

# Synchronizacja cykli koniunkturalnych jako kryterium członkostwa w strefie euro

Kamil Kotliński\*, Rafał Warząła\*

## Streszczenie

Synchronizacja cykli koniunkturalnych jest jednym z najważniejszych kryteriów optymalizacji wewnątrz obszaru jednowalutowego, ponieważ eliminuje ryzyko nieadekwatności cyklicznej wspólnej polityki monetarnej. Tym samym zmniejsza się koszt związany z utratą autonomii krajowej polityki pieniężnej. W artykule prezentowane są wyniki badań porównawczych synchronizacji cykli koniunkturalnych 4 krajów: Polski, Estonii, Słowacji i Słowenii z cyklem koniunkturalnym strefy euro (12). Wyniki badań wskazują, że cykl koniunkturalny Polski jest w mniejszym stopniu zsynchronizowany z cyklem strefy euro niż cykle Estonii i Słowenii, ale w większym niż Słowacji. Oznacza to, że Polska byłaby lepszym kandydatem do przyjęcia wspólnej waluty niż Słowacja. Relatywnie niski poziom synchronizacji cyklu koniunkturalnego Słowacji ze strefą euro wskazuje, że nie jest to kryterium decydujące o przystąpieniu do unii walutowej. Dalsze badania nad ewentualną nieadekwatnością cykliczną wspólnej polityki pieniężnej w stosunku do słowackiej gospodarki są z punktu widzenia Polski niezwykle pożądane i z tego powodu powinny być kontynuowane.

**Słowa kluczowe:** cykl koniunkturalny, unia monetarna, strefa euro.

**JEL Code:** E32, E61, F44.

---

\* Katedra Makroekonomii, Wydział Nauk Ekonomicznych,  
Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie.

## Wprowadzenie

Polska zobowiązała się do przystąpienia do strefy euro, tak samo jak pozostałe kraje, które zostały członkami Unii Europejskiej w 2004 i 2007 r. Ta grupa państw została objęta derogacją czasową, co oznacza przesunięcie w czasie przyjęcia wspólnej waluty. Uchylenie derogacji uzależnione jest od wypełnienia ustanowionych Traktatem z Maastricht kryteriów konwergencji nominalnej. Kryteria konwergencji nominalnej to:

- osiągnięcie wysokiego stopnia stabilności cen, co oznacza poziom inflacji nieprzekraczający wielkości referencyjnej,
- stabilna sytuacja finansów publicznych (dług publiczny poniżej 60% PKB, deficyt budżetowy nieprzekraczający 3% PKB),
- poszanowanie zwykłych marginesów wahań kursów przewidzianych mechanizmem europejskiego systemu walutowego (ERM II) przez co najmniej dwa lata, bez dewaluacji w stosunku do euro,
- trwały charakter konwergencji osiągniętej przez państwo członkowskie, odzwierciedlonej w poziomie długoterminowej stopy procentowej (nie wyższej od wielkości referencyjnej).

Spełnienie przez dany kraj tylko kryteriów konwergencji nominalnej jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym do dobrego funkcjonowania w unii walutowej. Nie mniej ważna jest konwergencja realna krajów członkowskich. W szerszym ujęciu jest ona na ogół rozumiana jako konwergencja cech strukturalnych danej gospodarki, w ujęciu węższym utożsamiana jest z poziomem rozwoju danej gospodarki [Wójcik 2008, s. 37]. Szereg kryteriów optymalizacji unii monetarnej wskazany jest przez teorię optymalnych obszarów walutowych (Optimal Currency Areas – OCA).

Teoria optymalnych obszarów walutowych koncentruje się na możliwości występowania szoków asymetrycznych oraz na wskazaniu mechanizmów pozwalających na ich absorpcję. Do grupy czynników zmniejszających ryzyko, że kraj zostanie dotknięty szokiem asymetrycznym, zostały zaliczone: stopień dywersyfikacji produkcji, zbliżony poziom inflacji, zbieżność cykli koniunkturalnych i podobieństwo struktury gospodarek. Czynnikiem sprzyjającymi absorpcji wstrząsów są: mobilność czynników produkcji, elastyczność cen i płac oraz integracja fiskalna i finansowa [Tchorek 2010, s. 45; Mognelli 2002, s. 8-10].

Z makroekonomicznego punktu widzenia za najpoważniejszy koszt związany z przystąpieniem do unii monetarnej jest uważana utrata autonomii polityki pieniężnej na szczeblu narodowym. W warunkach jednolitej polityki monetarnej wewnątrz unii walutowej niemożliwe jest akomodowanie szoków gospodarczych przez korekty kursowe lub dostosowanie krajowych stóp procentowych. Wcześniej te instrumenty okazywały się użytecznym środkiem amortyzowania nagłych

zmian koniunktury, bez konieczności przenoszenia procesów adjustacyjnych tylko i wyłącznie na sferę realną gospodarki (w postaci zmian produkcji i zatrudnienia) [Kowalewski 2001, s. 76].

Utrata autonomii polityki pieniężnej jest bardziej kosztowna, jeśli występuje ryzyko niespójności cyklicznej. W stosunku do potrzeb gospodarki danego kraju członkowskiego polityka pieniężna Europejskiego Banku Centralnego może być nieodpowiednia w sytuacji przesunięcia cyklu koniunkturalnego tej gospodarki w stosunku do pozostałych gospodarek wchodzących w skład unii monetarnej. Potencjalne koszty uczestnictwa w unii monetarnej wiążą się w tym przypadku z możliwością wystąpienia procykliczności wspólnej polityki pieniężnej. Ryzyko nieadekwatności cyklicznej wspólnej polityki pieniężnej nie występuje, gdy cykle koniunkturalne są zsynchronizowane. W przypadku wzajemnego nakładania się cykli koniunkturalnych zmiany stóp procentowych dokonanych przez EBC będą korzystne dla wszystkich członków. Oprócz przesunięcia cyklu koniunkturalnego duże znaczenie ma też częstotliwość wahań koniunkturalnych, rodzaj szoków dotykających gospodarki, a także odmienna reakcja na szoki i różna głębokość faz cyklu. Przykładowo, w przypadku wyższej amplitudy wahań koniunkturalnych reakcja wspólnej polityki pieniężnej mogłaby się okazać niewystarczająca dla danej gospodarki. Koszt utraty autonomicznej polityki pieniężnej zależy zatem od stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych, symetryczności występujących szoków ekonomicznych oraz szybkości ich absorpcji przez poszczególne gospodarki [Rogut 2010, s. 220-221, Sławiński 2008, s.37-39].

