

# **Opis cykli koniunkturalnych w wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej oraz ich synchronizacja ze strefą euro**

Marcin Pietrzak\*

Nadesłany: 9 maja 2013 r. Zaakceptowany: 1 października 2013 r.

---

## **Streszczenie**

Celem artykułu jest ocena stopnia synchronizacji między cyklami gospodarczymi w strefie euro i w dziewięciu krajach Europy Środkowo-Wschodniej: Bułgarii, Czechach, Estonii, na Litwie, Łotwie, w Polsce, Słowacji, Słowenii i na Węgrzech. Wahania gospodarcze utożsamia się ze składowymi cyklicznymi realnego PKB i innymi zmiennymi makroekonomicznymi: inwestycjami, konsumpcją, produkcją przemysłową, wynagrodzeniami i zatrudnieniem, które zostały uzyskane w wyniku wykorzystania filtru pasmowo-przepustowego Christiano-Fitzgeralda. Przyjęta w tym opracowaniu długość trwania cykli, podobnie jak w literaturze, wynosi od 1,5 roku do 10 lat. Zastosowanie metod analizy cross-spektralnej pozwoliło na precyzyjną ocenę stopnia synchronizacji pomiędzy wybranymi krajami Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro. Do oceny tej wykorzystano trzy miary: korelację dynamiczną, wzmocnienie oraz przesunięcie fazowe.

---

**Słowa kluczowe:** synchronizacja cykli koniunkturalnych, filtr Christiano-Fitzgeralda, analiza cross-spektralna

**JEL:** E32, F15

---

\* Student w Szkole Głównej Handlowej w Warszawie; e-mail: marcin18109@gmail.com.

## 1. Wstęp

Badania koniunktury gospodarczej stanowią istotną część prowadzonych na świecie badań makroekonomicznych. Monitorowanie bieżącego stanu gospodarki jest ważne z punktu prowadzenia polityki gospodarczej, a zwłaszcza polityki fiskalnej i monetarnej. Stabilizacja wahań aktywności gospodarczej jest bowiem podstawowym zadaniem rządów; pośrednio są tym zainteresowane także banki centralne. Przeciwdziałanie odchyleniom dynamiki wzrostu gospodarczego od jego trendu długookresowego wzrostu jest jednak trudne, ponieważ składowa cykliczna wzrostu PKB nie jest obserwowalna, a jej postać w pewnym stopniu zależy od techniki estymacji. Celem niniejszego opracowania jest określenie charakterystycznych cech przebiegu cyklu koniunkturalnego w wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej po 2000 r. (w Bułgarii, Czechach, Estonii, na Litwie, Łotwie, w Polsce, na Słowacji, w Słowenii i na Węgrzech). Na podstawie składowych cyklicznych PKB obliczonych za pomocą filtrów spektralnych określony zostanie stopień synchronizacji tych cykli z cyklem koniunkturalnym w strefie euro. Jednym z powodów napisania tego artykułu jest bowiem to, że niewiele wiadomo na temat cykli koniunkturalnych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Brakuje opracowań, które omawiałyby wahania gospodarcze w kilku krajach; najczęściej badania dotyczą jednego państwa. W niniejszej pracy do analizy kilku krajów wykorzystano te same narzędzia, co pozwoliło na porównanie występujących w nich wahań gospodarczych. Ponadto w metodach służących do ich zbadania nierzadko stosuje się wyłącznie odchylenia standardowe i korelacje krzyżowe. Użycie analizy spektralnej i cross-spektralnej pozwala na dokładniejszy opis zjawisk gospodarczych, ponieważ można określić, jakie częstotliwości cykli mają największy wpływ na przebieg wahań koniunkturalnych. Na tej podstawie podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, czy gospodarki Europy Środkowo-Wschodniej są już gotowe do wejścia do strefy euro. Oprócz konwergencji nominalnej, której kryteria zawarto w traktacie z Maastricht, ważne jest, aby gospodarki dołączające do strefy euro były z nią zintegrowane gospodarczo. Teoria optymalnych obszarów walutowych (ang. *optimal currency area*) zaproponowana przez Mundella (1961) zakłada, że jednym z warunków przystąpienia do unii walutowej jest silna synchronizacja cykli koniunkturalnych. Wynika to stąd, że kraje dołączające do unii walutowej rezygnują z możliwości prowadzenia własnej polityki monetarnej, która jest jednym z dwóch (obok polityki fiskalnej) narzędzi stabilizacji wahań koniunktury. Niniejsze opracowanie jest próbą oceny stopnia powiązania gospodarek Europy Środkowo-Wschodniej ze strefą euro.

Pierwsze badania na ten temat sięgają 1998 r. (Fidrmuc, Korhonen 2006, s. 525), natomiast ich rozwój nastąpił w 2002 r., czyli dwa lata przed największym rozszerzeniem Unii Europejskiej. Kraje przystępujące do UE zobowiązały się do przyjęcia europejskiej waluty i właśnie wtedy zaczęto zdawać sobie sprawę z wagi tej decyzji, co znalazło odzwierciedlenie we wzroście publikacji na ten temat. Badania były prowadzone również w bankach centralnych; np. Narodowy Bank Polski powołał Biuro ds. Integracji ze Strefą Euro, które opublikowało *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*. Raport ten zawiera badania na temat synchronizacji cykli w Polsce i strefie euro.

Niniejszy artykuł przedstawia synchronizację cykli po ostatnim kryzysie. Obecnie nie istnieją podobne opracowania dla polskiej gospodarki. Poza tym dotychczas nie analizowano synchronizacji składowych PKB i synchronizacji poszczególnych zmiennych makroekonomicznych z PKB w krajach Europy Środkowo-Wschodniej (Gradzewicz i in. 2010; Skrzypczyński 2010) oraz nie korzystano z metod cross-spektralnych (Konopczak 2008). W porównaniu z wcześniejszymi badaniami wyniki prezentowane po-

nizej wskazują na średnie dopasowanie cykli w Polsce do cykli w strefie euro, co powinno dać impuls do dalszych analiz (wcześniej mówiono o większej synchronizacji).

W literaturze najczęściej analizuje się synchronizację produkcji przemysłowej lub PKB. W tym artykule wybrano tę drugą zmienną, jako że odzwierciedla większą część gospodarki niż produkcja przemysłowa.

Struktura artykułu jest następująca. W rozdziale drugim wskazano najważniejsze opracowania z analizowanej dziedziny. Rozdział trzeci zawiera opis metodyki, tj. charakterystykę narzędzi i uzasadnienie ich wykorzystania oraz opis danych. Rozdział czwarty przedstawia cechy charakterystyczne cykli koniunkturalnych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej, natomiast w rozdziale piątym omówiono synchronizację cykli koniunkturalnych w krajach naszego regionu z cyklami w strefie euro.

## 2. Przegląd literatury

Do identyfikacji cykli koniunkturalnych w literaturze przedmiotu wykorzystuje się dwa typy filtrów spektralnych, zdefiniowanych w dziedzinie częstotliwości szeregu czasowego: filtr Christiano-Fitzgeralda (CF) lub/i filtr Hodricka-Prescotta (HP). Część autorów używa filtru CF, dekomponując szeregi czasowe na składowe o paśmie wahań od 2 do 10 lat (Gradzewicz i in. 2010), od 1,5 roku do 8 lat (Hlousek 2006) lub od 1,5 roku do 10 lat (Skrzypczyński 2010). Inni wykorzystują filtr HP (Carmignani 2005; Benecik 2011), natomiast Darvas i Szapary (2008) używają obydwu technik filtracji, a Afonso i Furceri (2009) dodatkowo uwzględniają filtr Hodricka-Prescotta z dwiema różnymi wartościami parametru wygładzania  $\lambda_1 = 6,25$  i  $\lambda_2 = 100$ . Eickmeier i Breitung (2006) badali znormalizowane różnice między logarytmami realnego PKB.

### 2.1. Podstawowe własności cykli koniunkturalnych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej

Badania nad cyklami koniunkturalnymi rozpoczęły się w drugiej połowie lat 40. XX w. Po raz pierwszy zdefiniowano cykl koniunkturalny w 1946 r. (Burns, Mitchell 1946), a w następnych latach coraz więcej uwagi zaczęto poświęcać wahaniom PKB (Barczyk i in. 2006, s. 131–143). Dziś przyjmuje się, że wahania koniunkturalne to cykle trwające od 1,5 roku – 2 lat do 8–10 lat. Można je zidentyfikować na podstawie danych, m.in. dzięki wykorzystaniu filtrów spektralnych (Baxter, King 1999; Christiano, Fitzgerald 2003; Hodrick, Prescott 1997). W odniesieniu do gospodarek rozwiniętych takie badania są prowadzone co najmniej od 20 lat (zob. Kydland, Prescott 1990), jednak mało jest prac dotyczących państw naszego regionu. Badania dla gospodarek rozwiniętych pozwoliły na sformułowanie wniosków dotyczących przebiegu koniunktury, znanych w literaturze jako „stylizowane fakty” (Skrzypczyński 2010, s. 16–17):

1. Średnia długość trwania cykli wynosi od 1,5 roku – 2 lat do 8–10 lat.
2. Zmienne makroekonomiczne można podzielić na trzy grupy: procykliczne, antycykliczne i acykliczne. Podział ten zależy od tego, czy dana zmienna jest dodatnio, ujemnie czy nieznacznie skorelowana z PKB. Wahania spożycia indywidualnego, nakładów brutto na środki trwałe i produkcji przemysłowej są procykliczne, a stopa bezrobocia jest antycykliczna.

3. Istnieją zmienne, które z wyprzedzeniem reagują na wahania PKB. Są to: zapasy, indeksy giełdowe oraz wykorzystanie mocy produkcyjnych. Inflacja i zatrudnienie są opóźnione względem zmiany PKB, natomiast w przypadku konsumpcji i inwestycji punkty zwrotne następują w tym samym czasie co w przypadku PKB.

4. Nakłady brutto na środki trwałe, eksport i import cechuje znacznie większa zmienność niż wahania PKB, z kolei amplituda fluktuacji spożycia indywidualnego jest mniejsza od amplitudy fluktuacji PKB.

