

Rafał Warząła[‡]

Zbieżność cykli koniunkturalnych krajów Europy Środkowej i Wschodniej z cyklem dwunastu krajów Unii Europejskiej

Streszczenie

Celem artykułu jest ocena zmian w zakresie synchronizacji wahań cyklicznych pomiędzy wybranymi krajami Europy Środkowej i Wschodniej (Polska, Czechy, Słowacja, Węgry, Litwa, Łotwa, Estonia, Bułgaria, Rumunia, Słowenia i Serbia) a wspólnym cyklem dla dwunastu krajów Unii Europejskiej (UE12). Na podstawie analizy kwartalnych danych o produkcie krajowym brutto (Eurostat) stwierdzono, że w latach 1996-2017 poziom synchronizacji cyklicznej wzrósł w większości badanych krajów. Stwierdzono ponadto, że samo przyjęcie wspólnej waluty nie przesądza o poziomie zbieżności cyklicznej z krajami stanowiącymi trzon Unii Europejskiej.

Słowa kluczowe: cykl koniunkturalny, koniunktura gospodarcza, zbieżność cykliczna, synchronizacja cykli

Kod klasyfikacji JEL: E32

[‡] Katedra Makroekonomii, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie.

Business Cycles Convergence of Central and Eastern European Countries with the Cycle of Twelve European Union Members (UE12)

Abstract

The aim of the article is to assess changes in the synchronization process of cyclical fluctuations between selected countries of Central and Eastern Europe (Poland, Czech Republic, Slovakia, Hungary, Lithuania, Latvia, Estonia, Bulgaria, Romania, Slovenia and Serbia) and the common cycle of the core EU economies. Based on the analysis of quarterly data on Gross Domestic Product, we conclude that in the period 1996-2017 the cycles synchronization increased in the majority of countries under the study. Furthermore, we found that the adoption of the single currency does not automatically determine the cyclical convergence with the common currency area.

Keywords: business cycles, cyclical convergence, business cycle synchronization

JEL classification: E32

1. Wprowadzenie

Jedną z cech współczesnej, zglobalizowanej gospodarki światowej jest zacieśnianie współpracy gospodarczej w ramach ugrupowań integracyjnych. Towarzyszy temu, poza innymi charakterystycznymi dla integrujących się obszarów zjawiskami, coraz większa zbieżność cykli koniunkturalnych gospodarek krajów uczestniczących w tym procesie. Odnosi się to przede wszystkim do Unii Europejskiej, a w szczególności do państw strefy euro, jako przykładu najbardziej zintegrowanych gospodarek na świecie. Zbieżność cykliczna jest także jednym z kryteriów tzw. konwergencji realnej która, obok koniecznej konwergencji nominalnej, powinna towarzyszyć gospodarkom dążącym do przystąpienia do jednolitego obszaru walutowego (Lein-Rupprecht i in., 2007; Kotliński & Warząła, 2014). Z makroekonomicznego punktu widzenia za największy koszt związany z przystąpieniem do unii monetarnej jest postrzegana utrata autonomii w zakresie 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 dostosowawczych wyłącznie na sferę realną gospodarki (w postaci zmian produkcji i zatrudnienia) (Kowalewski, 2001).

Zgodnie z regułami teorii makroekonomii brak zbieżności cyklicznej gospodarek w warunkach wspólnej polityki monetarnej może prowadzić do wystąpienia procykliczności polityki pieniężnej. Ponadto, o adekwatności wspólnej polityki pieniężnej decydują również parametry morfologiczne cykli krajowych, jak: amplitudy wahań w poszczególnych ich fazach oraz częstotliwość czy też charakter wstrząsu (popytowy bądź podażowy). 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 synchroniczności cykli koniunkturalnych, symetryczności występujących szoków ekonomicznych oraz szybkości ich absorpcji przez poszczególne gospodarki (Rogut, 2011; Sławiński, 2008).

Funkcjonowanie strefy monetarnej euro pozwala z drugiej strony na pewne oceny zwłaszcza tych gospodarek, które stosunkowo niedawno przyjęły wspólną walutę, a których poziom rozwoju istotnie odbiega od średniej dla tego ugrupowania. Stwarza to zatem obszar do badania stopnia zbieżności tych gospodarek, mierzonego poziomem synchroniczności cykli koniunkturalnych oraz ich zmian w czasie.

Celem tego badania jest określenie stopnia synchroniczności cykli koniunkturalnych krajów Europy Środkowej i Wschodniej z cyklem dwunastu krajów Unii Europejskiej. Podjęto próbę weryfikacji hipotezy, zgodnie z którą wyższy stopień zbieżności wahań cyklicznych z cyklem dwunastu krajów UE wykazują te kraje Europy Środkowej i Wschodniej, które należą do strefy euro. Przedmiotem analizy morfologicznej są wahania tempa wzrostu realnego PKB, traktowanego jako miara ogólnego poziomu aktywności gospodarczej.

2. Znaczenie synchroniczności cykli w obszarze jednawalutowym - przegląd literatury

Członkostwo Polski i innych krajów UE w strefie euro wymaga wypełnienia określonych w prawie UE tzw. kryteriów konwergencji nominalnej, do których należą (Boguszewski, 2011):

- 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 kraj członkowski, odzwierciedlonej w poziomie długoterminowej stopy procentowej (nie wyższej od wielkości referencyjnej).

Naturalnym uzupełnieniem ww. kryteriów jest wzrost stopnia podobieństwa w zakresie rzeczywistego potencjału gospodarek narodowych, a więc ich dochodu na mieszkańca, struktury konsumpcji, inwestycji, poziomem konkurencyjności, wydajności, otwartości etc. Są to tzw. kryteria konwergencji realnej. Badania prezentowane w literaturze wskazują również, że konwergencja realna wpływa pozytywnie na możliwość wypełnienia kryteriów konwergencji nominalnej (Lein-Rupprecht i in., 2007). Wyniki badań opisywane w literaturze wskazują, że procesy integracyjne, globalizacja i wzrost wymiany handlowej przyspieszają proces zbieżności cyklicznej w sposób bezpośredni, zaś integracja finansowa powoduje zmiany strukturalne produkcji, a więc pośrednio (i z pewnym opóźnieniem) wpływa na wzrost poziomu synchronizacji cykli koniunkturalnych poszczególnych krajów (Dees & Zorell, 2011; Antonakakis i in., 2016).

Nawiązując do kwestii wpływu integracji gospodarczej i intensyfikacji wymiany handlowej na poziom zbieżności cyklicznej, Pentecôte i in. zauważają, że istotną rolę ogrywają tzw. kanały pośrednie. Polegają one na

tworzeniu się nowych powiązań handlowych, co sprzyja tworzeniu się nadwyżek handlowych. Jak twierdzą, rozwój handlu bilateralnego poprzez zwiększenie liczby towarów w wyniku członkostwa we wspólnej strefie walutowej nie przyczynia się do synchronizacji cykli koniunkturalnych. Wręcz przeciwnie, podobnie jak pogłębienie się specjalizacji wpływa na osłabienie tego procesu. Ma to jednak pozytywny wydźwięk w postaci rozłożenia ryzyka związanego z produkcją (Pentecôte i in., 2015). Podobny wniosek, w odniesieniu do powiązań handlowych Polski i UE, sformułował Misztal (2014).