Istnieją co najmniej dwa argumenty podważające znaczenie synchronizacji cykli koniunkturalnych w unii walutowej. Po pierwsze zróżnicowanie koniunktury w poszczególnych krajach członkowskich może być czynnikiem działającym antycyklicznie. Będzie tak w sytuacji, gdy popyt krajowy i eksport będą substytucyjnymi składnikami zagregowanego popytu. W przypadku pogorszenia krajowej koniunktury i równoczesnego jej polepszenia w kraju partnerskim, spadek krajowego popytu mógłby być substytuowany eksportem. Tym samym spadek krajowej produkcji byłby łagodzony, eksport zadziałałby jako stabilizator koniunktury. I na odwrót, wzrost krajowego popytu mógłby być zaspokajany poprzez moce produkcyjne uwalniane w wyniku słabnącego eksportu. Tym samym ryzyko przegrzania koniunktury i presja na wzrost cen zostałyby osłabione. Jednak wydaje się wątpliwe, aby substytucja eksportu i popytu wewnętrznego mogła zastąpić funkcję antycykliczną polityki pieniężnej. Nie ulega wątpliwości, że w przypadku synchronizacji koniunktury w krajach partnerskich wahania zagregowanego popytu zostają jeszcze wzmocnione, więc tym ważniejsza staje się antycykliczna funkcja wspólnej polityki pieniężnej.

Drugim argumentem podważającym znaczenie synchronizacji cyklu koniunkturalnego kandydatów do unii walutowej jest teoria endogeniczności. Według założeń teorii endogeniczności sam fakt utworzenia jednolitego obszaru waluto-

wegoprzyspiesza uruchamianie mechanizmów ukierunkowanych na jego optymalizację. Handel w obszarze jednawalutowym jest ułatwiony, dlatego następuje jego intensyfikacja i tym kanałem cykle koniunkturalne w krajach członkowskich stają się bardziej skorelowane. Włączenie do unii walutowej prowadzi do głębokich zmian strukturalnych, intensyfikuje wymianę handlową, upłynnia przepływ siły roboczej i kapitału, jest znaczącym czynnikiem dynamizującym powiązania gospodarcze między krajami członkowskimi. Nawet jeśli w momencie przystępowania do unii walutowej kraje nie były optymalnym obszarem walutowym to w trakcie jej trwania następuje synchronizacja cykli koniunkturalnych. Zgodnie z teorią endogeniczności sam fakt administracyjnego połączenia krajów w obszar jednawalutowy wyzwała proces, w wyniku którego samoczynnie powstaje optymalny obszar walutowy w sensie ekonomicznym [Frankel, Rose 1997, s.753-760; Frankel, Rose 1998, s. 1010, s. 1023].

Wydaje się jednak, że oba powyższe argumenty nie mają przełożenia na podejmowane decyzje. Wielka Brytania swoją decyzję o ewentualnym przyjęciu euro uzależniła od pozytywnego wyniku pięciu testów. Wśród nich na pierwszy miejscu jest korelacja cyklu koniunkturalnego Wielkiej Brytanii z cyklem koniunkturalnym Europy kontynentalnej. Pozostałe to: elastyczność rynków europejskich w reakcji na szoki ekonomiczne, wpływ unii monetarnej na inwestycje w Wielkiej Brytanii i na sektor usług finansowych oraz wpływ euro na poziom zatrudnienia i wzrost gospodarczy w Zjednoczonym Królestwie [Królikowska 2009, s. 254].

Spośród państw Unii Europejskiej zaliczanych do krajów Europy Środkowo-Wschodniej już trzy stały się pełnoprawnymi członkami Unii Gospodarczej i Walutowej. Są to Słowenia, Słowacja i Estonia. Polska jeszcze nie zdecydowała się na ten krok. Jak wykazano powyżej, jednym z najważniejszych problemów jest synchronizacja cykli koniunkturalnych wewnątrz unii monetarnej.

Celem artykułu jest ocena stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych wybranych 4 krajów z cyklem krajów strefy euro. Podstawą tej oceny jest charakterystyka głównych cech morfologicznych cykli badanych państw oraz całej strefy euro. Ponieważ Słowenia, Słowacja i Estonia już zdecydowały się przyjąć euro postawiono hipotezę, że cykle koniunkturalne tych krajów są bardziej zsynchronizowane z cyklem strefy euro niż cykl koniunkturalny Polski.

W literaturze nie ma precyzyjnie określonego stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych, który mógłby być uznany za wystarczający do uczestnictwa w jednolitym obszarze walutowym. Niezależnie od tego, zdecydowano się porównać stopień synchronizacji cykli w czterech krajach tj. w Polsce i trzech krajach EŚW, które już w pełni uczestniczą w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Jeśli cykl Polski jest równie dobrze, lub lepiej zsynchronizowany niż cykle badanych trzech krajów – nowych członków strefy euro, to przy założeniu, że te trzy kraje osiągają korzyści ekonomiczne w unii walutowej, można uznać, że kryterium to jest w przypadku Polski spełnione.