W odniesieniu do Polski najbardziej kompleksowo omówili to zagadnienie Gradzewicz i in. (2010). W okresie objętym badaniem, tj. od 1996 do 2009 r., zidentyfikowali dwa okresy dobrej i jeden okres słabej koniunktury. Analizowane przez nich zmienne (16) wykazały dodatnią korelację z PKB z wyjątkiem wartości dodanej w rolnictwie, która była zmienną antycykliczną. Na podstawie korelacji krzyżowych uznali, że analizowane zmienne wyprzedzały cykle PKB lub były względem nich opóźnione maksymalnie o jeden kwartał. Z kolei przesunięcia fazowe wskazywały na większe opóźnienia lub wyprzedzenia względem PKB, np. eksport wyprzedzał PKB aż o cztery kwartały. Akumulacja, nakłady brutto na środki trwałe oraz eksport i import charakteryzowały się największą amplitudą wahań. Hlousek (2006) analizował, czy „stylizowane fakty” są potwierdzone przez dane dla gospodarki czeskiej, i porównał je z gospodarką Stanów Zjednoczonych. Ustalił, że konsumpcja i inwestycje były opóźnione względem PKB o jeden kwartał. Ponadto konsumpcja była bardziej zmienna od PKB, co przeczy tezie o wygładzaniu konsumpcji w czasie.

Adalet i Oz (2010) za pomocą modeli wektorowej autoregresji (VAR) badali, która spośród trzech gospodarek (Niemcy, Rosja i USA) miała największy wpływ na koniunkturę krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Okazało się, że w Polsce i na Węgrzech gospodarki były najmocniej skorelowane z Niemcami i USA. Oprócz tego badano stopień korelacji pomiędzy gospodarkami naszego regionu (Polska była najmniej zsynchronizowana z innymi państwami).

Carmignani (2005) analizował cechy charakterystyczne dziewięciu krajów Europy Środkowo-Wschodniej (użył do tego współczynnika korelacji liniowej i odchylenia standardowego). Autor ten sformułował kilka wniosków dotyczących mniejszej zmienności konsumpcji i zatrudnienia, a większej zmienności inwestycji. Zwrócił też uwagę, że część cykliczna PKB w strefie euro miała mniejszą amplitudę wahań niż w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Ponadto zauważył, że dla wszystkich krajów tego regionu zatrudnienie było acykliczne.

## 2.2. Synchronizacja cykli koniunkturalnych

Literatura dotycząca synchronizacji cykli koniunkturalnych w nowych krajach członkowskich UE i w gospodarce strefy euro powstawała w dwóch okresach: przed ich akcesją do strefy euro oraz po akcesji. Z upływem czasu badania coraz bardziej wskazywały na coraz większą zbieżność cykli w nowych krajach UE, jednak prace różnią się pod względem przewidywanej siły tego zjawiska. W omawianych badaniach poruszano tematykę szerszą niż w niniejszym artykule i dlatego poniżej skupimy się na wnioskach dla badanych tu gospodarek.

Benecik (2011) badał korelację pomiędzy strefą euro a Czechami, Węgrami, Polską i Słowacją. Autor podzielił badaną próbę na trzy okresy: od 1995 do 2001 r., od 2001 do 2007 r. oraz od 2001 do 2010 r. Wszystkie badane gospodarki przed 2001 r. wykazywały brak korelacji lub ujemne korelacje ze strefą

euro. Po 2001 r. sytuacja znacznie się zmieniła, najbardziej w Czechach, których gospodarka wykazywała największe dopasowanie do strefy euro. W porównaniu z okresem od 1995 do 2000 r. lata 2001–2010 przyniosły znaczną poprawę dopasowania cykli koniunkturalnych do cykli w strefie euro we wszystkich badanych krajach. Istotną rolę odegrał ostatni kryzys gospodarczy, ponieważ spowolnienie aktywności ekonomicznej w strefie euro bardzo szybko pogłębiło dekonunkturę w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Autor badał korelacje pomiędzy szokami cyklu gospodarczego (ang. *business cycles' primary impulses*), które zostały zdefiniowane jako reszty z regresji składowej cyklicznej względem jej opóźnień. Wyniki tego badania również świadczą o nieco większej korelacji pomiędzy gospodarkami w latach 2001–2010. W przypadku Słowacji, która przyjęła euro 1 stycznia 2009 r., nie występuje wygaszanie impulsów zmian pomiędzy okresem 2001–2007 i 2001–2010.

Skrzypczyński (2010) analizował wahania koniunktury w Polsce oraz zbadał ich synchronizację z cyklami gospodarczymi w strefie euro (wyniki porównał również z innymi gospodarkami Unii Europejskiej). Okazało się, że dominujący wpływ na wahania cykliczne mają fluktuacje o długości 6–7 oraz 3 lat. Autor doszedł do wniosku, że na tle gospodarek strefy euro Polska cechowała się średnią synchronizacją, jeśli chodzi o składowe cykliczne realnego PKB, jednak było to największe dopasowanie w naszym regionie (średnia wartość koherencji w przedziale wahań od 6 do 40 kwartałów była najwyższa dla Polski, natomiast najniższa w przypadku Estonii). Relacje te były dość stabilne w czasie (Skrzypczyński 2010, s. 183).

Darvas i Szapary (2008) podjęli próbę określenia stopnia synchronizacji pomiędzy 26 krajami UE. Składowa cykliczna PKB została obliczona dwiema metodami: za pomocą filtru HP oraz filtru CF. W Europie Środkowo-Wschodniej największą poprawę dopasowania cykli pomiędzy dwiema próbkami (lata 1993–1997 i 1998–2002) osiągnęły Węgry, Polska i Słowenia, a wartości współczynników korelacji liniowej Pearsona dla tych państw były bliskie wartościom korelacji ówczesnych krajów członkowskich strefy euro. Następną grupą były Czechy, Słowacja oraz kraje bałtyckie (Estonia, Litwa, Łotwa), w których nie nastąpiła poprawa dopasowania cykli. W krajach Europy Środkowo-Wschodniej obserwowano różne wyprzedzenia i opóźnienia cyklu względem cykli w strefie euro. Należy jednak zauważyć, że w trzech państwach (na Węgrzech, Słowacji i w Polsce) cykle stały się bardziej dopasowane do przebiegu koniunktury w strefie euro. Pozostałe gospodarki wykazały nieznaczną poprawę lub jej brak. W badanym okresie zmniejszyły się wahania koniunktury w krajach Europy Środkowo-Wschodniej, zwłaszcza na Węgrzech, w Słowenii, Polsce i Czechach).

Opracowanie Afonso i Furceriego (2009) przedstawia sektorowe podejście do badania synchronizacji cykli koniunkturalnych. Autorzy ocenili stopień zintegrowania różnych gałęzi<sup>1</sup> w 28 gospodarkach (kraje UE i Turcja) dla dwóch podokresów (od 1980 do 1992 r. oraz od 1993 do 2005 r.). Okazało się, że składowa cykliczna PKB w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w drugiej próbce charakteryzowała się niską korelacją ze strefą euro, z wyjątkiem Węgier ze współczynnikiem korelacji równym 0,79. Największy wpływ na zwiększone wahania koniunktury w tamtym okresie miał sektor przemysłowy, a najmniejszy – usługi.

Eickmeier i Breitung (2006) badali poziom synchronizacji w krajach Unii Europejskiej w latach 1993–2005. Spośród krajów Europy Środkowo-Wschodniej największe dopasowanie cykli cechowało Estonię, Węgry i Słowenię, jednak było znacznie gorsze od dopasowania większości ówczesnych państw członkowskich strefy euro.

---

<sup>1</sup> Chodzi tutaj o udział procentowy wartości dodanej danej gałęzi gospodarki w tworzeniu PKB.

Niniejsze opracowanie oprócz badań nad synchronizacją cykli koniunkturalnych zawiera podsumowanie podstawowych właściwości cykli koniunkturalnych w kilku krajach. Zbadanie kilku krajów tymi samymi narzędziami umożliwia porównanie składowych cyklicznych pewnych zmiennych makroekonomicznych względem wahań realnego PKB. W artykule użyto metod spektralnych i cross-spektralnych, które pozwalają na analizę wahań gospodarczych. Pozwala to na wnioskowanie na temat dłuższych i krótszych cykli, co jest niemożliwe w przypadku posługiwania się wyłącznie współczynnikiem korelacji Pearsona (np. Carmignani 2005).

### 3. Metodyka badania i dane

#### 3.1. Konstrukcja filtru Christiano-Fitzgeralda

Narzędziem służącym do uzyskania szeregu komponentu odpowiadającego wahaniom koniunkturalnym jest filtr Christiano-Fitzgeralda (CF) (Christiano, Fitzgerald 2003), będący rozwinięciem filtru Baxtera-Kinga (BK). Równie często stosuje się również filtr Hodricka-Prescotta, który jest filtrem górno-przepustowym; za jego pomocą uzyskuje się składową trendu  $g_t$ . Zakładając, że wcześniej wejściowy szereg został odsezonowany, zmienna  $c_t = y_t - g_t$  jest interpretowana jako część cykliczna szeregu. Filtr CF jest jednym z narzędzi aproksymacji „idealnego” filtru częstotliwościowego, czyli takiego, który wyodrębnia składową cykliczną o pożądanej częstotliwości (filtr taki nazywa się filtrem pasmowo-przepustowym) z szeregu czasowego o nieskończonej liczbie obserwacji. Do estymacji składowej cyklicznej wykorzystuje się wielomian wag, które są rozwiązaniem odwrotnej transformaty Fouriera. W praktyce użycie „idealnego” filtru pasmowo-przepustowego nie jest możliwe ze względu na skończoną liczbę obserwacji. Dlatego stosuje się jego aproksymacje. O użyciu filtru CF zdecydowały jego trzy zalety:

Po pierwsze, jak wspomniano, filtr CF jest filtrem pasmowo-przepustowym. Pozwala więc na wyodrębnienie składowej o długości trwania z góry zadanej. W opracowaniu wyodrębniono składowe cykliczne o długości od 1,5 roku do 10 lat.