Kwestia wpływu integracji finansowej na stopień synchroniczności cyklicznej była z kolei przedmiotem analiz Cesa-Bianchi i in. Wyniki ich badań obejmujących kraje wysoko rozwinięte gospodarczo, ogólnie rzecz biorąc, potwierdzają wniosek, że bardziej zintegrowane finansowo gospodarki mają bardziej zsynchronizowane cykle koniunkturalne. Ma to jednak miejsce wówczas, jak zaznaczają autorzy, gdy zastosujemy miarę synchroniczności, która usuwa heterogeniczne reakcje PKB na wspólne wstrząsy. Jeżeli natomiast w odpowiedzi na wspólne wahania przepływy finansowe wydają się odpowiadać motywom „bezpiecznej przystani”, systematycznie przepływając pomiędzy tymi samymi gospodarkami, następuje obniżenie poziomu ich synchroniczności w cyklu koniunkturalnym (Cesa-Bianchi i in., 2016).

O ile wieloletnie funkcjonowanie w ramach wspólnego obszaru gospodarczego krajów tworzących tzw. jądro UE przyczyniło się do znaczącego ujednoczenia struktur gospodarczych i poziomu rozwoju, a tym samym do wzrostu zbieżności cyklicznej, to w przypadku krajów peryferyjnych, jak zauważa Belke, nie jest to już takie jednoznaczne. Kraje te, początkowo zwiększając swój poziom synchronizacji z tzw. starą dwunastką UE, w następstwie kryzysu lat 2007-2013 zaczęły odrywać się pod tym względem od tzw. jądra UE. Co więcej, kraje te wykazują również mniejsze powiązania cykliczne wzajemnie między sobą (Belke, 2016).

Wykorzystując do wyjaśnienia zjawiska współzbieżności cyklicznej modelowanie ekonometryczne, w literaturze wskazuje się, że w warunkach powtarzalności preferencji oraz ograniczonego wpływu wzrostu płac na liczbę przepracowanych godzin, wzrost stopnia zbieżności dotyczy w największym stopniu dynamiki PKB, liczby przepracowanych godzin oraz tempa wzrostu inwestycji (Kollmann, 2017).

Badania dotyczące synchroniczności cykli koniunkturalnych krajów Europy Środkowo-Wschodniej z krajami strefy euro były realizowane m. in. przez Aslanidisa (2010). Wykorzystując model pozornie niezwiązanych równań regresji oraz dane dotyczące indeksu produkcji przemysłowej dla

trzech największych krajów Europy Środkowo-Wschodniej, stwierdza on, że Węgry wykazują wysoki poziom synchroniczności koniunkturalnej ze strefą euro, podczas gdy Polska i Czechy wykazują niższy stopień zbieżności pod tym względem.

Stanisic (2013) analizuje wyniki synchronizacji szeregów czasowych PKB krajów Europy Środkowo-Wschodniej z krajami strefy euro, stosując podwójną metodę filtra HP i oceniając stopień zbieżności cykli na podstawie metod korelacji rekursywnych. Stwierdza, że nie ma wspólnego cyklu koniunkturalnego krajów Europy Środkowo-Wschodniej, chociaż z biegiem czasu występuje tendencja synchronizacji w tej grupie. Istnieje zarazem tendencja konwergencji cykli koniunkturalnych krajów Europy Środkowo-Wschodniej z krajami strefy euro. Do podobnych wniosków dochodzi Giorgio (2016), który za pomocą modelu łańcuchów Markowa oraz modelu VAR analizował wahania koniunkturalne 7 gospodarek Europy Środkowo-Wschodniej z krajami strefy euro. Badając poziom zbieżności nie tylko w pełnych cyklach, lecz także w poszczególnych fazach (wzrostowej i spadkowej), stwierdza, że wyższy poziom zbieżności cyklu koniunkturalnego towarzyszy przebiegowi fazy spadkowej, zaś w odniesieniu do fazy wzrostowej wszystkie badane kraje, za wyjątkiem Polski i Węgier, wykazują odrębne przebiegi szeregu czasowego PKB, a tym samym niższy poziom synchroniczności z krajami strefy euro. Z kolei Piłat (2017), wykorzystując do badania szeregów czasowych PKB w ujęciu kwartalnym filtr pasmowo-przepustowy Christiano-Fitzgeralda, stwierdza, że najbardziej zsynchronizowanymi cyklicznie gospodarkami krajów Europy Środkowo-Wschodniej są gospodarki Polski, Czech i Chorwacji (Piłat, 2017).

Niezwykle ciekawą i odpowiadającą aktualnym dyskusjom nt. zacieśnienia współpracy w zakresie polityki fiskalnej państw strefy euro jest praca Lukmanovej i Tondl (2017). Dokonały one oceny roli tzw. miar nierównowagi makroekonomicznej w poziomie i synchronizacji cykli koniunkturalnych w krajach strefy euro. Wykorzystując coroczne zestawienia prezentowane przez Komisję Europejską takich wskaźników, jak: saldo rachunku bieżącego, poziom deficytu i długu publicznego, zadłużenia sektora prywatnego oraz dynamiki kosztów pracy stwierdzają, że występujące różnice w wartościach ww. wskaźników między członkami strefy euro spowodowały zmniejszenie poziomu synchroniczności koniunktury gospodarczej w okresie po ostatnim kryzysie bardziej niż miało to miejsce wcześniej. Co więcej, badane czynniki wzmacniają się nawzajem i są również zależne od innych wskaźników równowagi w skali makro. Jako że wysoka zbieżność cykli koniunkturalnych jest niezbędnym warunkiem działania unii walutowej, musi ulec wzmocnieniu wspólny system zarządzania

gospodarczego dla funkcjonowania i przetrwania strefy euro (Lukmanova & Tondl, 2017).

Podstawą określenia zasad funkcjonowania unii walutowej w literaturze jest sformułowana w latach 60. XX w. przez Mundella teoria optymalnego obszaru walutowego (Mundell, 1961). Teoria optymalnych obszarów walutowych, oprócz wskazywania korzyści płynących z członkostwa w unii walutowej, koncentruje się również na kosztach z tym związanych. Jednym z najpoważniejszych jest możliwość występowania tzw. zewnętrznych szoków asymetrycznych. W procesie ewolucji ww. teorii zaproponowano mechanizmy umożliwiające ich absorpcję. Ograniczenie ryzyka powstawania szoków asymetrycznych następuje w wyniku dywersyfikacji produkcji, zbliżonego poziomu inflacji, zbieżności cykli koniunkturalnych i podobieństwa struktury gospodarek. W sytuacji zaś ujawnienia się szoków asymetrycznych, czynnikami sprzyjającymi absorpcji wstrząsów są: mobilność czynników produkcji, elastyczność cen i płac oraz integracja fiskalna i finansowa (Mongelli, 2002; Barczyk & Lubiński, 2009; Tchorek, 2011).

Z makroekonomicznego punktu widzenia za największy koszt związany z przystąpieniem do unii monetarnej uznawana jest 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 dostosowawczych wyłącznie na sferę realną gospodarki (w postaci zmian produkcji i zatrudnienia) (Kowalewski, 2001).

Ryzyko niespójności cyklicznej podnosi koszt rezygnacji z autonomicznej polityki pieniężnej. Polityka pieniężna Europejskiego Banku Centralnego jako narzędzie antycykliczne może być nieodpowiednia w sytuacji przesunięcia cyklu koniunkturalnego tej gospodarki w stosunku do pozostałych gospodarek wchodzących w skład unii monetarnej. Oprócz asymetrii cyklu koniunkturalnego duże znaczenie ma też częstotliwość wahań koniunkturalnych, rodzaj szoków dotyczących 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 synchroniczności cykli koniunkturalnych, symetryczności występujących

szoków ekonomicznych oraz szybkości ich absorpcji przez poszczególne gospodarki (Rogut, 2011; Sławiński, 2008).