## Metodologia badań

Przedmiotem badań jest synchronizacja cykli koniunkturalnych Polski oraz Słowenii, Słowacji i Estonii z cyklem strefy euro. Przyjęto, że w całym badanym okresie strefa euro liczyła dwanaście państw. Te dwanaście państw to kraje, które w 2002 r. wprowadziły euro w obiegu gotówkowym: Belgia, Niemcy, Irlandia, Hiszpania, Francja, Włochy, Luksemburg, Holandia, Austria, Portugalia, Finlandia i Grecja. Zakres czasowy analizy obejmuje szereg dynamiki produktu krajowego brutto w przekroju kwartalnym dla okresu od I kwartału 1996 do III kwartału 2013 r. Wybór takiego przedziału jest podyktowany dostępnością porównywalnych danych statystycznych. Okres 18-letni daje także możliwość wyodrębnienia kilku pełnych cykli koniunkturalnych, jak również oceny różnic w ich budowie morfologicznej.

Podstawowymi elementami każdego cyklu koniunkturalnego są punkty zwrotne i fazy. Szczególnie istotne z punktu widzenia analizy przebiegu wahań koniunktury są punkty zwrotne, określające długość poszczególnych faz cyklu. Ich wyznaczenie umożliwia także określanie pozostałych cech morfologicznych oscylacji. W przypadku punktów zwrotnych, przyjęcie jednakowych zasad wyodrębniania wahań, pociąga za sobą możliwość adaptacji pojęć faz oraz punktów zwrotnych. Stosownie do powyższej analizy w gospodarce rynkowej występujące cykle koniunkturalne składają się z dwóch faz, wyznaczonych przez punkty zwrotne – górny i dolny. Faza wahań to przedział czasu leżący między różnymi co do charakteru punktami zwrotnymi. Faza pomyślnej koniunktury, występuje między dolnym i górnym punktem zwrotnym natomiast faza niekorzystnej koniunktury jest wyznaczana przez występujące bezpośrednio po sobie górnym i dolnym punkcie zwrotnym [Barczyk, Kowalczyk 1993, s. 23].

Istotną cechą morfologiczną, charakteryzującą cykle koniunkturalne, jest długość poszczególnych faz oraz całego cyklu. Przez długość fazy rozumie się przedział czasowy leżący między dwoma kolejnymi, różnymi co do charakteru ekstremami danego szeregu czasowego. Zakładając, że punkty zwrotne definiowane są jako odchylenia wartości empirycznych od oszacowanej funkcji trendu, wówczas długość fazy jest określona przez dwa kolejne tak określone zwroty. Długość cyklu w takiej konwencji jest równa sumie dwóch kolejnych faz tj. fazy pomyślnej koniunktury i fazy spadku gospodarczego [Barczyk, Kowalczyk 1993, s. 26].

Istotną z punktu widzenia analizy morfologii cyklu jest amplituda faz bądź całego cyklu. Jest to różnica między skrajnymi wartościami elementów występujących w danym okresie. Przez amplitudę fazy rozumiemy wartość bezwzględnej różnicy między wartościami skrajnymi, należącymi do danej fazy cyklu koniunkturalnego. Natomiast amplituda cyklu jest różnicą między amplitudą fazy wzrostowej i amplitudą fazy spadkowej. W przypadku, gdy podstawą analizy szeregu empirycznego są wielkości absolutne, wysokość amplitudy ulega zwiększaniu.

W takich przypadkach w analizie wykorzystuje się wielkości względne. Wówczas amplituda jest procentową miarą odchylenia górnego bądź dolnego punktu zwrotnego, w stosunku do przyjętej linii trendu [Barczyk, Kruszka 2003, s. 39].

Intensywność wahań koniunkturalnych oznacza siłę tendencji zwyżkowych lub niżkowych występujących w poszczególnych fazach. Stąd do analizy intensywności wykorzystuje się narzędzia statystyczne określające miary zmienności, a wśród nich odchylenie standardowe i wariancja. Tak więc intensywność cyklu jest większa wówczas, gdy wartość odchylenia standardowego jest coraz większa [Lubiński 2004, s. 77].

Do celów analizy w niniejszej pracy przyjęto jako podstawę badań cykle wzrostu. Metoda ta pozwala na identyfikację cykli koniunktury nawet wówczas, gdy ma miejsce długi okres nieprzerwanego wzrostu. Wówczas analiza wartości absolutnych nie przynosi klarownych rezultatów. Do analizy morfologii cyklu koniunkturalnego w wybranych krajach strefy euro, wybrano szereg czasowy dynamiki PKB w cenach stałych. Dane surowe zostały poddane desezonalizacji za pomocą metody TRAMO/SEATS. Metoda ta jest zalecana w badaniach przez EUROSTAT [Kufel 2007, s. 97].

Za pomocą procedury TRAMO dokonywana jest estymacja i predykcja modelu. Umożliwia ona również wykonanie interpolacji ewentualnych braków danych, identyfikacji i korekty obserwacji nietypowych, a także estymacji efektów dni roboczych i świąt ruchomych. Z kolei SEATS pozwala na estymację każdego z nieobserwowalnych składników zgodnie z podejściem opartym na modelu ARIMA. Realizowana w ten sposób dekompozycja szeregu czasowego ma na celu wyodrębnienie jego poszczególnych składników.

W kolejnym etapie badania dokonano estymacji czynnika cyklicznego z danych empirycznych. Do wykomponowania czynnika cyklicznego z odsezonowanych uprzednio danych empirycznych, za pomocą metody TRAMO/SEATS, wykorzystano filtr Baxtera-Kinga [1995]<sup>1</sup>.

Otrzymane w wyniku przeprowadzonej analizy wahania koniunkturalne nie są pozbawione niejednoznaczności przy identyfikowaniu punktów zwrotnych. Wynika to ze specyfiki współczesnych cykli koniunkturalnych, podlegających znacznej deformacji w porównaniu z cyklami klasycznymi. Powyższe uwarunkowania skłaniają do przyjęcia określonych kryteriów identyfikacji cykli koniunkturalnych analizowanych państw.