Po drugie, w przeciwieństwie do filtru BK filtr CF nie odcina obserwacji na końcach próby, dzięki czemu można go wykorzystać do analizy najnowszych danych, czyli do monitorowania stanu gospodarki.

Po trzecie, filtr ten jest bardziej odporny na dołączanie nowych obserwacji do próby oraz rewizje wyjściowego szeregu (por. Skrzypczyński 2010, s. 149).

Użycie filtru CF wymaga określenia stopnia integracji filtrowanego szeregu oraz innych właściwości, tzn. należy określić, czy surowy szereg ma zostać skorygowany o średnią, trend liniowy lub dryf. W przypadku filtru HP nie trzeba określać właściwości szeregu czasowego. Jeśli badany szereg wykazuje stopień zintegrowania rzędu 1, należy to uwzględnić w specyfikacji filtru. Trzeba również pamiętać, aby dane poddawane filtracji zostały odsezonowane. Estymacja składowej cyklicznej za pomocą filtru CF polega na zastosowaniu wobec wejściowego szeregu czasowego opóźnień opisujących ten filtr w dziedzinie czasu za pomocą wag. Wagi filtru szacuje się, stosując metodę najmniejszych kwadratów.

### 3.2. Metody określania cech charakterystycznych cykli koniunkturalnych i stopnia ich synchronizacji: miary cross-spektralne

Rozpatrując obserwowane zmienne w dziedzinie czasu, można wyodrębnić składowe: trendu, cyklu, sezonowe i nieregularne. Analiza spektralna (inaczej: analiza widmowa) pozwala na dekompozycję szeregów czasowych ze względu na częstotliwość (Hamilton 1994, s. 152–172; Croux, Forni, Reichlin 2001). Oznacza to, że do danej częstotliwości jest przypisywana odpowiednia część wariancji szeregu, dzięki czemu można stwierdzić, jaka długość cykli danego szeregu ma decydujący wpływ na przebieg badanej zmiennej. Za pomocą metod cross-spektralnych przeprowadza się dekompozycję tak jak w analizie spektralnej, z tym że pozwalają one opisać zależności pomiędzy obserwacjami więcej niż jednej zmiennej. W badaniu użyto trzech statystyk cross-spektralnych: korelacji dynamicznej, wzmocnienia i przesunięcia fazowego. W estymacji tych statystyk w celu ich wygładzenia użyto okna Parzena.

Podstawowym narzędziem analizy spektralnej jest periodogram. Przedstawia on wartości funkcji autokowariancji procesu, otrzymane na podstawie zaobserwowanego szeregu czasowego. Wprawdzie periodogram jest asymptotycznie nieobciążonym estymatorem funkcji gęstości spektralnej, jednak nie jest estymatorem zgodnym. Porównanie periodogramów pozwala ocenić, czy obserwowana zmienna jest kształtowana przez cykle o takiej samej długości. W rozdziale piątym zbadano podobieństwo periodogramów za pomocą testu Lunda, Vidakovica i Vidyashankara (2004). Ponadto przeanalizowano periodogramy przez porównanie odpowiadających im gęstości spektralnych (Lund, Vidakovic, Vidyashankar 2004, s. 3). Statystyka testu ma postać:

$$\overline{AD} = \frac{2}{N} \sum_{i=1}^{N/2} |\ln(I_x(\omega_i)) / \ln(I_y(\omega_i))| \quad (1)$$

gdzie  $N$  to liczba obserwacji, a  $I_x(\omega_i)$  oraz  $I_y(\omega_i)$  oznaczają wartości periodogramów szeregów  $x$  i  $y$  dla danej częstotliwości  $\omega$ .

Hipoteza zerowa testu zakłada identyczność autokowariancji (periodogramów) w całym rozpatrywanym paśmie częstotliwości. Statystyka testowa ma rozkład normalny.

W celu zbadania stopnia dopasowania dwóch szeregów użyto korelacji dynamicznej. Jest to współczynnik korelacji pomiędzy dwiema zmiennymi dla danej częstotliwości. Miarą zastosowaną do badania amplitud szeregów i różnic między nimi jest wzmocnienie. W niniejszym artykule przedstawiono to w taki sposób, że im mniejsza jest wartość wzmocnienia, tym większa zmienność szeregu w porównaniu z szeregiem referencyjnym (w rozdziale czwartym jest to PKB w danym kraju, a w rozdziale piątym PKB w strefie euro). Aby zbadać, czy jedna zmienna wyprzedza inną zmienną lub jest względem niej opóźniona, użyto przesunięcia fazowego.

### 3.3. Dane

W artykule analizowano dane o PKB, nakładach brutto na środki trwałe (inwestycje), spożyciu indywidualnym (konsumpcji), produkcji (przemysłowej) oraz wynagrodzeniach i zatrudnieniu. Wszystkie dane pochodzą z Eurostatu. Dane o PKB dla poszczególnych krajów Europy Środkowo-Wschodniej

to szeregi wyrównane sezonowo w cenach stałych (wyrażone w euro z 2005 r.). W przypadku strefy euro użyto zmiennej obejmującej kraje znajdujące się w danym okresie w strefie euro. Uwzględniała ona Słowenię, Słowację i Estonię, które kolejno dołączały do strefy euro. Ich PKB w 2012 r. stanowiło zaledwie 1,1% PKB strefy euro. Wynagrodzenia to szeregi wyrównane sezonowo wyrażone w cenach bieżących w euro (brak danych o wynagrodzeniach w Bułgarii wyłączył z analizy tę zmienną dla tego kraju). Następnie dane te zostały zdeflowane odpowiadającym danemu krajowi deflatorem PKB wyrażonym w euro. Pozostałe zmienne makroekonomiczne to szeregi wyrównane sezonowo w cenach stałych (wyrażone w euro z 2005 r.). W rozdziale czwartym wyniki dotyczą okresu od I kwartału 2000 r. do I kwartału 2013 r., co wiąże się z brakiem danych np. o produkcji przemysłowej sprzed 2000 r. W rozdziale piątym analiza obejmuje okres od I kwartału 1995 r. do I kwartału 2013 r. Jedynie w przypadku Bułgarii i Czech brak danych sprawił, że próba jest krótsza, odpowiednio, o osiem obserwacji i cztery obserwacje.

#### 4. Opis cykli w wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej

W tej części artykułu porównano wahania aktywności gospodarczej w Polsce dla pięciu zmiennych: nakładów brutto na środki trwałe (inwestycji), spożycia indywidualnego (konsumpcji), produkcji przemysłowej, wynagrodzeń i zatrudnienia. Pozwoli to sprawdzić, czy dane dla gospodarek Europy Środkowo-Wschodniej potwierdzą „stylizowane fakty” o cyklach koniunkturalnych, o których była mowa w podrozdziale 2.1.

Składowe cykliczne zostały uzyskane za pomocą filtru CF (przedział wahań od 6 do 40 kwartałów). W przypadku wszystkich zmiennych zastosowano specyfikację I(1) filtru CF z dryfem, definiowanego jako:  $y_t = \alpha_0 + y_{t-1} + \varepsilon_t$ , gdzie  $\varepsilon_t \sim i.i.d., N(0, \sigma^2)$ . Wykresy 1 i 2 prezentują przebieg składowych cyklicznych zmiennych makroekonomicznych, natomiast na wykresach 3, 4 i 5 zilustrowano omawiane statystyki cross-spektralne.

Zarówno w pełnej próbie, jak i w przypadku wyłączenia obserwacji z okresu kryzysu wszystkie badane zmienne wykazują procykliczność, tzn. średnia wartość korelacji dynamicznej w przedziale wahań cyklicznych jest dodatnia i istotna statystycznie (wartość krytyczna dla pełnej próby to 0,27, a dla próby do IV kwartału 2008 r. – 0,33). Dołączenie do próby obserwacji po IV kwartale 2008 r. spowodowało spadek wartości korelacji dla wszystkich zmiennych. Najbardziej zmieniła się korelacja między zatrudnieniem a PKB: spadła z 0,79 do 0,56. Wynik ten może dowodzić uodpornienia się rynku pracy na wahania aktywności gospodarczej w Polsce. W przypadku pozostałych zmiennych spadek korelacji był znacznie mniejszy i średnio wyniósł 0,04. Składowa cykliczna inwestycji tak jak przed IV kwartałem 2008 r. była najbardziej skorelowana z wahaniami PKB (wskaźnik korelacji dynamicznej wynosi 0,86, a dla danych obejmujących okres przed kryzysem 0,90), natomiast najniższe dopasowanie wykazują wynagrodzenia, których korelacja z PKB wynosi 0,46 (przed IV kwartałem 2008 r. było to 0,50). Warto dodać, że zmiany korelacji w pełnej próbie i w próbie przed kryzysem miały różny przebieg dla różnych zmiennych. W przypadku konsumpcji, produkcji i wynagrodzeń spadła korelacja wahań o niższej częstotliwości (długich cykli), jednak skompensował to wzrost korelacji w przedziale wyższych częstotliwości (punktem granicznym, w którym następowała ta zmiana, były wahania o długości 8–10 kwartałów). Jeśli chodzi o inwestycje i zatrudnienie, to spadek korelacji był równoległy, tzn. skala tego spadku była podobna w całym przedziale wahań cyklicznych. Drugą badaną charakterystyką była różnica między amplitudami wahań danej zmiennej i PKB. Przypuszczenia o wzroście zmienności w cza-