Istnieją co najmniej dwa argumenty ograniczające 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 się krajowej koniunktury i równoczesnej poprawy w kraju partnerskim spadek krajowego popytu mógłby być zastępowany eksportem. Tym samym spadek krajowej produkcji byłby łagodzony, a eksport zadziałałby jako stabilizator koniunktury; i na odwrót, wzrost krajowego popytu mógłby być zaspokajany przez moce produkcyjne uwalniane w wyniku słabnącego eksportu. Tym samym ryzyko przegrzania się koniunktury i presja na wzrost cen zostałyby osłabione (Lubiński, 2004). 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 (Stefański, 2008).

Drugim argumentem ograniczającym znaczenie synchronizacji cyklu koniunkturalnego jako warunku koniecznego dla kandydatów do unii walutowej jest teoria endogeniczności. Według jej założeń, już sam fakt utworzenia jednolitego obszaru walutowego przyspiesza 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 chwili 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 się krajów w obszar jednawalutowy wyzwala proces, w wyniku którego samoczynnie powstaje optymalny obszar walutowy w sensie ekonomicznym (Frankel & Rose, 1997, 1998).

Wobec przytoczonych powyżej podstaw teoretycznych można zadać pytanie o poziom synchronizacji wahań koniunkturalnych krajów strefy euro w chwili wprowadzania wspólnej waluty. Jest to o tyle istotne, że często

wymienia się niepełną zbieżnością cykliczną gospodarek Europy Środkowej i Wschodniej z eurolandem jako argument przeciwko przyjmowaniu wspólnej waluty. W świetle opinii przytaczanych w literaturze taka sytuacja miała również miejsce w krajach, które jako pierwsze przystępowały do jednolitego obszaru walutowego (Barczyk & Lubiński, 2009).

3. Metodyka badania

Przedmiotem badań są cechy morfologiczne cykli koniunkturalnych następujących krajów: Bułgarii, Czech, Estonii, Węgier, Litwy, Łotwy, Polski, Rumunii, Serbii, Słowacji oraz Słowenii. Punktem odniesienia jest morfologia wspólnego cyklu koniunktury dwunastu krajów Unii Europejskiej (Belgii, Holandii, Francji, Niemiec, Włoch, Wielkiej Brytanii, Hiszpanii, Portugalii, Grecji, Luksemburga, Danii i Irlandii). Zakres czasowy analizy obejmuje szereg dynamiki produktu krajowego brutto w przekroju kwartalnym od I kwartału 1996 do III kwartału 2017 r. Wybór takiego przedziału jest podyktowany dostępnością porównywalnych danych statystycznych z bazy Eurostat. Okres badawczy objął więc 21 lat i 87 obserwacji dla każdego z badanych obiektów. Umożliwiło to wyodrębnienie kilku pełnych cykli koniunkturalnych, jak również dokonanie oceny różnicowania ich budowy morfologicznej.

Jako podstawę badań w niniejszej pracy wybrano cykle wzrostowe (Drozdowicz-Bieć, 2012). Metoda ta jest we współczesnych badaniach wahań aktywności gospodarczej uznawana za najbardziej poprawną, gdyż umożliwia identyfikację cykli koniunktury w sytuacji, gdy ma miejsce długi okres nieprzerwanego wzrostu oraz w warunkach ograniczonej liczby danych statystycznych.

Ważnym aspektem związanym z empiryczną analizą wahań koniunkturalnych jest optymalny dobór wskaźników będących podstawą oceny morfologii cykli gospodarczych. W związku z tym w literaturze wskazuje się dwa główne kryteria, jakim powinny podlegać zmienne ekonomiczne (Zarnowitz & Boschan, 1997; Barczyk & Kruszka, 2003), tzn. istotność ekonomiczna zmiennych oraz cechy formalno-statystyczne szeregów czasowych. Biorąc powyższe warunki pod uwagę, do analizy empirycznej wykorzystano kwartalne dane na temat produktu krajowego brutto, które mają charakter syntetyczny i obejmują swym zasięgiem całość gospodarki. Ponadto przeanalizowane szeregi empiryczne spełniają drugi formułowany w literaturze postulat, tzn.:

- częstotliwość publikacji – analiza morfologii cykli koniunkturalnych wymaga dysponowania danymi w miesięcznych lub kwartalnych interwałach,

- wrażliwość na zmiany koniunkturalne oraz reprezentatywność dla analizowanego obszaru gospodarki (dane sektorowe, bądź syntetyczne),
- porównywalność danych w czasie – dotyczy jednakowych reguł agregacji zmiennych syntetycznych oraz jednolitość metod konstrukcji indeksów (Zarnowitz & Boschan, 1997; Matkowski, 1998).

Pierwszym etapem analizy wahań koniunkturalnych jest wyeliminowanie z danych surowych szeregów czasowych wahań sezonowych. Do najczęściej stosowanych obecnie metod wyrównania sezonowego należy rekomendowana przez Eurostat metoda TRAMO/SEATS (Grudkowska & Paśnicka, 2007).

W celu wyodrębnienia czynnika cyklicznego z odsezonowanych uprzednio danych zastosowano asymetryczny filtr Christiano-Fitzgeralda, który umożliwia otrzymanie oszacowań cyklu na początku i końcu szeregu czasowego (Adamowicz i in., 2008), natomiast proces oznaczenia punktów zwrotnych został wykonany uproszczoną metodą Bry-Boschan (1971). 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 podobieństwa cech morfologicznych produktu krajowego brutto w wymienionych wyżej krajach Europy Środkowej i Wschodniej i wspólnego cyklu dla dwunastu krajów Unii Europejskiej. W celu oceny zmian w czasie poziomu synchroniczności wahań koniunkturalnych w poszczególnych krajach a z cyklem koniunkturalnym w 12 krajach UE, stanowiącym szereg referencyjny w badaniu, obliczono współczynniki korelacji rekursywnej w trzech wariantach:

- współczynnik korelacji z ruchomym 5-letnim oknem (PKB KR 1),
- współczynnik korelacji z rozszerzającą się próbą wprzód (5-letnia próba startowa) (PKB KR 2),
- współczynnik korelacji z rozszerzającą się próbą wstecz (5-letnia próba startowa) (PKB KR 3).

Wyniki badania za pomocą korelacji rekursywnych zamieszczono w Załączniku 1.

Źródłem danych statystycznych, dotyczących tempa wzrostu realnego PKB w ujęciu kwartalnym była baza Eurostatu, zaś jako uzupełnienie brakujących danych – informacje zawarte na stronach internetowych poszczególnych urzędów statystycznych.