Pierwszym z nich jest długość poszczególnych faz. Z uwagi na wielość krótkookresowych oscylacji zwłaszcza w początkowej fazie transformacji, przyjmuje się, iż minimalnym okresem trwania poszczególnych faz jest okres trzech kwarta-

---

<sup>1</sup> Procedurę odsezonowania danych surowych za pomocą metody TRAMO/SEATS, jak również wyodrębnienia składnika cyklicznego w wyniku zastosowania filtra Baxtera-Kinga, przeprowadzono w oparciu o program BUSY.

łów. W przeciwnym razie zmiany aktywności gospodarczej mogły być wywołane przez czynniki o charakterze przypadkowym.

Drugim kryterium identyfikacji cykli jest zasada wyodrębniania punktów zwrotnych. W przebiegu szeregów czasowych charakteryzujących koniunkturę gospodarczą można wskazać kilka szczególnych przypadków, charakterystycznych dla współczesnych cykli koniunkturalnych.

Gdy wielkości szeregu osiągają podwójne szczyty lub podwójne dna, to wówczas przyjmuje się, że górny (dolny) punkt zwrotny wyznaczony jest przez moment w którym nastąpiła wartość maksymalna (minimalna), a po której rozpoczął się spadek (wzrost). Oznacza to, iż do dalszej analizy należy przyjąć wartość ostatnią z maksymalnych (minimalnych) [Lubiński 2004, s. 66].

Jeżeli w okresie między dwoma szczytami następuje zmniejszanie się wartości indeksów, wówczas jako górny punkt zwrotny należy przyjąć moment wystąpienia pierwszego wierzchołka. Zasada ta jest stosowana analogicznie w stosunku do podwójnego dna.

Gdy w szeregach nie występują wyraźne wierzchołki lub dna, a szeregi przyjmują identyczne wartości w ciągu kilku okresów, wówczas należy wybierać jako punkty zwrotne ostatnie z równych wartości, po których następuje zdecydowana zmiana w kształtowaniu się analizowanych wskaźników.

W sytuacji, gdy dany szereg czasowy nie wykazuje wyraźnych punktów zwrotnych, z uwagi na szybkie i częste zmiany gospodarcze, wyodrębnienie przebiegu w takich szeregach jest trudne. Jednym ze sposobów w tej sytuacji jest określenie w danym szeregu trendu, a następnie analiza odchyleń wartości empirycznych od wartości oszacowanych lub badanie stopy wzrostu poszczególnych elementów trendu. Może to jednak powodować błędy np. zwroty uzyskane mogą nie odpowiadać zwrotom w szeregu wielkości absolutnych.

Punkty zwrotne mogą być także zdeterminowane przez wielkości przypadkowe wówczas przedstawione powyżej zasady nie muszą być rygorystycznie przestrzegane, a w procedurze doboru punktów należy uwzględnić okoliczności, w których odbywały się te zmiany. Jeżeli pewne zdarzenia zostaną zidentyfikowane w czasie, to jako punkty zwrotne cyklu koniunkturalnego należy przyjąć wartości maksymalne lub minimalne, które nastąpiły po zdarzeniach losowych, nawet wówczas, gdy wartość elementów szeregu przed wystąpieniem zakłóceń przypadkowych jest wyższa lub niższa, aniżeli wartość elementów przyjętych jako zwroty.

W niniejszej pracy procedura oznaczenia punktów zwrotnych została oparta na metodzie Bry-Boschan (1971). Oryginalna procedura identyfikacji punktów zwrotnych opracowana przez Bry'a i Boschan, była dedykowana do analizy w ujęciu cyklu klasycznego, czyli poziomu szeregów czasowych wyrównanych sezonowo, a więc zawierających trend i składową nieregularną. Procedura ta jest wieloetapowa, polega na poszukiwaniu punktów zwrotnych w przebiegu wygładzonego szeregu czasowego, ważonymi i nieważonymi średnimi ruchomymi, jako

lokalne wartości maksymalne (lub minimalne). Współcześnie kiedy analizowane są wahania w ujęciu cyklu wzrostowego, na bazie wygładzonego szeregu czasowego, z którego usunięto obserwacje nietypowe możemy pominąć wiele etapów oryginalnej procedury Bry-Boschan. Identyfikacja punktów zwrotnych dla komponentu cyklicznego odbywa się zgodnie z następującą regułą<sup>2</sup>:

- Górny punkt zwrotny  $w(t)$ :  $\{Y_t > Y_{t-k}, Y_t > Y_{t+k}, k=1 \dots K\}$
- Dolny punkt zwrotny  $w(t)$ :  $\{Y_t < Y_{t-k}, Y_t < Y_{t+k}, k=1 \dots K\}$ .

Następnie badamy te wstępne punkty zwrotne pod kątem spełnienia nałożonych restrykcji określonych w procedurze Bry-Boschan.

Do analizy cech morfologicznych wahań cyklicznych wykorzystano miary zmienności i rozproszenia, tj. pomiar długości poszczególnych faz i cykli, odchylenia standardowego, współczynnika zmienności, amplitudy i intensywności oraz analizę korelacji krzyżowych. Na podstawie otrzymanych wyników przeprowadzono analizę porównawczą cech morfologicznych PKB i wybranych zmiennych składowych.

Ważną cechą cyklu jest także amplituda faz lub całego cyklu. Jest to różnica pomiędzy skrajnymi wartościami pewnych elementów występujących w danym okresie. Przez pojęcie amplituda fazy rozumie się wartość bezwzględną różnicy między wartościami ekstremalnymi, należącymi do danej fazy cyklu koniunkturalnego. Amplituda cyklu jest natomiast różnicą pomiędzy amplitudą fazy wzrostowej a amplitudą fazy spadkowej [Lubiński 2004, s.77].