sach kryzysu gospodarczego potwierdza tabela 1. W porównaniu z okresem przed kryzysem wszystkie wskaźniki oprócz inwestycji wykazały wyższą zmienność. Najsilniejsze zmiany odnotowano w przypadku konsumpcji i inwestycji. Konsumpcja była przed kryzysem jedyną zmienną, której średnie wzmocnienie względem PKB przyjmowało wartości wyższe od jedności, co oznaczało, że wahania cykliczne konsumpcji są słabsze od zmienności PKB. W przypadku inwestycji zmiana wynosiła 0,0023. Oznacza to, że względna amplituda fluktuacji tej zmiennej się nie zmieniła, a zatem nakłady brutto na środki trwałe pozostają najbardziej zmienne (średnio około pięciokrotnie bardziej niż PKB). Najmniejszą amplitudę wahań ma konsumpcja, która – jak wspomniano – po wybuchu kryzysu stała się bardziej zmienna niż PKB. Analiza wykresu 4 pokazuje, że wzmocnienie względem PKB w przypadku konsumpcji i produkcji spadło bardziej niższych częstotliwości. Wraz ze wzrostem częstotliwości skala tej zmiany malała do tego stopnia, że dla cykli trwających sześć kwartałów wartości wzmocnienia w obydwu próbach są takie same. Zmiana wartości współczynnika w cyklu zatrudnienia względem PKB nastąpiła równolegle, z tym że dla wysokich częstotliwości była większa. Z kolei w przypadku wynagrodzeń spadek wartości wzmocnienia dla cykli długich został zneutralizowany przez jego wzrost dla wysokich częstotliwości wahań gospodarczych. Ostatnią badaną cechą jest analiza przesunięcia w czasie składowej cyklicznej danej zmiennej względem wahań PKB. Spośród badanych zmiennych jedynie w przypadku produkcji przemysłowej średnia wartość przesunięcia fazowego ma ujemne wartości (również przed kryzysem zmienna ta wykazywała opóźnienie), co jest równoznaczne z wyprzedzaniem wahań PKB. Pozostałe zmienne charakteryzuje opóźnienie, sięgające średnio jednego kwartału w przypadku konsumpcji, wynagrodzeń i zatrudnienia oraz 0,26 kwartału dla inwestycji. Największa zmiana przesunięcia fazowego pomiędzy dwoma porównywanymi okresami nastąpiła w wypadku zatrudnienia, którego wahania przed kryzysem były opóźnione o 0,5 kwartału, natomiast dla pełnej próby opóźnienie wzrosło do jednego kwartału. Zmiany wartości przesunięcia fazowego nie były jednorodne. W przypadku produkcji przemysłowej przesunięcie zmniejszyło się dla dłuższych cykli oraz zwiększyło dla cykli krótkich. Jeśli chodzi o pozostałe zmienne, to wartość opisywanej statystyki wzrosła dla niskich częstotliwości i spadła dla krótszych cykli.

Tabele 2–9 prezentują średnie arytmetyczne wartości statystyk cross-spektralnych.

Z przeprowadzonych badań wynika, że dane na temat gospodarek Europy Środkowo-Wschodniej potwierdzają „stylizowane fakty” opisywane w literaturze dotyczącej krajów rozwiniętych. W dalszej części artykułu porównano wahania cykli gospodarczych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej i w strefie euro.

## 5. Synchronizacja cykli pomiędzy strefą euro a krajami Europy Środkowo-Wschodniej

Badając synchronizację cykli koniunkturalnych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej i w strefie euro, najpierw wyznaczono składowe cykliczne PKB za pomocą filtru CF, a następnie zbadano ich podobieństwo za pomocą narzędzi omawianych w rozdziale trzecim: periodogramów i miar cross-spektralnych.

Wykres 6 przedstawia składowe cykliczne realnego PKB w badanych krajach oraz w strefie euro. Można zauważyć, że w naszym regionie składowe cykliczne są bardziej zmienne niż w strefie euro.

Pierwszym z nich jest określenie stopnia korelacji gospodarek na podstawie współczynników korelacji liniowej Pearsona, które zawarte są w tabelach 10 i 11. Wartości współczynników korelacji pomię-

dzy krajami Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro wynoszą od 0,52 (Litwa) do 0,88 (Czechy). Jeśli porównamy te wartości z korelacjami przed kryzysem, okaże się, że tylko na Łotwie i w Rumunii pogorszyło się dopasowanie składowych cyklicznych, a pozostałe kraje poprawiły synchronizację (zwłaszcza Węgry, Litwa, Estonia i Słowacja). Drugim ważnym elementem analiz jest zmienność wahań gospodarczych. Do jej analizy posłużymy się odchyleniami standardowymi, a w dalszej części artykułu wzmocnieniami. Tabela 12 pokazuje, że jedynie Polska i Słowenia zmniejszyły amplitudę wahań względem strefy euro, natomiast pozostałe gospodarki zwiększyły ją – najbardziej kraje bałtyckie i Węgry.

Wykres 7 przedstawia rozkłady wariancji analizowanych zmiennych we wszystkich analizowanych krajach oraz w strefie euro. Ponieważ w przypadku Bułgarii i Czech długość szeregu czasowego PKB jest krótsza, wartości na osi odciętych różnią się od wartości dla pozostałych krajów. Jak widać, kraje Europy Środkowo-Wschodniej charakteryzują się bardzo zróżnicowanym rozkładem wariancji, jednak w większości z nich dłuższe wahania (powyżej 10 kwartałów) silniej wpływają na przebieg składowej cyklicznej. Drugi wniosek wynikający z analizy periodogramów dotyczy większej zmienności wahań gospodarczych w naszym regionie niż w strefie euro (z wyjątkiem Polski i Węgier).

W celu formalnego zbadania podobieństwa pomiędzy periodogramami posłużymy się testem Lunda, Vidakovica i Vidyashankara. W tabeli 13 przedstawiliśmy empiryczny poziom istotności tego testu. Na jego podstawie można wnioskować, że cykle gospodarcze na Słowacji i Węgrzech są najbardziej podobne do cykli w strefie euro, jeśli chodzi o ich zmienność i długość wahań o najistotniejszym wpływie. Cykle w Polsce charakteryzują się dość dobrym dopasowaniem, natomiast w pozostałych krajach rozkład wariancji znacznie różni się od rozkładu w strefie euro.

Podobnych wniosków dostarcza analiza miar cross-spektralnych. Wszystkie omawiane wykresy przedstawiają wartości miar cross-spektralnych dla cykli trwających od 6 do 40 kwartałów, czyli cyklu koniunkturalnego.

Wykres 8 przedstawia korelacje dynamiczne pomiędzy wahaniami w strefie euro i w badanych gospodarkach. Wszystkie kraje Europy Środkowo-Wschodniej wykazują dodatnią korelację ze strefą euro. Średnia wartość korelacji dynamicznej we wszystkich gospodarkach wynosi 0,68, czyli o 0,08 więcej niż przed kryzysem. Najwyższą zmianę odnotowały Węgry, gdzie korelacja wzrosła z 0,59 do 0,76; następną są Słowacja i Czechy. W badanej grupie tylko na Łotwie pogorszył się wskaźnik korelacji dynamicznej (o 0,05); w pełnej próbie wyniósł on 0,68. Na podstawie średniej wartości korelacji w przedziale wahań cyklicznych można uznać, że cykle PKB w Czechach są najlepiej dopasowane do fluktuacji w strefie euro (po wybuchu kryzysu 0,82, wcześniej 0,71). Najniższą wartość ma natomiast średnia korelacja dla Bułgarii: 0,58 (do IV kwartału 2008 r. 0,51). Warto wspomnieć, że w przypadku Bułgarii, Czech, Polski, Słowacji, Słowenii i Węgier wzrosła korelacja dla krótszych cykli, a dla długich się nie zmieniła. W Estonii i na Litwie zmiana korelacji dynamicznej była podobna, tzn. wzrosła w przypadku cykli trwających dłużej niż 7 kwartałów, a spadła dla niższych częstotliwości.

Wszystkie analizowane gospodarki wykazują większą amplitudę wahań niż strefa euro (zob. wykres 9). Fluktuacje realnego PKB są najsilniejsze w krajach, w których PKB najmocniej zareagował na ostatnie spowolnienie gospodarcze, czyli w krajach bałtyckich. Wzmocnienie przyjmuje tam najniższe wartości, co oznacza, że wahania w tych gospodarkach są najbardziej zmienne (prawie pięć razy bardziej niż cykle w strefie euro). Mniej zróżnicowaną amplitudę wahań koniunktury zaobserwowano w Czechach, Polsce i na Węgrzech. Średnia wartość wzmocnienia w tych krajach wynosi około 0,6, czyli zmienność składowej cyklicznej realnego PKB jest tam o około 1,6 większa niż w strefie euro. Porównując wyniki dla pełnej próby z wynikami z okresu przed kryzysem, należy zauważyć relatywnie małą

zmianę. Średnia wartość wzmocnienia dla badanych gospodarek przed kryzysem wynosiła 0,39, a po jego wybuchu 0,42. Najbardziej zmieniły się amplitudy wahań w Bułgarii, Polsce i na Słowacji. Wykres 9 pokazuje, że w większości gospodarek wzrosło wzmocnienie dla cykli krótszych, natomiast niezmienna pozostała jego wartość w przypadku niskich częstotliwości (z wyjątkiem Estonii, Łotwy i Węgier).

Ostatnim zagadnieniem są wyprzedzenia i opóźnienia koniunktury w krajach Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro. Analiza przesunięcia fazowego sugeruje, że cykle koniunkturalne w naszym regionie są nieznacznie przesunięte w czasie względem strefy euro (zob. wykres 10). Najwyższą wartość przesunięcia fazowego (0,84) odnotowano w Bułgarii. Oznacza to, że gospodarka ta jest opóźniona względem strefy euro o prawie jeden kwartał. Polska gospodarka najbardziej wyprzedza wahania w strefie euro, jednak przesunięcie to wynosi jedynie około połowy kwartału. Największa zmiana w porównaniu z okresem sprzed kryzysu zaszła w Estonii, w której przesunięcie fazowe wzrosło o 0,70 (wcześniej wynosiło -1,03). Co ciekawe, krótkie cykle (do 8 kwartałów) są w większości przypadków współbieżne z cyklami w strefie euro, co może świadczyć o szybkiej transmisji szoków ze strefy euro do gospodarek Europy Środkowo-Wschodniej. Zauważalne są podobieństwa zmian na Litwie, w Polsce i na Węgrzech – przesunięcie wzrosło tam bardziej w przypadku cykli dłuższych niż 8 kwartałów.