4. Cechy morfologiczne cykli koniunkturalnych badanych państw w świetle wyników badań

Każda gospodarka ma swoją specyfikę wynikającą z osiągniętego poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego, struktury, warunków geograficznych, otoczenia instytucjonalnego, tradycji produkcyjnych itp. Ważnym elementem rzutującym na stabilność gospodarczą kraju w okresie wstrząsów jest również jego wielkość (popyt wewnętrzny) oraz stopień powiązania handlowego z zagranicą. Jeżeli w tym kontekście będziemy rozpatrywać wyniki zawarte w Tabeli 1, to można sformułować ogólną tezę, iż im mniejszy kraj, tym większe jego uzależnienie od wspólnego rynku, a zatem i większy poziom zbieżności wahań cyklicznych z krajami strefy euro. Krajami o największej synchroniczności w tym zakresie okazały się Czechy, Węgry, kraje nadbałtyckie oraz Słowenia (wartości współczynnika koherencji większe od 0,5). Polska oraz Rumunia jako największe spośród badanych krajów cechują się umiarkowanym poziomem zbieżności cyklicznej z grupą 12 krajów Unii Europejskiej. Najniższym poziomem koherencji odznacza się Serbia, która nie należy do UE, chociaż ma statut kraju stowarzyszonego. Zwraca również uwagę poziom zbieżności Słowacji, kraju który jest członkiem strefy euro, a jednocześnie ma niższy stopień koherencji cyklicznej niż np. Czechy. Mogłoby to świadczyć o tym, iż samo członkostwo w strefie euro nie przesądza jeszcze o pełnym dostosowaniu gospodarki do rytmu wahań koniunktury. W przypadku Słowacji ważną rolę odgrywa struktura handlu oraz stopień powiązań tego kraju z gospodarkami pozaeuropejskimi, np. z USA.

Podstawowe miary synchroniczności cykli przedstawiono w Tabeli 1, a wykresy porównawcze prezentujące przebieg zmienności cyklicznej w poszczególnych krajach Europy Środkowej i Wschodniej na tle wspólnego cyklu „dwunastki” zaprezentowano w Załączniku 3.

Pomimo iż gospodarki Polski, Węgier i Słowacji charakteryzują się średnim poziomem synchroniczności z cyklem UE12, mierzonej współczynnikiem koherencji²⁴, to ich cykle nie wykazują przesunięcia w zakresie przebiegu faz względem szeregu referencyjnego. Wskazują na to zarówno wartość średniego przesunięcia fazowego, jak również współczynnik korelacji krzyżowej. Wśród wszystkich badanych krajów zakres przesunięcia fazowego waha się od 0,12 do 1,1 kwartału. Wartości maksymalne dla współczynnika korelacji z przesunięciem wskazują nawet

²⁴ Współczynnik koherencji stanowi miarę dopasowania R^2 w regresji zmiennej zależnej względem zmiennej niezależnej dla danej częstotliwości. Wartość współczynnika zawiera się w przedziale od 0 do 1. Im bliższa jedności wartość koherencji, tym bardziej współzależne są badane szeregi (Skrzypczyński, 2006, s. 18).

wyprzedzenia 5-kwartalne, przy czym dotyczą one krajów o najniższym stopniu synchroniczności z cyklem UE12 (Serbia).

Tabela 1. Statystyka czynnika cyklicznego produktu krajowego brutto w badanych państwach europejskich w relacji do szeregu referencyjnego PKB dwunastu państw UE.

	Współczynnik koherencji	Średnie przesunięcie fazowe	Korelacja krzyżowa		
			r ₀	r _{max}	t _{max} ⁽¹⁾
Bułgaria	0,50	-1,02	0,57	0,77	-1
Czechy	0,72	-0,28	0,82	0,83	-1
Estonia	0,71	-0,14	0,83	0,83	0
Węgry	0,74	-0,31	0,83	0,83	0
Łotwa	0,52	-0,42	0,69	0,74	-1
Litwa	0,67	-0,46	0,78	0,83	-1
Polska	0,44	0,12	0,64	0,64	0
Rumunia	0,34	-1,10	0,46	-0,68	4
Serbia	0,19	-0,72	0,40	-0,50	5
Słowacja	0,52	-0,20	0,70	0,70	0
Słowenia	0,81	-0,19	0,88	0,88	0

⁽¹⁾ Objasnienia: wartości + (-) oznaczają wyprzedzenie (opóźnienie) wyrażone w kwartałach w relacji do szeregu referencyjnego.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>. Data pobrania: 11.02.2018 r.

W przebiegu wahań cyklicznych szeregu referencyjnego, tzn. grupy 12 krajów Unii Europejskiej, zidentyfikowano 6 górnych i 7 dolnych punktów zwrotnych²⁵. Największe załamania miały miejsce w I kwartale 2009 r. oraz II kwartale 2012 roku. Pierwszy z nich był związany ze światowym kryzysem finansowym i ekonomicznym, zaś drugi stanowił konsekwencje kryzysu finansów publicznych państw strefy euro. Z uwagi na zróżnicowaną siłę poszczególnych gospodarek w ramach grupy 12 krajów strefy euro, zmniejszenie amplitudy wahań po 2012 roku było efektem szybkiej odbudowy ekonomicznej takich krajów jak Niemcy, czy Wielka Brytania, zaś pozycja gospodarki greckiej, podobnie jak hiszpańskiej czy portugalskiej, osłabiała łączny obraz koniunktury w gospodarkach odniesienia²⁶.

²⁵ Wyniki analizy punktów zwrotnych cykli koniunkturalnych badanych krajów w relacji do szeregu referencyjnego (PKB UE 12) zamieszczono w Załączniku 2.

²⁶ Szerzej na ten temat: Adamowicz i in. (2012), s. 24-36.

Zgodną z szeregiem referencyjnym liczbę cykli koniunkturalnych zidentyfikowano (wg procedury Bry-Boschan) w Estonii, na Łotwie, Słowacji i w Słowenii. Z kolei jeden dodatkowy cykl – w latach 2001-2003 – zidentyfikowano w Bułgarii, na Węgrzech, Litwie, Rumunii i Serbii. W Polsce i w Czechach wyodrębniono z kolei o jeden cykl mniej. Brak fazy wzrostowej dotyczył okresu 1996-1997 w Polsce, natomiast w Czechach w okresie 2004-2005 nie wystąpiła faza spadkowa koniunktury.

Największe przesunięcia czasowe (opóźnienia) punktów zwrotnych względem szeregu referencyjnego wystąpiły w Bułgarii, Rumunii i Słowacji. W odniesieniu do Polski, Czech, Węgier oraz Serbii można mówić o nieznacznym przesunięciu – mediana wyniosła 0,5 kwartału. Pozostałe badane kraje to małe gospodarki, które, jak kraje nadbałtyckie i Słowenia, są członkami strefy euro, stąd też ich punkty zwrotne wahań cyklicznych pokrywały się z szeregiem referencyjnym.

Tabela 2. Intensywność zmian szeregu produktu krajowego brutto w badanych krajach w latach 1996-2017.

	Odchylenie standardowe (w pkt)	Współczynnik zmienności (w %)	Średnia amplituda (w %)		
			faz wzrostowych	faz spadkowych	cykli
UE12	1,48	35,24	2,8	3,0	-0,2
Bułgaria	2,26	23,54	5,3	7,25	-1,95
Czechy	2,01	31,90	5,8	5,9	-0,1
Estonia	4,67	29,75	12,5	13,5	-1,0
Węgry	1,63	56,21	3,9	4,05	-0,15
Łotwa	4,47	56,58	8,6	9,4	-0,8
Litwa	4,18	32,66	9,1	9,9	-0,8
Polska	1,40	8,48	3,1	3,2	-0,1
Rumunia	2,52	3,15	5,5	5,6	-0,1
Serbia	3,32	26,56	7,5	8,2	-0,7
Słowacja	2,38	13,52	5,2	7,3	-2,1
Słowenia	2,35	21,96	4,50	4,40	0,1

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>. Data pobrania: 11.02.2018 r.