Do oceny stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych wykorzystano następujące metody badawcze [Adamowicz i in. 2008, s.27-31]:

- analizy korelacji krzyżowej,
- analiza punktów zwrotnych,
- analizy cross-spektralnej,
- współczynnika koherencji.

W przypadku analizy cross-spektralnej (analizy szeregów czasowych w dziedzinie częstotliwości) obliczono współczynnik koherencji i przesunięcie fazowe dla okresu wahań od 1,5 roku do 10 lat zgodnie z zaleceniami opisywanymi w literaturze [por. Skrzypczyński, 2008, s. 53]. Współczynnik koherencji stanowi miarę dopasowania pomiędzy dwoma szeregami czasowymi dla danej częstotliwości, przyjmuje wartości [0, 1] i ma analogiczną interpretację jak współczynnik determinacji. Określa ona w jakim stopniu zmienność koniunktury strefy euro wpływa na kształtowanie się koniunktury danego kraju.

<sup>2</sup> Szerzej na ten temat: [http://kolegia.sgh.waw.pl/pl/KAE/struktura/IRG/wahania/Documents/3\\_5\\_Analiza.pdf](http://kolegia.sgh.waw.pl/pl/KAE/struktura/IRG/wahania/Documents/3_5_Analiza.pdf). Data pobrania 17.03.2014 r.



W literaturze przedmiotu funkcjonuje co najmniej kilka popularnych metod wykomponowania czynnika cyklicznego. Jednak, jak wynika z prowadzonych testów, każda metoda ma swoje ograniczenia. Jednym z nich jest problem obcinania obserwacji na początku i końcu próby. Dotyczy on w szczególności filtra Baxtera-Kinga oraz Hodricka-Prescota (Adamowicz i in. 2008, s.18). W celu wyeliminowania tego problemu w niniejszej pracy zastosowano implementację filtra Baxtera-Kinga w programie BUSY (zob. Fiorentini i in., 2003, s. 9), gdzie źródłowy szereg jest wydłużany na podstawie prognoz z modelu autoregresyjnego AR z dryfem, którego optymalny rząd jest wybrany na podstawie kryterium informacyjnego Akaike (AIC). Jest to jednak podejście upraszczające i niesie duże ryzyko obciążonych oszacowań na krańcach analizowanej próby.

Drugim, szeroko poruszonym w literaturze problemem związanym z analizą danych statystycznych, jest problem rzeczywistych danych typu real time. Polega on na uwzględnianiu w badaniach terminów ogłoszenia najnowszych informacji o poziomie badanego zjawiska. Oznacza to również konieczność dokonywania rewizji danych wstecz. Z jednej strony wynika to z ciągłych uaktualnień, jakim podlegają dane statystyczne, z drugiej natomiast z tego, że stosowane w metodach ekonometrycznych estymatory podlegają zmianom wraz z napływem nowych informacji do próby. Tym samym estymacja cyklu koniunkturalnego na podstawie konkretnego zestawu danych, dostępnych w danym momencie (real-time data), stanowi warunkowy względem próby obraz wahań cyklicznych. Co więcej, nie istnieją sposoby, które pozwalałyby całkowicie zniwelować efekt rewizji estymatora składowej cyklicznej, jak również estymatorów innych komponentów danego szeregu czasowego [Skrzypczyński 2010, s. 21]. Należy zatem mieć świadomość, że wyciąganie wniosków na podstawie oszacowanych komponentów cyklicznych powinno być ostrożne, w szczególności w przypadku wspomaganie procesu decyzyjnego polityki gospodarczej. Zatem wyjątkowo istotnym kierunkiem badań wydaje się poszukiwanie metod ekonometrycznych, które zapewniłyby uzyskiwanie składowych cyklicznych szeregów czasowych niepodlegających znacznym rewizjom w czasie [Skrzypczyński 2010, s. 22].

## **Interpretacja uzyskanych wyników badań**

Pierwszą metodą wykorzystaną do oceny stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych badanych gospodarek, była analiza przesunięć fazowych cykli badanych krajów względem szeregu referencyjnego PKB państw strefy euro. Wartości wskaźnika korelacji zaprezentowano w tabeli 1. Najwyższy poziom współliniowości z cyklem państw strefy euro<sup>3</sup> wykazują dwa kraje, tzn. Słowenia oraz Esto-

<sup>3</sup> Do analizy stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych przyjęto niezmienną liczbę 12 członków strefy euro w całym badanym okresie.

nia. W tych przypadkach można stwierdzić, iż istnieje istotna współzależność między wahaniami PKB obu państw, a fluktuacjami koniunktury krajów strefy euro. W przypadku Polski ta zależność jest znacząco słabsza, jednak spośród badanych krajów najslabszą współzależnością cechuje się Słowacja. Większe rozbieżności w przebiegu wahań koniunkturalnych dla Słowacji można obserwować w okresie pozostawania poza strefą monetarną, a więc przed 2009 r. Jednocześnie większa współzależność koniunktury pomiędzy Słowacją i strefą euro przypada na krótki okres uczestnictwa tego kraju w strefie euro, który jest również okresem największego powojennego kryzysu gospodarczego. Dlatego nie sposób rozstrzygnąć, czy czynnikiem sprzyjającym synchronizacji jest kryzys czy uczestnictwo w unii monetarnej.

**Tabela 1.**

**Charakterystyka przesunięć fazowych cykli wybranych państw UE względem szeregu referencyjnego (PKB państw strefy euro (12))**

Szereg czasowy	Współczynnik koherencji	Średnie przesunięcie	Korelacja krzyżowa		
			$r_0$	$r_{\max}$	$t_{\max}$
<b>Estonia</b>	0,68	-0,42	0,78	0,84	-1
<b>Polska</b>	0,41	-0,02	0,62	0,62	0
<b>Słowacja</b>	0,37	-0,25	0,58	0,58	0
<b>Słowenia</b>	0,81	-0,15	0,88	0,88	0

Objaśnienia: wartości + (-) oznaczają wyprzedzenie (opóźnienie) wyrażone w kwartałach w relacji do szeregu referencyjnego. Współczynniki koherencji oraz korelacji są istotnie różne od zera przy 1% poziomie istotności.