Poniżej zaprezentowano stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej z wahaniami PKB w strefie euro. Po wyodrębnieniu składowych cyklicznych zbadano je pod kątem: dopasowania, zmienności oraz opóźnienia lub wyprzedzenia. Uzyskane wyniki dowodzą, że nasz region jest dość podzielony pod względem dopasowania wahań gospodarczych do wahań w strefie euro. W niektórych krajach wahania aktywności gospodarczej mierzonej realnym PKB są podobne jak w strefie euro (Czechy, Słowenia i Węgry), w innych państwach nie są tak mocno zsynchronizowane (Bułgaria, Słowacja i Litwa). Podsumowanie wyników zawiera tabela 14.

## 6. Podsumowanie

Celem niniejszego opracowania był opis cykli koniunkturalnych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej oraz określenie stopnia synchronizacji ze strefą euro. Cel ten zrealizowano przez wyodrębnienie składowych cyklicznych poszczególnych zmiennych makroekonomicznych, w tym realnego PKB. Otrzymane w ten sposób szeregi poddano analizie w dziedzinie częstotliwości za pomocą analizy spektralnej i cross-spektralnej. Dzięki temu możliwy był syntetyczny opis cech charakterystycznych cyklu koniunkturalnego (tzw. stylizowanych faktów) w dziewięciu wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej: Bułgarii, Czechach, Estonii, na Litwie, Łotwie, w Polsce, na Słowacji, w Słowenii i na Węgrzech. Ponadto sprawdzono, jaki jest stopień integracji gospodarczej pomiędzy strefą euro a krajami naszego regionu. Uzyskane wyniki wzbogacają wiedzę o właściwościach wahań cyklicznych w regionie, a ponadto pokazują, która z gospodarek osiągnęła najwyższy poziom realnej konwergencji – innymi słowy, czy jest dobrze zsynchronizowana ze strefą euro. W świetle uzyskanych rezultatów można stwierdzić, że Czechy, Słowacja i Węgry są obecnie najlepiej dopasowane do strefy euro. Oznacza to, że utrata przez nie autonomicznej polityki monetarnej i przyjęcie euro wiązałyby się z najmniejszymi kosztami.

Wyniki dotyczące synchronizacji polskiej gospodarki odbiegają nieco od rezultatów prezentowanych we wcześniejszych opracowaniach. Należy pamiętać, że dotychczasowe analizy nie obejmowały ostatniego kryzysu. Można więc sądzić, że to właśnie globalna dekoniunktura zmieniła stan synchronizacji polskiej gospodarki, która relatywnie najmniej odczuła skutki spowolnienia aktywności gospodar-

czej. Celem dalszych badań powinno być określenie, w jaki sposób poszczególne sektory gospodarcze zmieniły swój poziom integracji ze strefą euro.

W przypadku podjęcia decyzji o wejściu do strefy euro konieczne są pogłębione badania. Oprócz analizy spektralnej można by użyć innych narzędzi, np. analizy falkowej, która również rozpatruje szeregi czasowe w dziedzinie częstotliwości (zob. Aguiar-Conraria, Soares 2011), modeli przełącznikowych Markowa czy strukturalnych modeli szeregów czasowych (zob. Skrzypczyńska 2011). Dodatkowo można wykorzystać algorytm *k-means clustering* (Papageorgiou, Michaelides, Milios 2010). Warto również rozszerzyć badania o inne kraje lub porównać poszczególne sektory i ich wpływ na synchronizację całych gospodarek (zob. Afonso, Furceri 2009) oraz zbadać, jak te tendencje zmieniały się w czasie.

## Bibliografia

- Adalet M., Oz S. (2010), *Business cycle dynamics in the CEE Countries: a political economy approach*, Koç University-TUSIAD Economic Research Forum Working Papers, 1014.
- Afonso A., Furceri D. (2009), Sectoral business cycle synchronization in the European Union, *Economics Bulletin*, 29(4), 2996–3014.
- Aguiar-Conraria L., Soares M. (2011), Business cycle synchronization and the euro: A wavelet analysis, *Journal of Macroeconomics*, 33(3), 477–489.
- Barczyk R., Kąsek L., Lubiński M., Marczewski K. (2006), *Nowe oblicza cyklu koniunkturalnego*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Baxter M., King R. (1999), Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series, *The Review of Economics and Statistics*, 81(4), 575–593.
- Benecik M. (2011), *Business cycle synchronisation between the V4 countries and the euro area*, Národná Banka Slovenska Working Paper, 1/2011.
- Burns A., Mitchell W. (1946), *Measuring business cycles*, National Bureau of Economic Research, Washington.
- Carmignani F. (2005), *The characteristics of business cycles in selected European emerging market economies*, ECE Discussion Papers Series, 2005\_7, Economic Commission for Europe of United Nations.
- Christiano L., Fitzgerald T. (2003), The band pass filter, *International Economic Review*, 44(2), 435–465.
- Croux C., Forni M., Reichlin L. (2001), A measure of comovement for economic variables: theory and empirics, *The Review of Economics and Statistics*, 83(2), 232–241.
- Eickmeier S., Breitung J. (2006), How synchronized are new EU member states with the euro area? Evidence from a structural factor model, *Journal of Comparative Economics*, 34(3), 538–563.
- Darvas Z., Szapray G. (2008), Business cycle synchronization in the enlarged EU, *Open Economies Review*, 19(1), 1–19.
- Fidrmuc J., Korhonen I. (2006), Meta-analysis of the business cycle correlation between the euro area and the CEECs, *Journal of Comparative Economics*, 34(3), 518–537.
- Gradzewicz M., Growiec J., Hagemeyer J., Popowski P. (2010), Cykli koniunkturalny w Polsce – wnioski z analizy spektralnej, *Bank i Kredyt*, 41(5), 41–76.
- Hamilton J. (1994), *Time series analysis*, Princeton University Press, Princeton.

- Hlousek M. (2006), *Czech business cycle stylized facts*, CVKSČE MU, Working Paper, 10, Research Centre for Competitiveness of Czech Economy, Brno.
- Hodrick R., Prescott E. (1997), Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1–16.
- Konopczak K. (2008), Analiza zbieżności cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej ze strefą euro na tle krajów Europy Środkowo-Wschodniej oraz państw członkowskich strefy euro, w: *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trójstronnym systemie gospodarczym Unii Europejskiej*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Kydland F., Prescott E.C. (1990), Business cycles: real facts and a monetary myth, *Quarterly Review*, 14(2), Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Lund R., Vidakovic B., Vidyashankar A. (2004), *Testing the quality of autocovariance functions*, <http://smartech.gatech.edu/bitstream/1853/25851/1/04-31.pdf>.
- Mundell R. (1961), A theory of optimum currency areas, *The American Economic Review*, 51(4), 657–665.
- Papageorgiou T., Michaelides P., Milios J. (2010), Business cycles synchronization and clustering in Europe (1960–2009), *Journal of Economics and Business*, 62(5), 419–470.
- Skrzypczyńska M. (2011), Pomiar cyklu koniunkturalnego w Polsce – analiza porównawcza, *Bank i Kredyt*, 42(4), 31–54.
- Skrzypczyński P. (2010), *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, Materiały i Studia, 252, Narodowy Bank Polski, Warszawa.

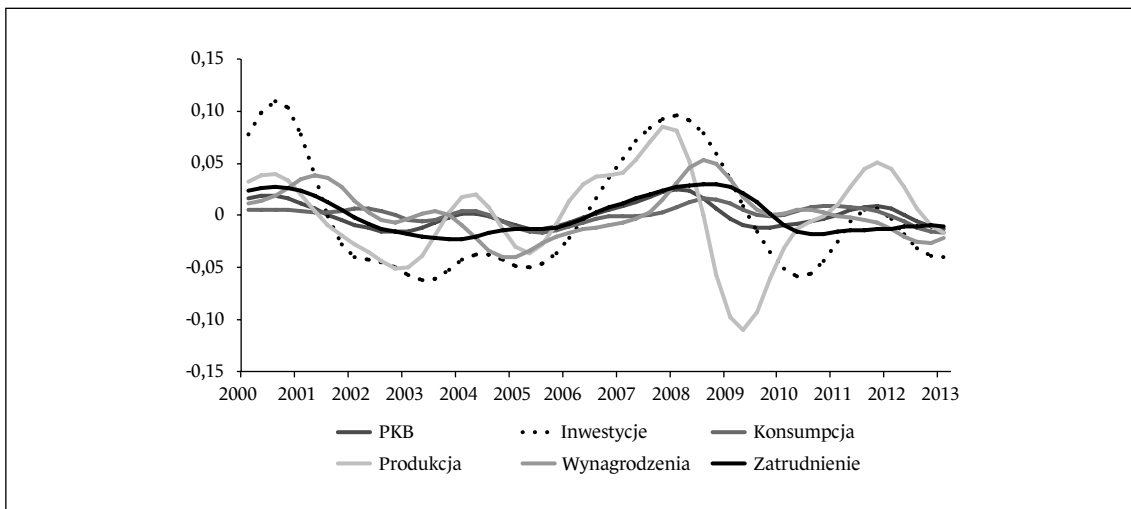
## Podziękowania

Autor pragnie podziękować dr. hab. Jakubowi Growcowi za cenne wskazówki oraz dr. Pawłowi Skrzypczyńskiemu za udostępnienie autorskich kodów.

