej z Niemcami i innymi krajami Unii Europejskiej¹².

Uzyskanie realnej konwergencji ze strefą euro przed przystąpieniem do tej organizacji jest w interesie krajów Europy Środkowej. Pomimo niewątpliwych korzyści z wejścia do unii walutowej należy nie wchodzić do niej jak najszybciej, lecz tylko wtedy, gdy dany kraj będzie odpowiednio przygotowany¹³.

W świetle przeprowadzonych analiz empirycznych można wyciągnąć wniosek, że Polska nie osiągnęła jeszcze realnej konwergencji z krajami Europejskiej Unii Walutowej. Nasza gospodarka nie stanowi optymalnego obszaru walutowego z krajami należącymi do tego ugrupowania. Pomimo możliwości spełnienia kryteriów nominalnej konwergencji, nie należy się zatem spieszyć z wstąpieniem Polski do strefy euro.

*Dr Ryszard Stefański jest pracownikiem
Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
ryszard.stefanski@ae.poznan.pl*

BUSINESS CYCLE SYNCHRONISATION AND A REAL CONVERGENCE OF POLAND WITH THE EURO ZONE

Summary

The real convergence of Poland with the euro zone is essential if the country is to enjoy the full range of benefits from the joining of the European Currency Union. The most important criterion of a successful monetary policy is the synchronisation of the Polish business cycle.

The aim of the paper is to estimate the degree of real convergence of the Polish economy with the euro zone, which manifests itself in the synchronisation of the broadly understood business cycle, taking into account such factors as production, prices, the labour market and economic relations with foreign countries.

A relatively strong synchronisation of the business cycle in Poland and in the euro zone has been observed in import and export, while in the case of industrial production the synchronisation is much weaker. At the same time, no synchronisation for the GDP, the rate of unemployment, or inflation has been found.

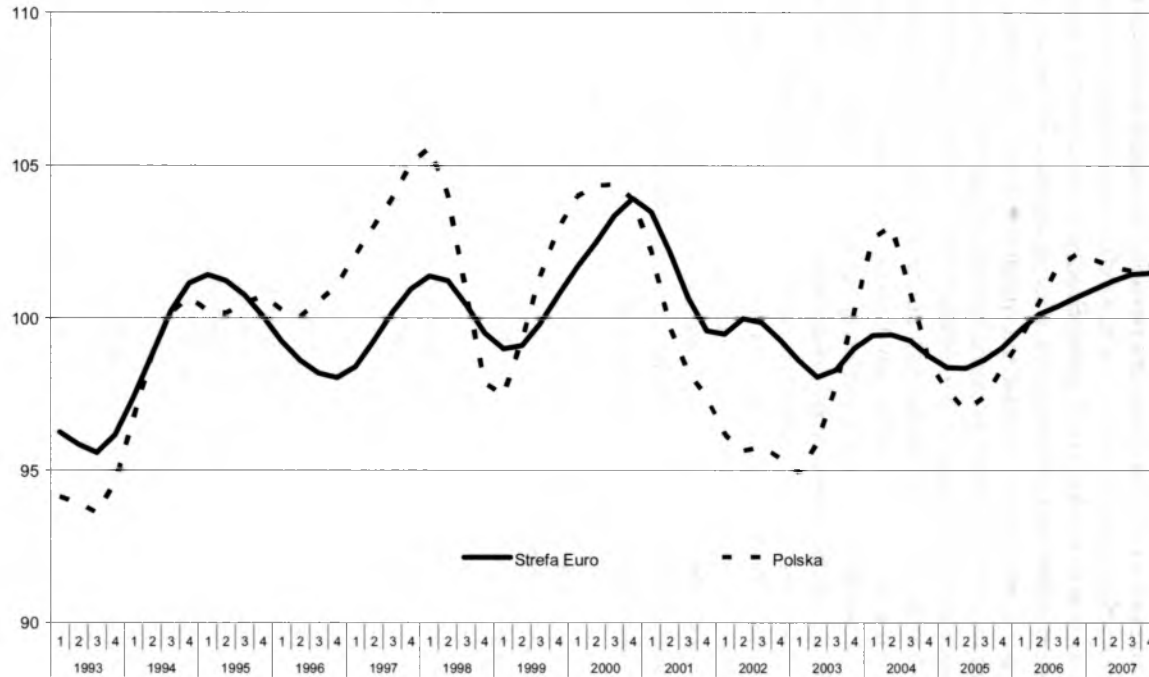
It can be concluded that the business cycle of the Polish economy is only to a small degree synchronised with the euro zone countries. This means that Poland is not the optimal currency area with the euro zone and may be exposed to asymmetric demand and supply shocks. This, in turn, limits the potential benefits for Poland from the joining the euro zone in the near future.