Źródło: opracowanie własne

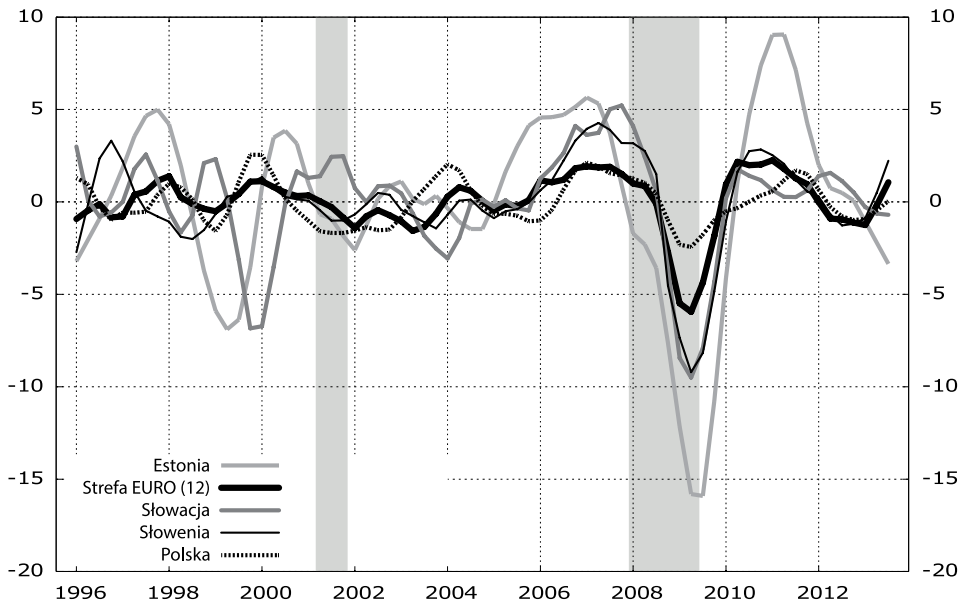
Na podstawie interpretacji współczynnika koherencji można stwierdzić, że największy stopień synchronizacji cyklu ze strefą euro wykazuje przebieg cyklu Słowenii, a w dalszej kolejności Estonii, Polski i Słowacji. We wszystkich badanych przypadkach wystąpiło średnie opóźnienie fazowe cykli względem cyklu strefy euro, przy czym największe średnie opóźnienie wykazywał cykl Estonii, nieco mniejsze na Słowacji, w dalszej kolejności Słowenii, a najmniejsze w Polsce. Niska wartość średniego opóźnienia cyklu Polski wynika z tego, że do 2004 r. był on wyprzedzający względem strefy euro, a po 2004 r. jest opóźniony (patrz wykres 1 i tabela 2). Średnie przesunięcie fazowe wynoszące od 0,42 kwartału w przypadku Estonii do 0,02 kwartału w przypadku Polski należy uznać za niewielkie i nie wykluczające skuteczności prowadzenia wspólnej polityki pieniężnej.

W wyniku przeprowadzonej filtracji szeregów czasowych otrzymano komponenty cykliczne PKB dla analizowanych państw oraz strefy euro. Są one przedstawione na wykresie 1. W analizowanym okresie stopa wzrostu realnego

produktu krajowego brutto podlegała silnym wahaniom cyklicznym wokół długookresowego trendu. Potwierdza to otrzymane wcześniej wartości współczynnika korelacji krzyżowej dla badanych krajów. Analiza graficzna pozwala również na sformułowanie stwierdzenia, iż występuje relatywnie większe zróżnicowanie badanych państw pod względem zmienności PKB w okresie 1996 – 2005. Natomiast po 2005 roku, któremu odpowiada termin wejścia badanych krajów do UE, widoczny jest wzrost stopnia synchronizacji analizowanych cykli koniunkturalnych. Świadczą o tym także otrzymane cząstkowe wskaźniki korelacji. W okresie od I kwartału 1996 do IV kwartału 2004 r. średnia wartość współczynnika korelacji dla PKB między badanymi krajami, wyniosła 0,1, a dla Słowacji była ujemna. Od I kwartału 2005 do III kwartału 2013 przeciętna wartość współczynnika korelacji dla PKB wśród omawianych krajów wynosiła 0,84.

### Wykres 1.

#### Komponent cykliczny PKB w badanych krajach oraz strefie euro



Obszar cieniowany oznacza okresy recesji.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat

[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search\\_database](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database).

Data pobrania: 14.03.2014 r.

W przebiegu zmienności PKB wszystkich badanych krajów zidentyfikowano punkty zwrotne (tabela 2). W przypadku Słowacji, Słowenii, Estonii wyznaczono pięć górnych oraz pięć dolnych punktów zwrotnych. Oznacza to, iż można w tych krajach wyodrębnić cztery cykle koniunkturalne. W przypadku Polski oraz państw strefy euro wyodrębniono dodatkowo 1 cykl.

**Tabela 2.**

**Analiza punktów zwrotnych w relacji do szeregu referencyjnego PKB państw strefy euro (12)**

	dno	szczyt	dno	szczyt	dno	szczyt	dno	szczyt	dno	szczyt	dno	Liczba dodatk. cykli
<b>Euro (12)</b>	Q3 1996	Q3 1997	Q4 1998	Q1 2000	Q1 2003	Q1 2004	Q1 2005	Q4 2007	Q1 2009	Q2 2010	Q1 2012	
<b>Polska</b>	+1	+1	0	-1	-8	-1	0	-1	0	+4	+1	0
<b>Słowenia</b>	-	-4	-2	-2	+1	+1	+1	0	0	0	+1	1
<b>Słowacja</b>	-	+5	+4	+3	+2	+2	+2	0	0	0	+4	0
<b>Estonia</b>	-	0	+1	+1	-	-5	-3	-4	+1	+1	0	0

Objaśnienia: wartości + (-) oznaczają opóźnienie (wyprzedzenie) wyrażone w kwartałach w relacji do szeregu referencyjnego.