## Aneks

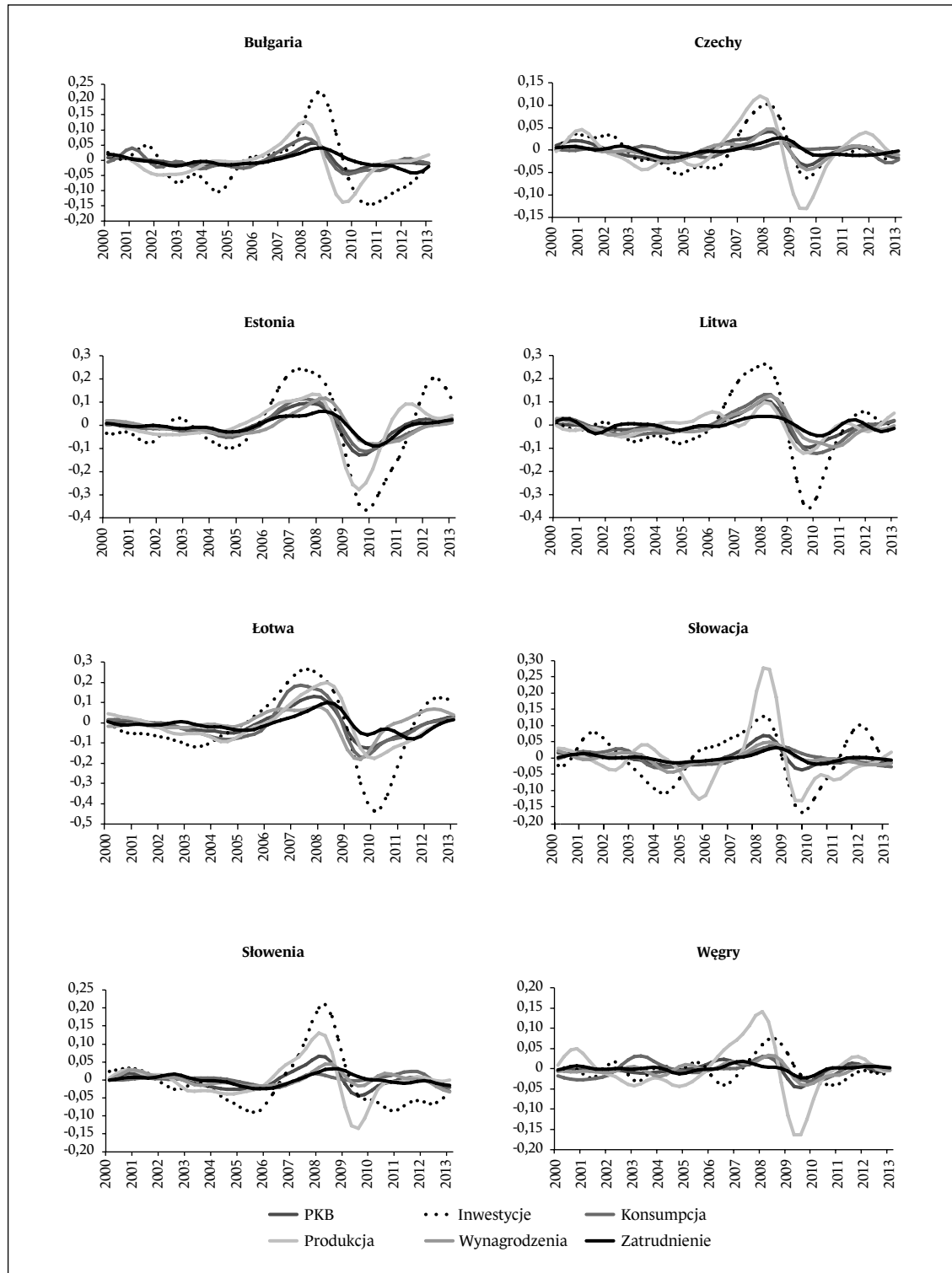
Wykres 1

Wykresy składowych cyklicznych zmiennych makroekonomicznych dla Polski



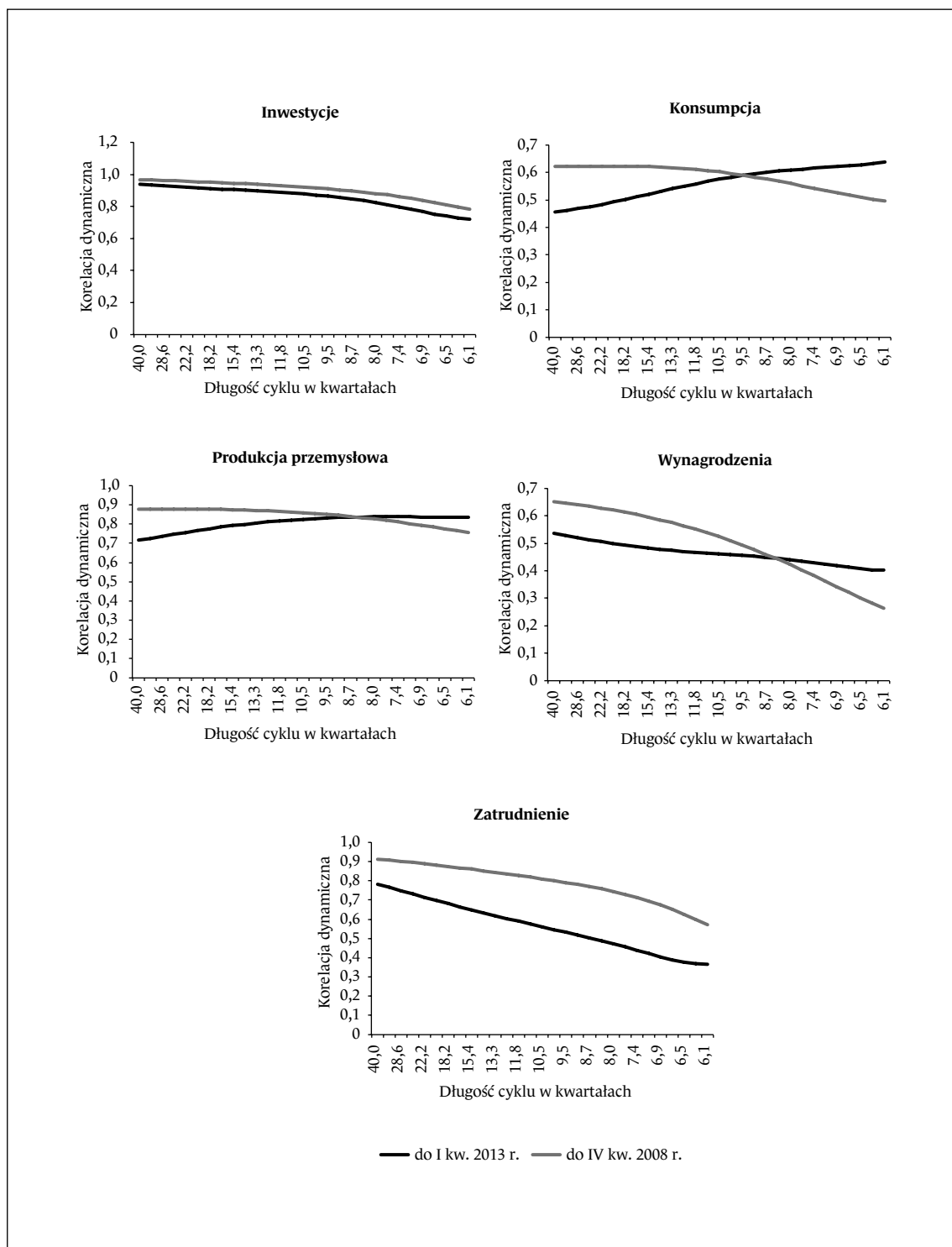
Wykres 2

Wykresy składowych cyklicznych zmiennych makroekonomicznych



Wykres 3

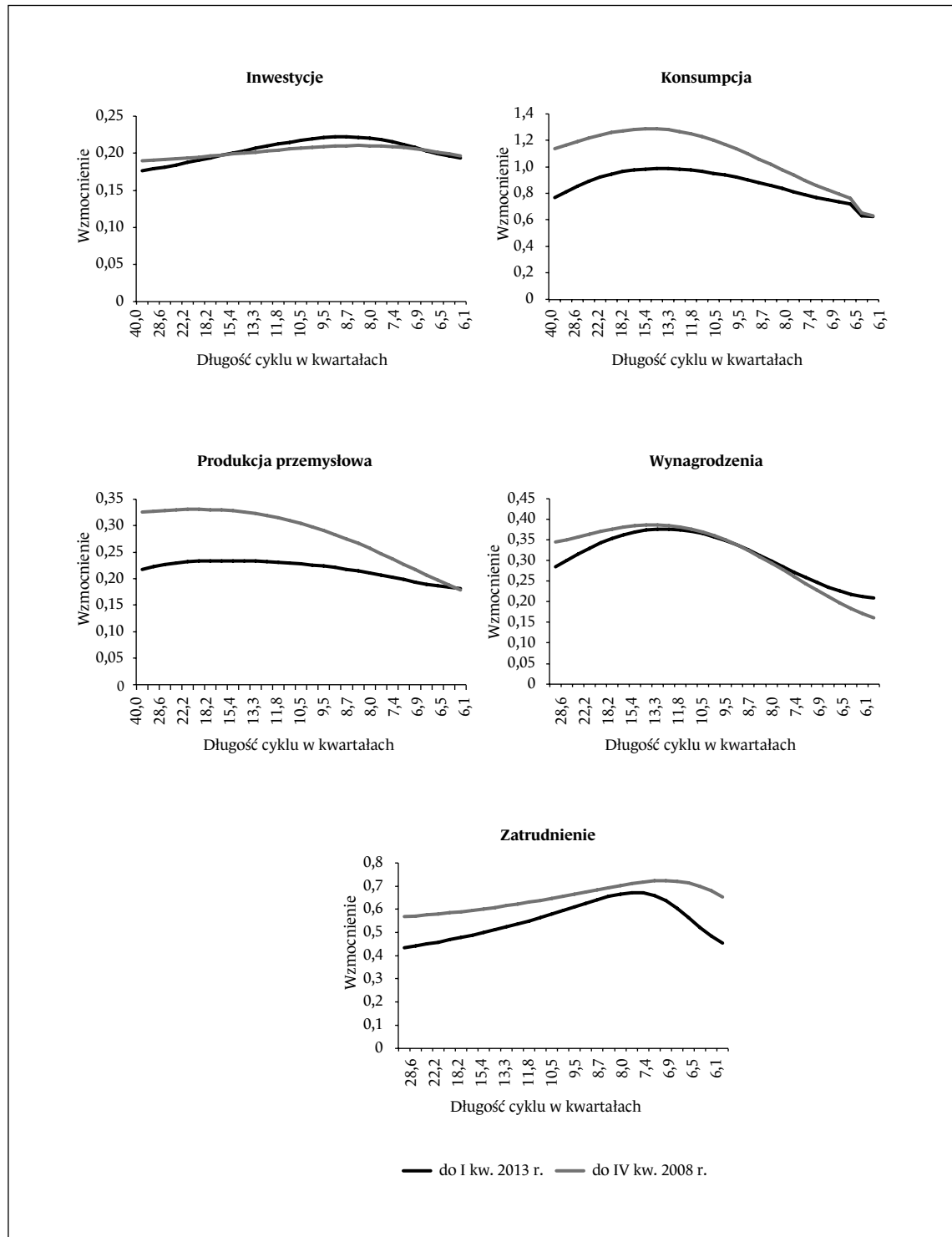
Korelacja dynamiczna pomiędzy składowymi cyklicznymi wybranych zmiennych makroekonomicznych i realnego PKB dla Polski