¹² P. De Grauwe, op. cit., s. 63.

¹³ R. Vintrova, *The CEE Countries on the Way in to the EU-adjustment Problems: Institutional Adjustment, Real and Nominal Convergence*, „Europe-Asia Studium” 2004, nr 4, s. 539.

Wykres 1

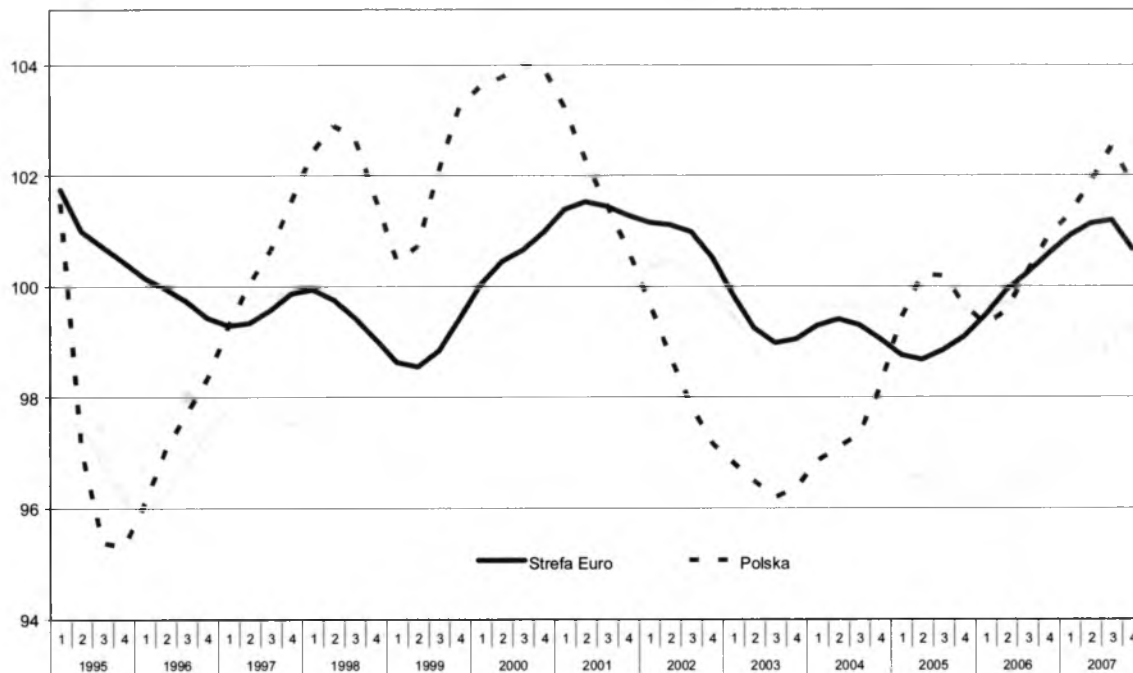
Wahania produkcji przemysłowej w Polsce i w krajach strefy euro w latach 1995-2007



Źródło: obliczenia własne na podstawie OECD Statistical Compendium.