Źródło: badania własne.

Oprócz wskazanego wcześniej wyższego stopnia synchronizacji cykli po przystąpieniu do UE, zwraca uwagę fakt, iż po 2005 roku mamy do czynienia z wydłużeniem okresu trwania poszczególnych faz cykli. Ponadto zwiększeniu uległa amplituda zarówno poszczególnych faz, jak i całego cyklu.

O zmianie cech morfologicznych cykli koniunkturalnych gospodarek badanych krajów po 2005 r. świadczy cecha, jaką jest intensywność. Oznacza siłę tendencji zwyżkowych lub zniżkowych występujących w poszczególnych fazach [Barczyk, Kowalczyk 1993, s. 27; Lubiński 2004, s. 77]. Analiza intensywności cyklu polega na badaniu nasilenia wzrostu lub spadku w fazach cyklu. Podstawową miarą zmienności jest odchylenie standardowe. W sytuacji zróżnicowania wartości średniej arytmetycznej dla poszczególnych szeregów czasowych analizowanych państw, obliczono miarę względną, jaką jest współczynnik zmienności. Cykl koniunkturalny jest bardziej intensywny, jeżeli rozproszenie wielkości empirycznych wokół średniej jest większe, tzn. wówczas, gdy wartość oszacowanego współczynnika zmienności jest większa. Wartości obliczonych miar zmien-

ności dla szeregów czasowych analizowanych zmiennych, zamieszczono w tabeli 3.

**Tabela 3.**  
**Zakres zmienności cykli koniunkturalnych analizowanych krajów**

Miary	Kraje				
	Euro (12)	Polska	Słowenia	Słowacja	Estonia
Odchylenie standardowe	1,92	2,16	3,71	4,24	7,0
Średnia arytmetyczna	1,7	4,4	3,5	4,8	5,2
Współczynnik zmienności	1,16	0,49	1,07	0,88	1,33

Źródło: obliczenia własne.

Zakres zmienności koniunktury gospodarczej badanych państw oraz strefy euro (12) jest zróżnicowany (tabela 3). Największą zmiennością mierzoną odchyleniem standardowym cechują się kraje niewielkie przestrzennie i z niewielką liczbą ludności. Są to państwa posiadające monokulturowe gospodarki (Słowenia, Estonia) lub z niewielkim potencjałem rynku wewnętrznego. Często jednocześnie w znacznym stopniu zależne od popytu zagranicznego (Słowacja). Natomiast Polska oraz rozpatrywane łącznie kraje strefy euro (12) to znacznie większe gospodarki, jednocześnie o złożonej strukturze gospodarczej, z wysoko rozwiniętym i znaczącym udziałem sektora usług. Sprzyja to stabilizacji i mniejszej wrażliwości na zmiany sytuacji gospodarczej na świecie, głównie poprzez możliwość wykorzystania potencjału własnego rynku wewnętrznego tych państw.

**Tabela 4.**  
**Charakterystyka przesunięć fazowych cykli badanych zmiennych względem szeregu referencyjnego (PKB państw strefy euro (12))**

Szereg czasowy	Średnia wartość opóźnienia			Mediana opóźnienia		
	Górne punkty zwrotne	Dolne punkty zwrotne	Łącznie	Górne punkty zwrotne	Dolne punkty zwrotne	Łącznie
<b>Estonia</b>	-1,4	-0,25	-0,89	-2,00	0,50	0,00
<b>Polska</b>	0,4	-1,00	-0,36	-1,00	0,00	0,00
<b>Słowacja</b>	2,0	2,40	2,20	1,00	2,00	2,00
<b>Słowenia</b>	-1,0	0,20	-0,40	-1,00	0,50	0,00

Objaśnienia: wartości + (-) oznaczają opóźnienie (wyprzedzenie) wyrażone w kwartałach w relacji do szeregu referencyjnego.

Źródło: obliczenia własne.

Miarą analizy *cross*-spektralnej, które informuje o wzajemnym wyprzedzeniu lub opóźnieniu analizowanych par szeregów czasowych w zdefiniowanym zakresie wahań, jest przesunięcie fazowe. W tabeli 4. przedstawiono średnią wartość opóźnienia (wyprzedzenia) poszczególnych faz cykli badanych krajów względem cyklu państw strefy euro. Wartość ujemna oznacza wyprzedzenie, a wartość dodatnia – opóźnienie względem szeregu referencyjnego. Wszystkie badane kraje, za wyjątkiem Słowacji, cechowały się wyprzedzeniem cykli względem szeregu referencyjnego państw strefy euro. Największe wyprzedzenie wykazywał szereg PKB Estonii (średnio o 0,9 kwartału), dla Słowenii, podobnie jak dla Polski było to 0,4 kwartału, natomiast PKB Słowacji wykazywał średnio opóźnienie aż o 2,4 kwartały (7 miesięcy).

Miarą, które jest bardziej odporna od średniej arytmetycznej na wartości skrajne, jest mediana szeregu. W powyższej analizie najniższą wartością mediany opóźnienia zarówno całych cykli, jak i poszczególnych faz, cechowały się cykle Polski, Estonii i Słowenii. Cykl Słowacji wykazywał się medianą na poziomie 2 kwartałów, co wskazuje na największą spośród analizowanych krajów rozbieżność względem szeregu PKB dwunastki państw strefy euro.