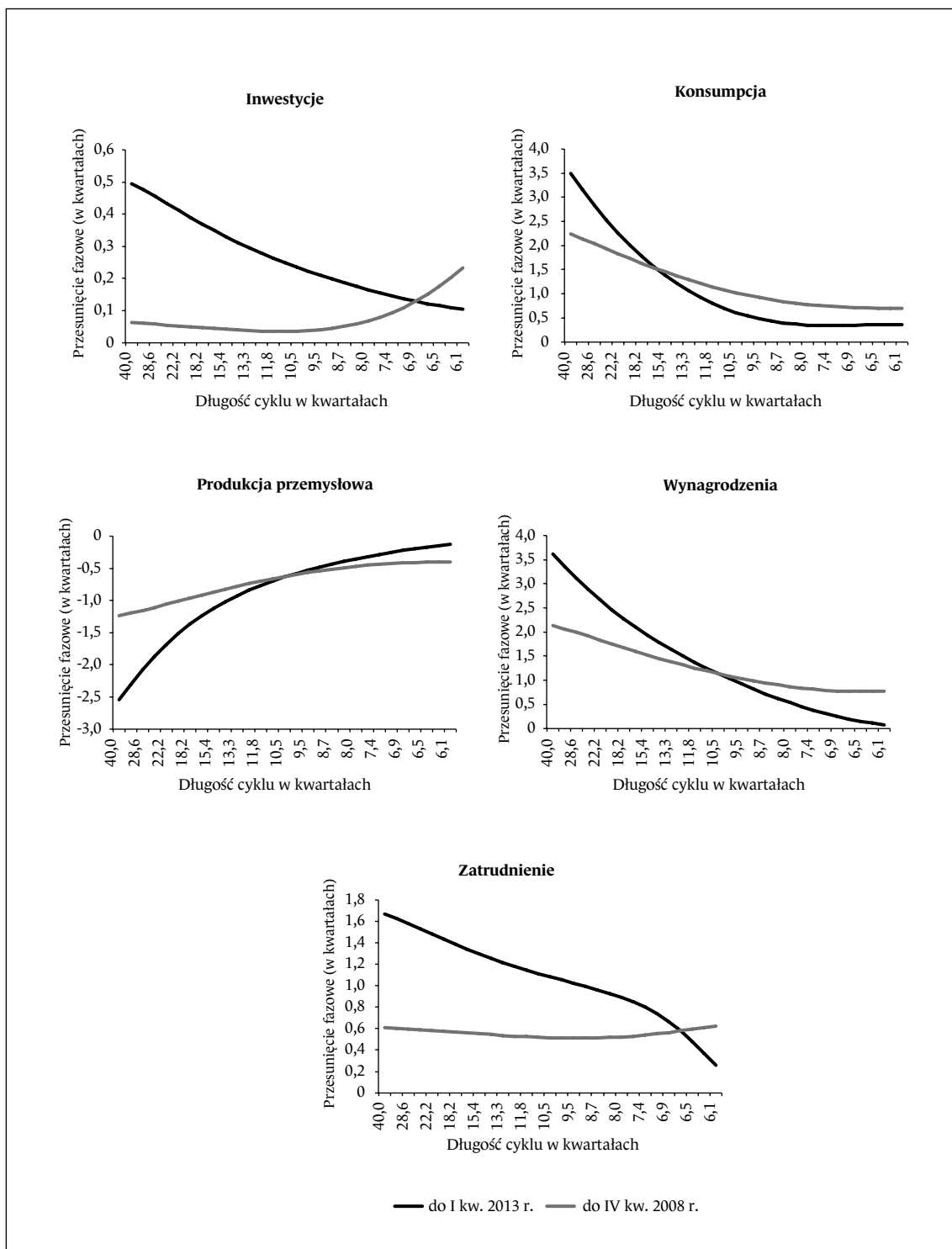
Wykres 4

Wzmocnienie składowych cyklicznych zmiennych makroekonomicznych względem składowej cyklicznej realnego PKB dla Polski



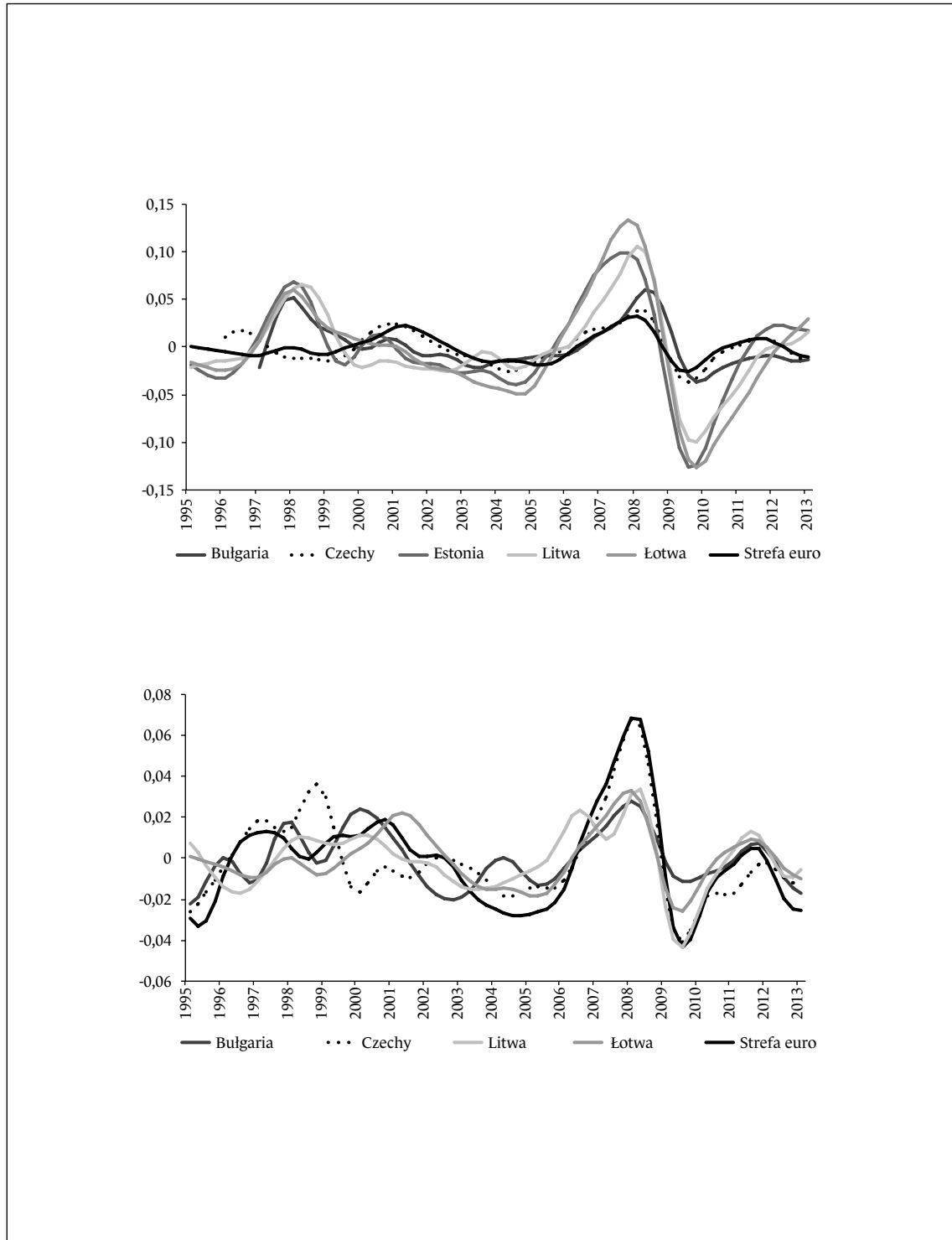
Wykres 5

Przesunięcie fazowe składowych cyklicznych zmiennych makroekonomicznych względem składowej cyklicznej realnego PKB dla Polski