Wyniki zawarte w Tabeli 2 umożliwiają ocenę stopnia wrażliwości analizowanych gospodarek na wahania koniunkturalne. Najbardziej stabilnym przebiegiem zmian koniunkturalnych charakteryzowały się gospodarki Polski, Węgier oraz dwunastu krajów strefy euro. Świadczy o tym

niska wartość odchylenia standardowego. Jednak jeśli weźmiemy pod uwagę wartości współczynnika zmienności, to najmniejszym zróżnicowaniem stanu koniunktury w badanym okresie cechowały się dwa kraje: Polska i Rumunia. Pozostałe gospodarki narodowe, w tym również UE12, wykazywały znacznie wyższy zakres zmienności, co było przede wszystkim skutkiem załamania w czasie światowego kryzysu ekonomicznego lat 2007-2008. Ta większa zmienność ujawniała się również większymi amplitudami poszczególnych faz.

Przeciętna długość cyklu, zarówno w konwencji P-T-P jak i T-P-T, wyniosła w krajach wchodzących w skład szeregu referencyjnego ok. 3 lata. Najdłuższe cykle zidentyfikowano w Czechach i Polsce. Z kolei największą intensywność wahań cyklicznych wykazywały te spośród badanych gospodarek, w których wystąpiły dodatkowe cykle. Dodatkowe, krótkie załamania w tej grupie krajów miały miejsce jeszcze przed przystąpieniem do strefy euro (kraje nadbałtyckie). Były to tzw. ataki spekulacyjne na waluty tych państw, a ich celem była destabilizacja gospodarek (Ćwikliński, 2004). Podobna sytuacja dotyczyła również Węgier, chociaż są one nadal poza unią walutową.

Istotna z punktu widzenia celu pracy jest kwestia zmian w czasie poziomu synchroniczności wahań koniunkturalnych poszczególnych krajów z grupą 12 krajów UE. Aby zbadać ten problem, obliczono wartości współczynnika korelacji rekursywnej w trzech wariantach (Adamowicz i in., 2008). Otrzymane wyniki są zróżnicowane²⁷. Ogólnie rzecz biorąc, pod względem zmian stopnia synchroniczności wahań z cyklem referencyjnym kraje Europy Środkowej i Wschodniej można podzielić na trzy grupy. Pierwszą z nich stanowią te kraje, w których przebieg wahań cyklicznych wykazuje systematyczny wzrost synchroniczności z cyklem referencyjnym. Są to gospodarki: Bułgarii, Czech, Słowacji i Słowenii. Do drugiej grupy zaliczono te kraje, których poziom synchroniczności wprawdzie wzrósł w badanym okresie, ale nie w sposób systematyczny i jednoznaczny. Chodzi o gospodarki: Polski, Rumunii i Węgier. Ostatnią grupę stanowią te kraje, które – podobnie jak w grupie drugiej – wykazywały się zmiennością stopnia synchroniczności w badanym okresie, jednak dla których przynajmniej dwa z trzech wariantów korelacji rekursywnej miały niższą od początkowej wartość; są to: Estonia, Litwa, Łotwa oraz Serbia. Ostatni z wymienionych krajów wykazywał spadek stopnia synchroniczności z szeregiem referencyjnym, mierzonym wskaźnikiem korelacji rekursywnej w każdym z trzech wariantów.

²⁷ Wyniki badań dotyczących wartości współczynników korelacji rekursywnych zamieszczono w Załączniku 1.

Tabela 3. Analiza szeregów produktu krajowego brutto w badanych państwach w relacji do szeregu referencyjnego PKB krajów UE w latach 1996-2017 (średnia długość trwania faz oraz cykli w kwartałach).

	P – T	P – P	T – P	T – T
UE12	6,33	12,2	6,83	12,33
Bułgaria	4,86	10,67	6,43	10,43
Czechy	6,20	17,75	12,00	18,00
Estonia	6,67	13,00	6,80	12,80
Węgry	5,57	10,00	5,83	10,50
Łotwa	6,50	13,60	7,40	13,00
Litwa	5,29	9,83	5,29	9,71
Polska	6,00	13,50	8,00	13,20
Rumunia	4,57	11,83	8,00	11,83
Serbia	6,83	11,17	5,14	11,17
Słowacja	7,20	14,20	7,80	12,50
Słowenia	7,67	12,80	5,60	13,00

Objaśnienia: P-P – cykl wyznaczony górnymi punktami zwrotnymi, T-T – cykl wyznaczony dolnymi punktami zwrotnymi, T-P – faza wzrostowa cyklu, P-T – faza spadkowa cyklu.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>. Data pobrania: 11.02.2018 r.

5. Podsumowanie

Przeprowadzone badania potwierdziły sformułowane wcześniej przypuszczenia, iż poza nielicznymi wyjątkami, poziom synchronizacji cykli koniunkturalnych krajów Europy Środkowej i Wschodniej z dwunastką krajów Unii Europejskiej uległ istotnemu zwiększeniu w latach 1996-2017. Spośród analizowanych krajów jedynie gospodarka Serbii wykazywała odwrotną tendencję w tym zakresie. Należy jednak zaznaczyć, iż stopień synchronizacji nie wzrastał w jednakowym tempie we wszystkich badanych krajach. Wprawdzie w większości przypadków uczestnictwo badanego kraju w strefie monetarnej euro towarzyszył wyższy stopień synchronizacji wahań koniunkturalnych, jednak nie zawsze miało to charakter jednoznaczny. Dotyczy to zwłaszcza krajów nadbałtyckich, które w ostatnich 6 latach wykazywały malejącą tendencję w zakresie zbieżności cyklicznej, mierzonej współczynnikiem korelacji z ruchomym 5-letnim oknem oraz współczynnikiem z rozszerzającą się próbą wstecz. Towarzyszyły temu względnie wysokie wartości współczynnika koherencji cyklicznej ze strefą euro. Można to odczytywać jako przybliżenie cech tych gospodarek do charakterystyki zmienności cyklicznej obszaru walutowego euro. Słowacja

i Słowenia jako kraje członkowskie strefy euro wykazują systematyczny wzrost stopnia synchronizacji cyklicznej z szeregiem referencyjnym. Pozostałe kraje, tzn. Polska, Czechy, Węgry, Rumunia i Bułgaria także wykazują wzrost poziomu cykliczności, szczególnie po przystąpieniu do UE. W analizie zmian wartości współczynnika korelacji rekursywnej wyraźnie widoczny jest bowiem moment wzrostu synchronizacji, odpowiadający okresom wejścia poszczególnych krajów do UE. Można zatem sformułować bardziej ogólny wniosek, iż poza przyjęciem wspólnej waluty istotne znaczenie dla wzrostu zbieżności koniunkturalnej wewnątrz UE mają inne czynniki ekonomiczne, co będzie przedmiotem dalszych badań.