## Podsumowanie

Cykl koniunkturalny Estonii oraz Słowenii wykazuje wyższy stopień synchronizacji z cyklem strefy euro niż cykl Polski. Jednak cykl Polski jest bardziej zsynchronizowany ze strefą euro niż cykl Słowacji. Wobec tego odrzucono hipotezę badawczą, zgodnie z którą cykle koniunkturalne Estonii, Słowenii i Słowacji są bardziej zsynchronizowane z cyklem strefy euro niż cykl Polski.

Jakkolwiek badaniu podlegał stosunkowo krótki okres, to jednak zauważalny jest wzrost synchronizacji cykli koniunkturalnych czterech badanych krajów z cyklem strefy euro po przystąpieniu tych krajów do Unii Europejskiej. Ten wzrost synchronizacji cykli może wskazywać na prawdziwość hipotezy endogeniczności optymalnego obszaru walutowego. Jednak nie można tego stwierdzić z całą pewnością, ponieważ wzrost stopnia synchronizacji przypada na okres bardzo głębokiego kryzysu, o zasięgu globalnym, który rozpoczął się w Europie w 2008 r. Obecnie nie można stwierdzić, czy wraz z zażegnaniem kryzysu nie nastąpi proces desynchronizacji cykli badanych państw.

Synchronizacja cykli koniunkturalnych jest bardzo ważnym kryterium oceniającym zdolność kraju do uczestnictwa w unii monetarnej, ponieważ jest ważnym warunkiem minimalizującym koszty utraty autonomii krajowej polityki pieniężnej na rzecz wspólnej polityki monetarnej. Choć teoria podkreśla ważność synchronizacji, to w praktyce nie zawsze jest to czynnik decydujący. Przykładem jest Słowacja, która została członkiem strefy euro, pomimo, że przebieg jej cyklu koniunkturalnego jest na tle cykli pozostałych krajów nietypowy i przez to wykazuje niski poziom synchronizacji z cyklem strefy euro.

Choć cykl Polski charakteryzuje się niższym stopniem synchronizacji z cyklem strefy euro niż cykl Estonii i Słowenii, to jednak jest bardziej zsynchronizowany niż cykl Słowacji. Oznacza to, że biorąc pod uwagę tylko to badane kryterium, Polska byłaby lepszym kandydatem do przyjęcia euro niż Słowacja. Ponieważ Słowacja zdecydowała się przystąpić do strefy euro interesujące z polskiego punktu widzenia są badania nad konsekwencjami ewentualnej nieadekwatności cyklicznej polityki pieniężnej EBC względem gospodarki słowackiej.

## Literatura

- Adamowicz E., Dudek S., Pachucki D., Walczyk K. (2008) *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktury tych gospodarek*, IRG SGH, Warszawa.
- Barczyk R., Kowalczyk Z. (1993) *Metody badania koniunktury gospodarczej*, Wydawnictwo Naukowe PWN Warszawa – Poznań.
- Barczyk R., Kruszka M. (2003) *Cechy morfologiczne wahań koniunkturalnych w gospodarce Polski w okresie transformacji*, [w:] *Diagnozowanie stanu koniunktury gospodarczej w Polsce*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa.
- Baxter M., King R. G. (1995) *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*. NBER Working Paper No. 5022. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Bry G., Boschan Ch. (1971) *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Fiorentini G., Planas Ch., Caporello G. (2003) *BUSY program: User-manual*, <http://eemc.jrc.ec.europa.eu/EEMCArchive/Software/BUSY/BUSY-manual0603.pdf>
- Frankel J. A., Rose A. K. (1998) *The endogeneity of the optimum currency area criteria*, "The Economic Journal", 108 (July), s.1009-1025.
- Frankel J.A., Rose A. K. (1997) *Is EMU more justifiable ex post than ex ante?* "European Economic Review", No.41.
- Hodrick R. J., Prescott E. C. (1997) *Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation*, „Journal of Money Credit and Banking, Vol. 29, No. 1, s. 1-16. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>
- [http://kolegia.sgh.waw.pl/pl/KAE/struktura/IRG/wahania/Documents/3\\_5\\_Analiza.pdf](http://kolegia.sgh.waw.pl/pl/KAE/struktura/IRG/wahania/Documents/3_5_Analiza.pdf).
- Kowalewski P. (2001) *Euro a międzynarodowy system walutowy*, Wydawnictwo Twigger, Warszawa.
- Królikowska A. (2009) *Czy warto być poza Unią Monetarną – studium przypadku Wielkiej Brytanii, Danii i Szwecji*. [w:] *Europejska Integracja Monetarna od A do Z*, (red.) W. Pacho, NBP, Warszawa.
- Kufel T. (2007) *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRET*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Lubiński M. (2004) *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Wydanie drugie poszerzone, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa.

- Mognelli F. (2002) New Views on the Optimum Currency Areas Theory: What the EMU Telling Us?, EBC Working Paper, No.138.
- Mognelli F. (2005) What is European Economic and Monetary Union Telling us About the Properties of Optimum Currency Areas? "Journal of Common Market Studies", Vol. 43. No. 3., p. 607-35.
- Rogut A. (2010) Koszty i zagrożenia związane z wejściem do strefy euro, [w:] Mechanizmy Funkcjonowania Strefy Euro (red) P. Kowalewski, G. Tchorek, NBP, Warszawa, s. 191-210.
- Skrzypczyński P. (2010) Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej, NBP, Warszawa.
- Skrzypczyński P. (2008) Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro, Instytut Ekonomiczny, NBP, Warszawa.
- Sławiński A. (2008) Znaczenie czynników ryzyka towarzyszących wchodzeniu Polski do ERM 2 i do strefy euro, "Ekonomista" nr 1, s.33-50.
- Tchorek G. (2010) Teoretyczne podstawy integracji walutowej, [w]: Mechanizmy Funkcjonowania Strefy Euro, (red.) P. Kowalewski, G. Tchorek, NBP, Warszawa, s. 41-66.
- Wójcik C. (2008) Integracja ze strefą euro – teoretyczne i praktyczne aspekty konwergencji, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.