Wykres 2

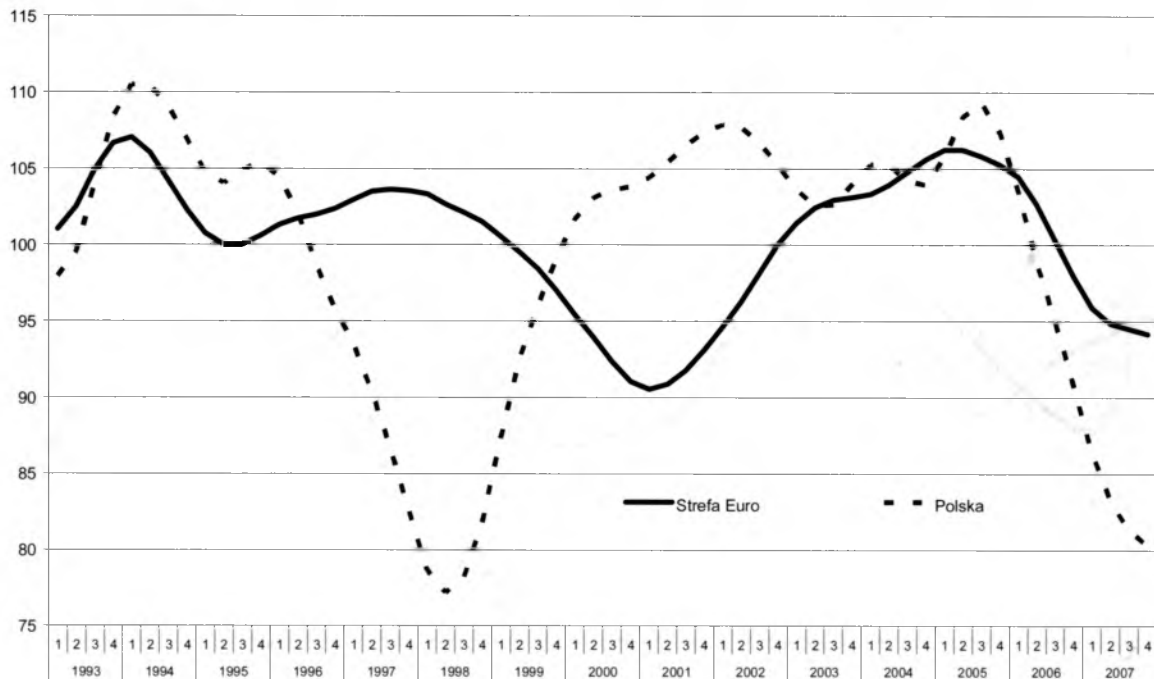
Wahania produktu krajowego brutto w Polsce i w krajach strefy euro w latach 1995-2007



Źródło: obliczenia własne na podstawie OECD Statistical Compendium.

Wykres 3

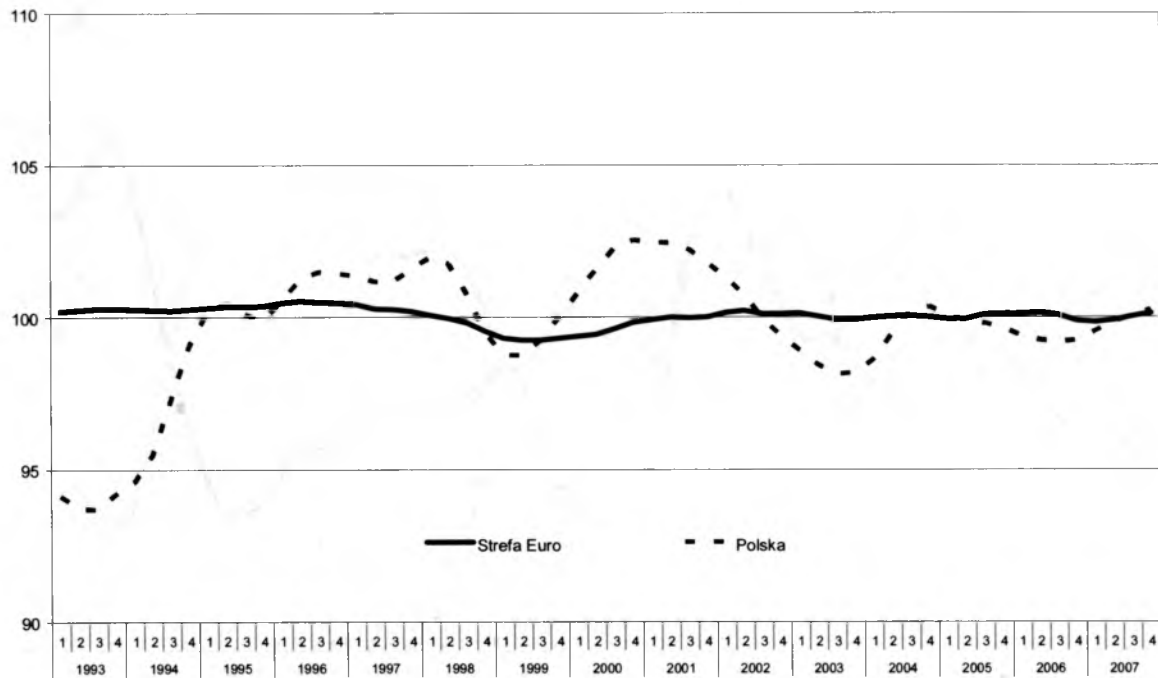
Wahania stopy bezrobocia w Polsce i w krajach strefy euro w latach 1993-2007