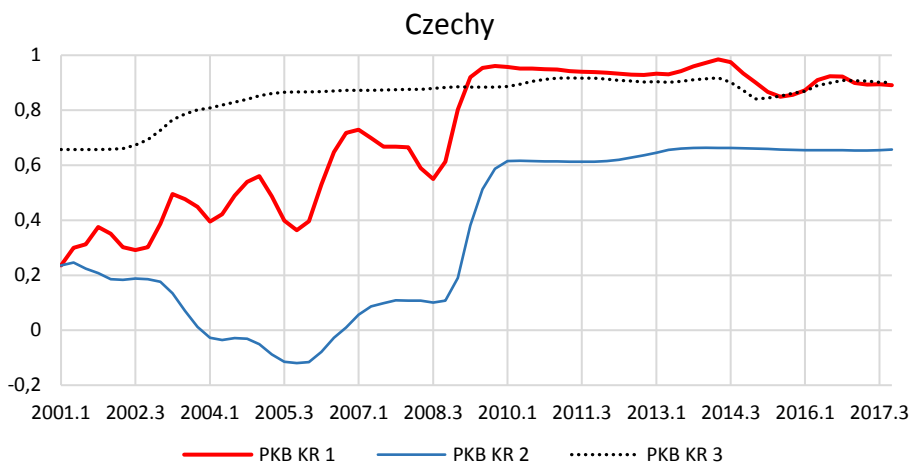
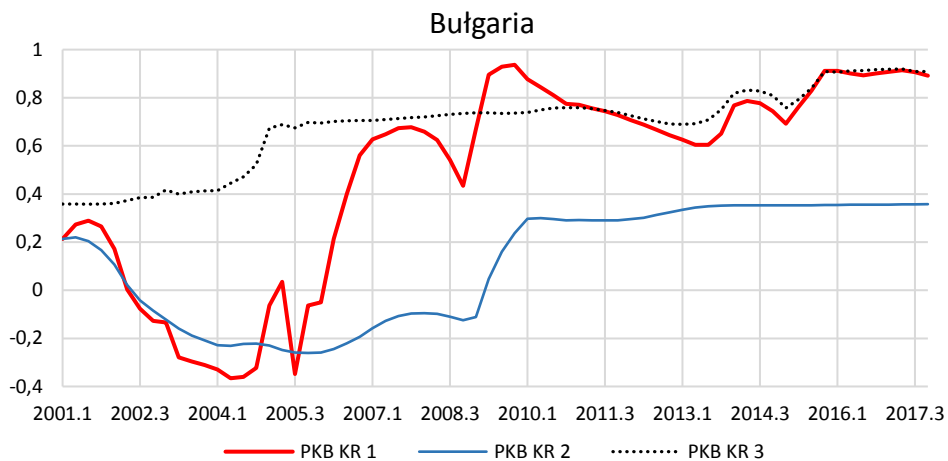
Literatura

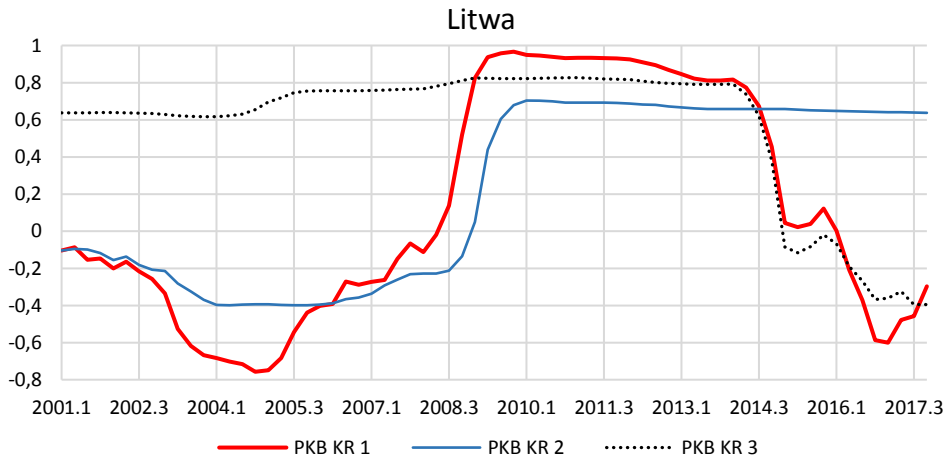
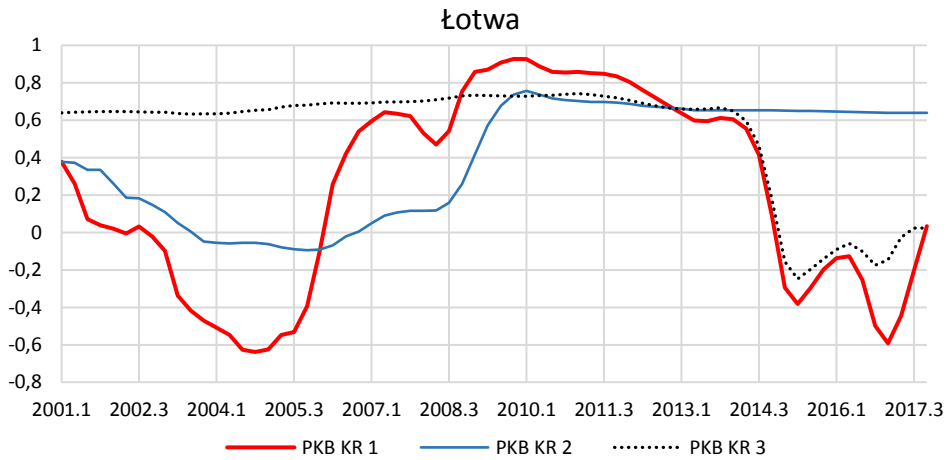
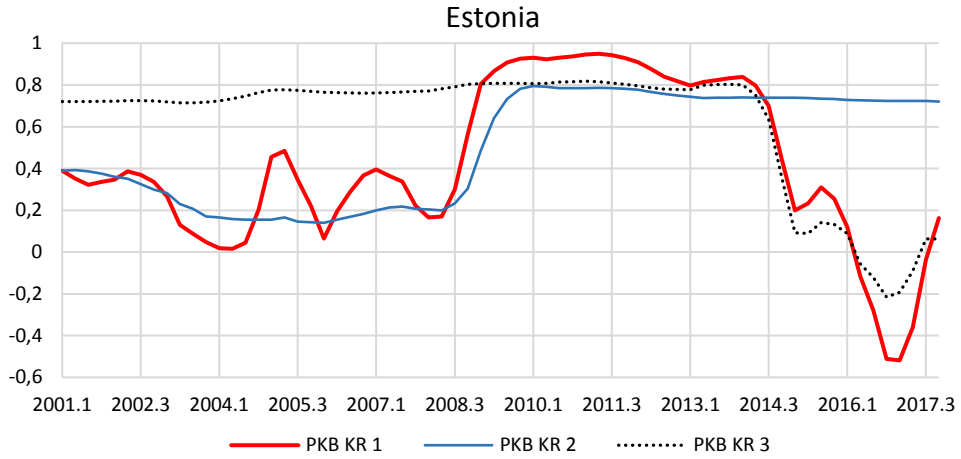
- Adamowicz, E., Dudek, S., Pachucki, D., Walczyk, K. (2012). Wahania cykliczne w Polsce i strefie euro. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, 89.
- Adamowicz, E., Dudek, S., Pachucki, D., Walczyk, K. (2008). Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktury tych gospodarek, raport z projektu. w: *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*. Część I. Warszawa: NBP, 8-224.
- Antonakakis, N., Gogas, P., Papadimitriou, T., Sarantis, G. A. (2016). International business cycle synchronization since the 1870s: Evidence from a novel network approach. *Physica, A* 447: 286-296.
- Aslanidis, N. (2010). Business cycle synchronization between the CEEC and the euro-area: Evidence from threshold seemingly unrelated regressions. *Manchester School*, 78(6): 538–55.
- Barczyk, R., Kruska, M. (2003). Cechy morfologiczne wahań koniunkturalnych w gospodarce Polski w okresie transformacji. w: *Diagnozowanie stanu koniunktury gospodarczej w Polsce*. Warszawa: Dom Wydawniczy Elipsa.
- Barczyk, R., Lubiński, M. (2009). *Dylematy stabilizowania koniunktury*, Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego.
- Belke, A., Domnick, C., Gros, D. (2016). Business cycle synchronization in the EMU: Core vs. periphery. *CEPS Working Document*, 427.
- Boguszewski, P. (2011). Konwergencja nominalna i realna a integracja walutowa w kryzysie. w: Kowalewski, P., Thorek, G., Górski, J. (red.) *Mechanizmy funkcjonowania strefy euro*, Warszawa.