Źródło: obliczenia własne na podstawie OECD Statistical Compendium

Wykres 4

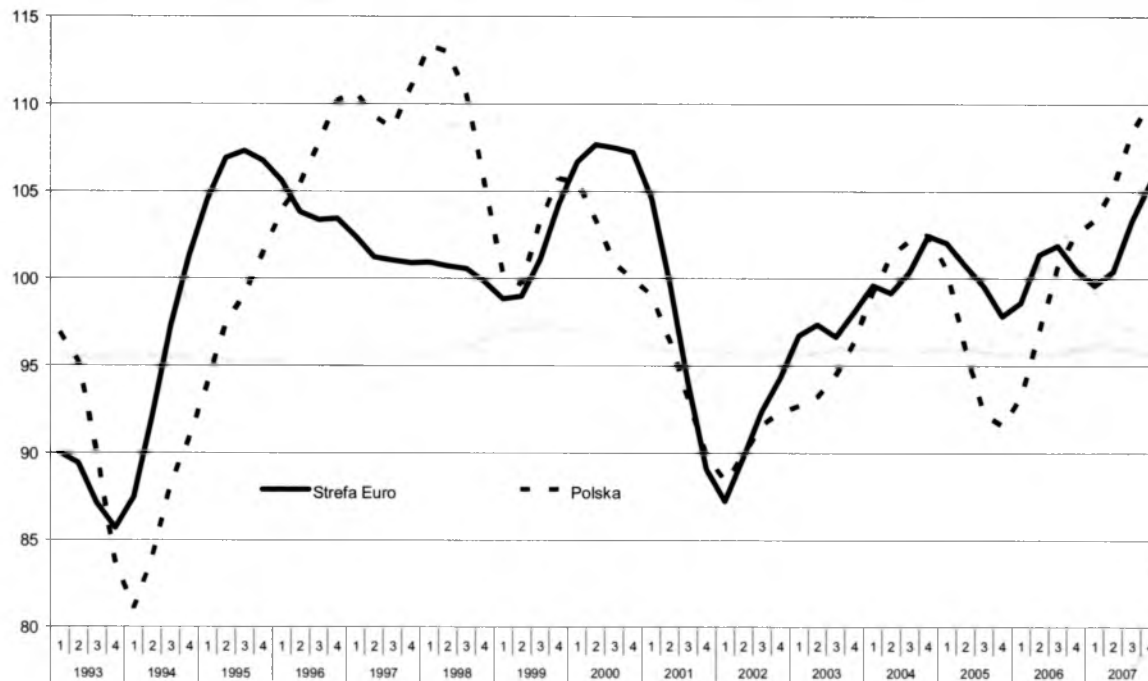
Wahania stopy inflacji w Polsce i w krajach strefy euro w latach 1993-2007



Źródło: obliczenia własne na podstawie OECD Statistical Compendium.

Wykres 5

Wahania importu w Polsce i w krajach strefy euro w latach 1995-2007



Źródło: obliczenia własne na podstawie OECD Statistical Compendium.

Wykres 6

Wahania eksportu w Polsce i w krajach strefy Euro w latach 1995-2007



Źródło: obliczenia własne na podstawie OECD Statistical Compendium.