- Bry, G., Boschan, C. (1971). *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Cesa-Bianchi, A., Imbs, J., Saleheen, J. (2016). *International business cycle synchronization: what is the role of financial linkages?* <https://bankunderground.co.uk/2016/04/06/international-business-cycle-synchronization-what-is-the-role-of-financial-linkages/>.
- Ćwikliński, H. (2004). Estońska Droga do Europy: studium porównawcze na tle osiągnięć transformacji gospodarek Łotwy i Litwy. *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej w Katowicach*, 189-216.
- Dees, S., Zorell, N. (2011). Business cycle synchronisation disentangling trade and financial linkages. *ECB Working Paper Series*, 322.
- Drozdowicz-Bieć, M. (2012). *Cykle i wskaźniki koniunktury*. Warszawa: Wydawnictwo Poltext.
- Frankel, J. A., Rose, A. K. (1998). The endogeneity of the optimum currency area criteria. *The Economic Journal*, 108(449): 1009-1025.
- Frankel, J. A., Rose, A. K. (1997). Is EMU more justifiable ex post than ex ante? *European Economic Review*, 41(3-5): 753-760.
- di Giorgio, C. (2016). Business cycle synchronization of CEECs with the euro area: A regime switching approach. *Journal of Common Market Studies*, 54(2): 284-300.
- Grudkowska, S., Paśnicka, E. (2007). *X-12 ARIMA i TRAMO/SEATS – empiryczne porównanie metod wyrównania sezonowego w kontekście długości próby*. Warszawa: Narodowy Bank Polski.
- Kollmann, R. (2017). Explaining international business cycle synchronization: Recursive preferences and the terms of trade channel. *Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper*, 307.
- Kotliński, K., Warżała, R. (2013). Synchronizacja cykli koniunkturalnych jako kryterium członkostwa w strefie euro. *Ekonomia*, 34: 49-64.
- Kowalewski, P. (2001). *Euro a międzynarodowy system walutowy*, Warszawa: Wydawnictwo Twigger.
- Lein-Rupprecht, S., Leon-Ledesma, M., Nerlich, C. (2007). How is real convergence driving nominal convergence in the new EU member states. *ECB Working Papers*, 827.
- Lubiński, M. (2004). *Analiza koniunktury i badanie rynków*. Warszawa: Dom Wydawniczy Elipsa.

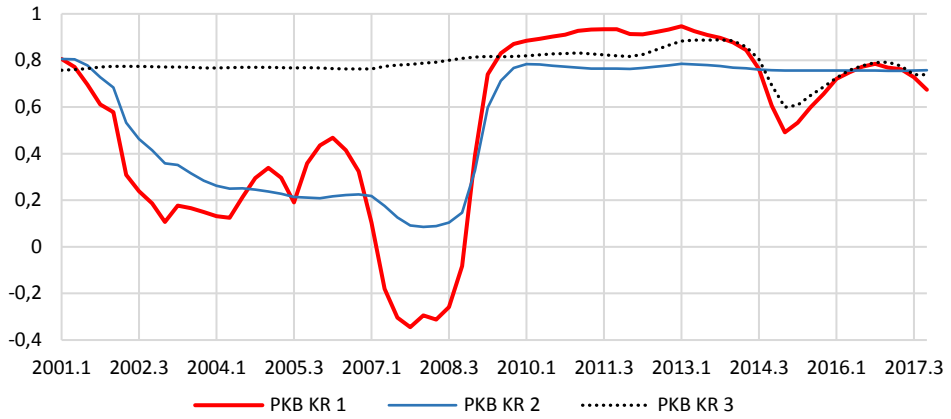
- Lukmanova, E., Tondl, G. (2017). Macroeconomic imbalances and business cycle synchronization. Why common economic governance is imperative for the Eurozone. *Economic Modelling*, 62: 130-144.
- Matkowski, Z. (1998). *Złożone wskaźniki koniunktury dla gospodarki polskiej oparte na standardach UE i OECD*. Warszawa: Wydawnictwo SGH.
- Misztal, P. (2014). Integracja handlowa a synchronizacja cykli koniunkturalnych Polski i Unii Europejskiej. *Studia i Materiały*, 17: 62-73.
- Mongelli, F. (2002). New views on the optimum currency areas theory: What the EMU telling us?. *ECB Working Paper*, 138.
- Mundell, R. (1961). A theory of optimum currency areas. *American Economic Review*, 51(4): 657-665.
- Pentecôte, J.-S., Poutineau, J.-C., Rondeau, F. (2015). Trade integration and business cycle synchronization in the EMU: The negative effect of new trade flows. *Open Economies Review*, 26(1): 61-79.
- Piłat, K. (2017). Synchronizacja wahań koniunkturalnych krajów Europy Środkowo-Wschodniej ze strefą euro. *Folia Oeconomica Acta Universitas Lodzensis*, 2(328): 201-216.
- Rogut, A. (2011). Koszty i zagrożenia związane z wejściem do strefy euro. w: Kowalewski, P., Tchorek, G., Górski, J. (red.) *Mechanizmy funkcjonowania strefy euro*. Warszawa: NBP, 191-210.
- Skrzypczyński, P. (2006). Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro. *Materiały i Studia*, 210.
- Sławiński, A. (2008). Znaczenie czynników ryzyka towarzyszących wchodzeniu Polski do ERM 2 i do strefy euro. *Ekonomista*, 1: 33-49.
- Stanisic, N. (2013). Convergence between the business cycles of Central and Eastern European countries and the euro area. *Baltic Journal of Economics*, 13(1): 63-74.
- Stefański, R. (2008). Synchronizacja cyklu koniunkturalnego a realna konwergencja polski ze strefą euro. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 4: 129-149.
- Tchorek, G. (2011). Teoretyczne podstawy integracji walutowej. w: *Mechanizmy Funkcjonowania Strefy Euro*, Kowalewski, P., Tchorek, G., Górski, J. (red.) *Mechanizmy funkcjonowania strefy euro*. Warszawa: NBP, 41-66.
- Zarnowitz, V., Boschan, C. (1975). Cyclical indicators: An evaluation and new leading indexes. *Business Conditions Digest*, V-X (May).

Załącznik 1. Wartości wskaźników korelacji rekursywnych w badanych krajach.

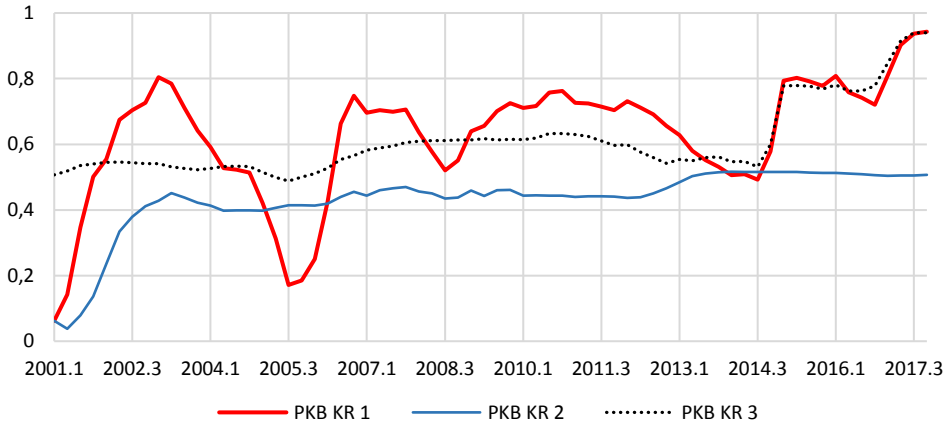




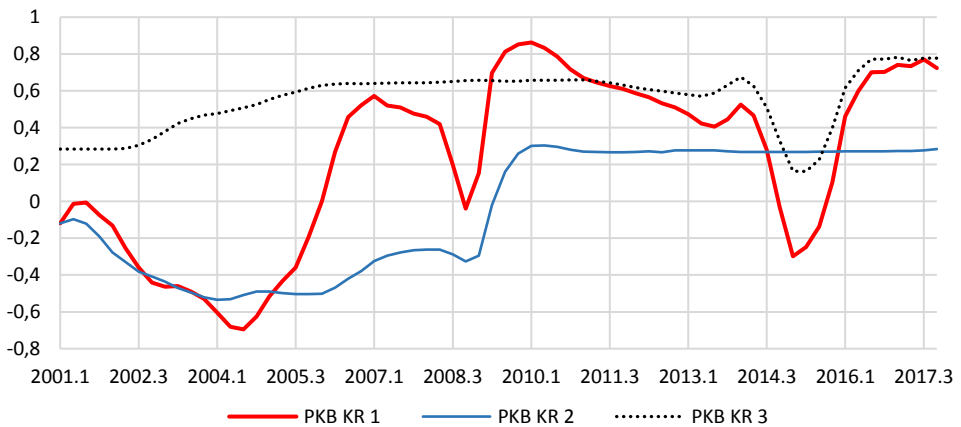
Węgry



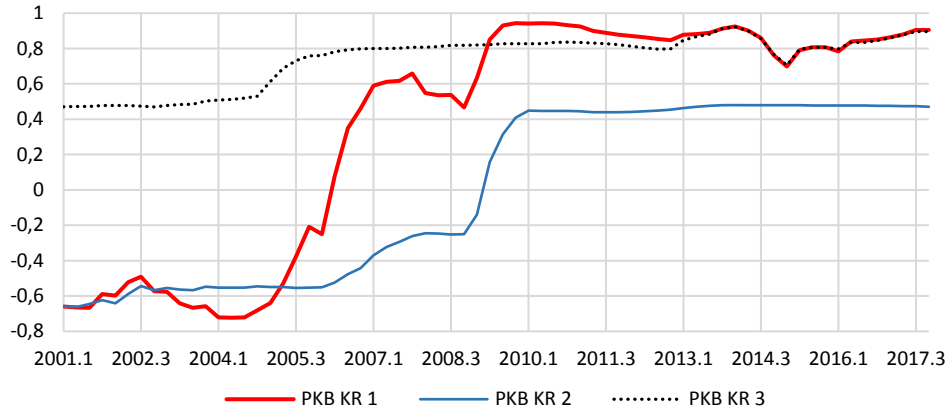
Polska



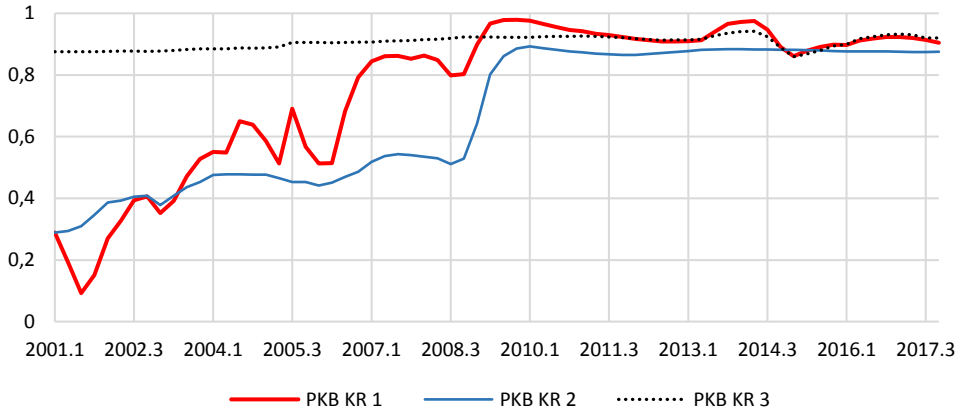
Rumunia



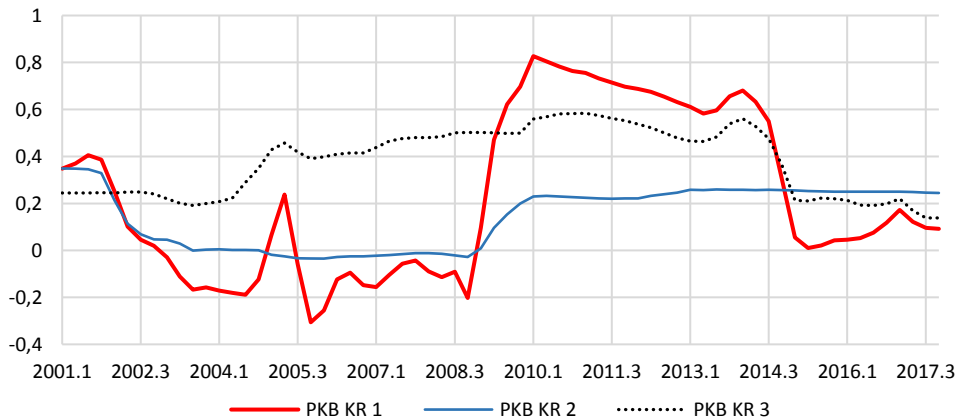
Słowacja



Słowenia



Serbia



Załącznik 2. Analiza punktów zwrotnych cykli koniunkturalnych poszczególnych krajów w relacji do szeregu referencyjnego (PKB UE12)

Szereg czasowy	Dno	Szczyt	Dno	Szczyt	Dno	Szczyt	Dno	Szczyt	Dno	Szczyt	Dno	Szczyt	Dno	Liczba dodatkowych cykli
UE12	Q3-1996	Q3-1997	Q4-1998	Q1-2000	Q3-2001	Q1-2004	Q1-2005	Q4-2007	Q1-2009	Q2-2010	Q2-2012	Q4-2013	Q2-2016	
Bułgaria	+1	+2	+2	+1	-1	+2	+3	+1	+1	+2	0	+6	+1	1
Czechy	+4	-4	-	+1	+2	-	-	0	0	0	+2	+5	0	-1
Estonia	-	-1	0	+1	0	-4	-2	-3	0	+1	+3	+3	-2	0
Węgry	-	0	+1	0	-2	-	-	+1	0	0	0	0	-1	1
Łotwa	-	-2	0	0	+2	-4	-3	-3	+1	+3	+1	+5	-1	0
Litwa	0	+1	+2	+2	+2	-3	-3	0	0	+1	0	0	-5	1
Polska	-	-	0	-1	-1	-1	0	-1	-1	+4	+1	+1	0	-1
Rumunia	+4	-4	-	+6	+7	+1	+1	+1	+1	+4	0	-1	+1	1
Serbia	0	+1	+1	0	+7	+2	+3	0	+1	+1	0	-2	-7	1
Słowacja	-	-3	+3	-	-	+3	+4	0	0	0	+2	+7	-	0
Słowenia	-	-2	-2	-3	+7	+1	+2	0	0	0	+1	+1	-3	0

Źródło: jak do Tabeli 3.

Załącznik 3. Wahania cykliczne w poszczególnych krajach na tle wahań cyklicznych w UE12.