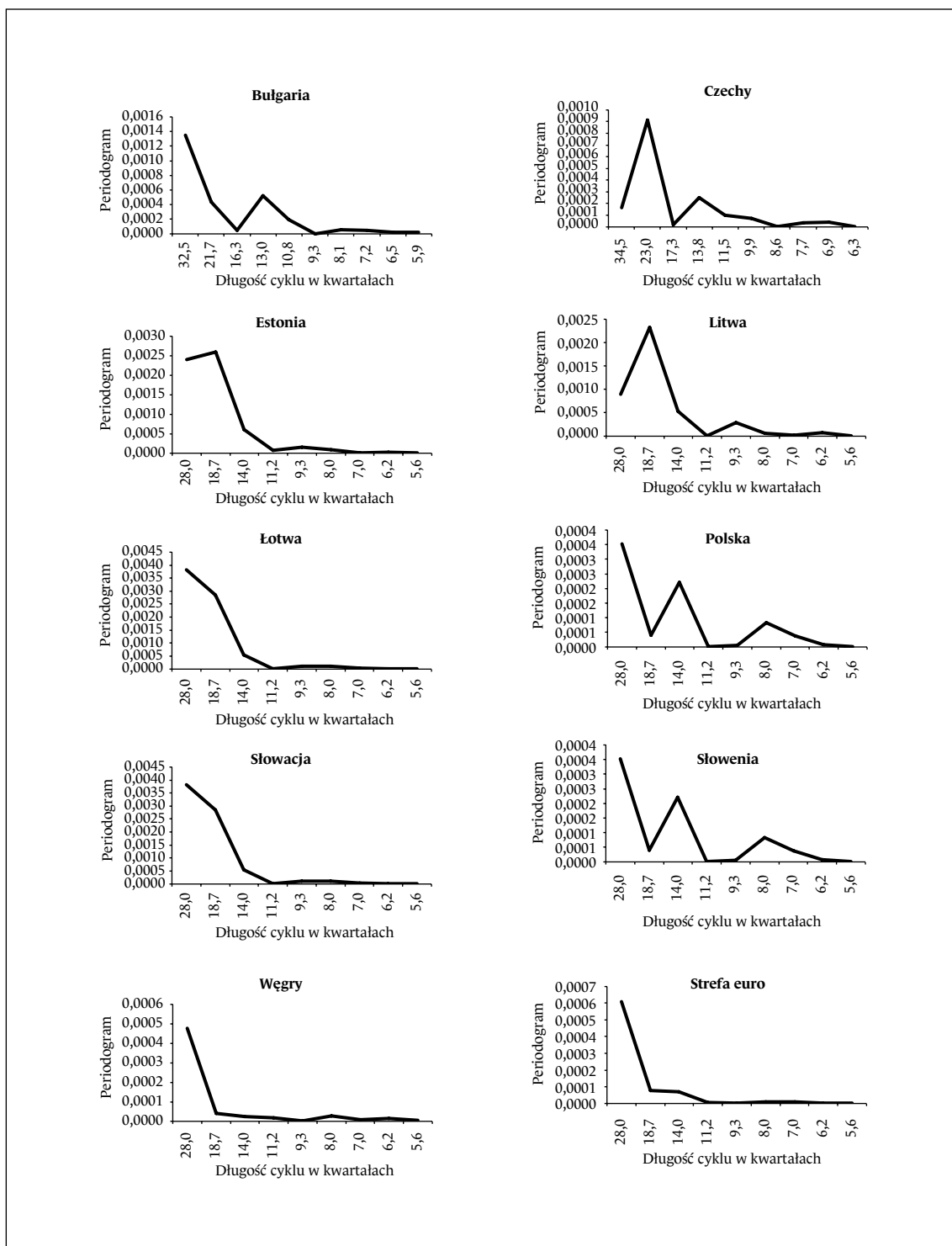
Wykres 6

Składowe cykliczne realnego PKB



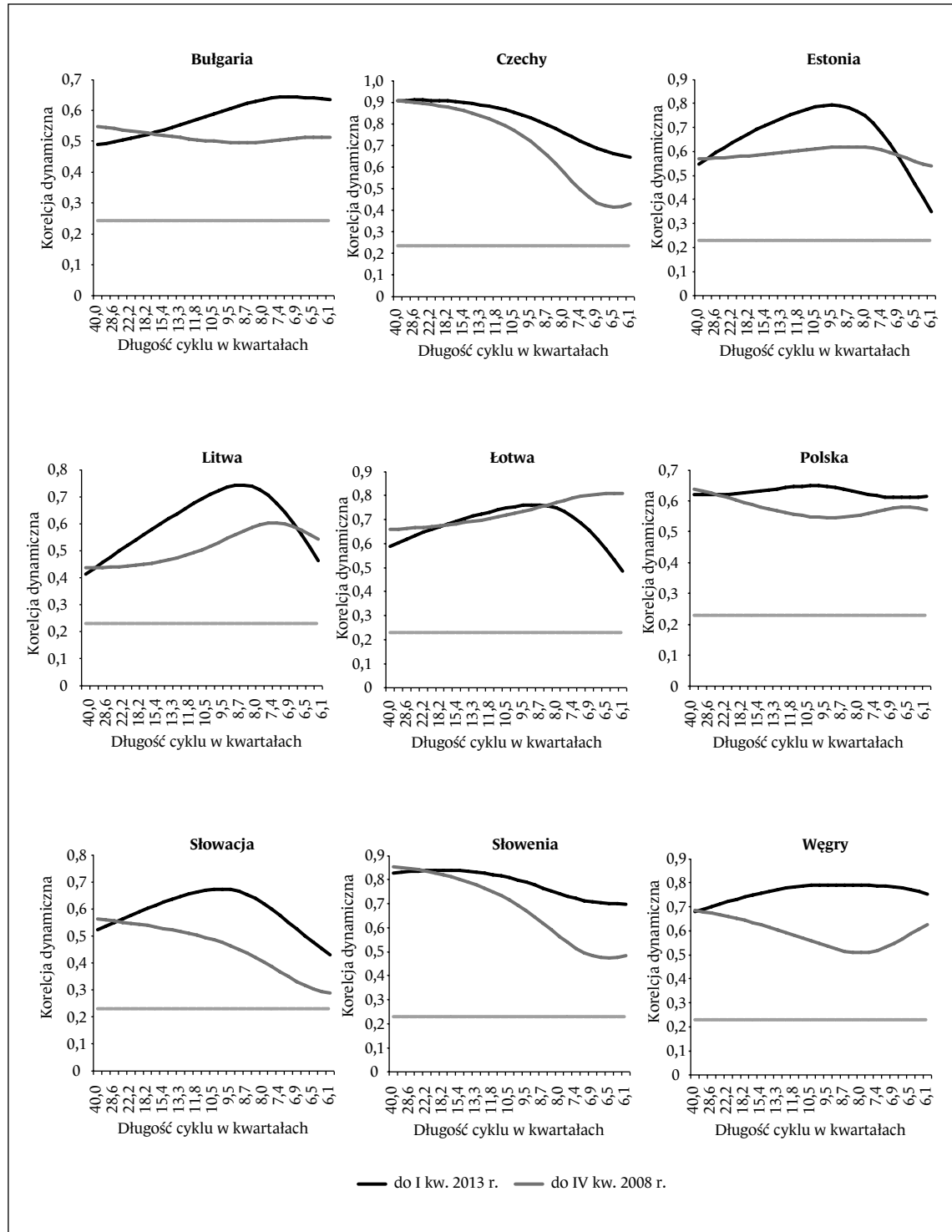
Wykres 7

Periodogramy składowych cyklicznych realnego PKB



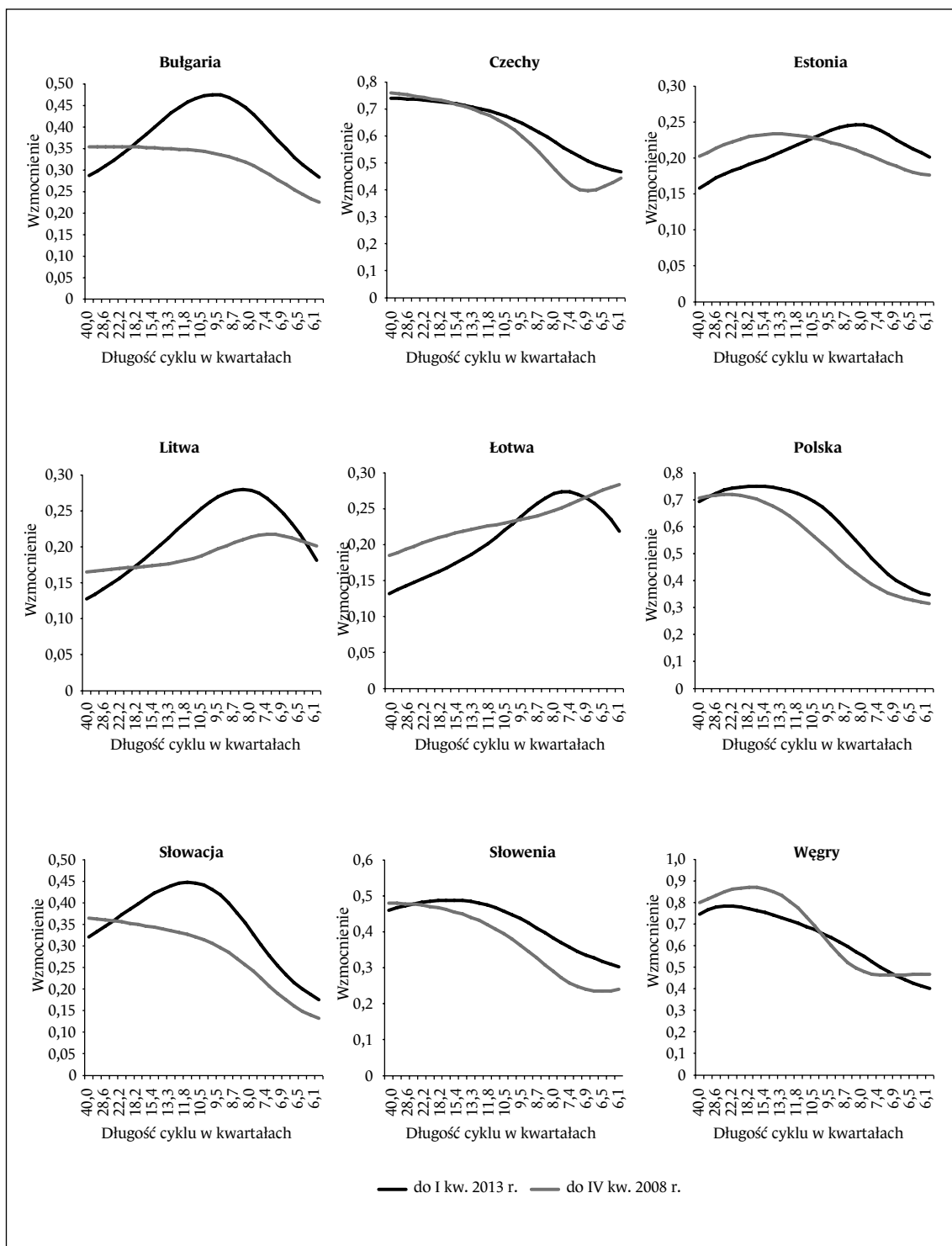
Wykres 8

Korelacja dynamiczna pomiędzy składowymi cyklicznymi realnego PKB strefy euro i krajów Europy Środkowo-Wschodniej



Wykres 9

Wzmocnienie składowych cyklicznych realnego PKB w krajach Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro



Wykres 10

Przesunięcie fazowe pomiędzy składowymi cyklicznymi realnego PKB pomiędzy strefą euro i krajami Europy Środkowo-Wschodniej

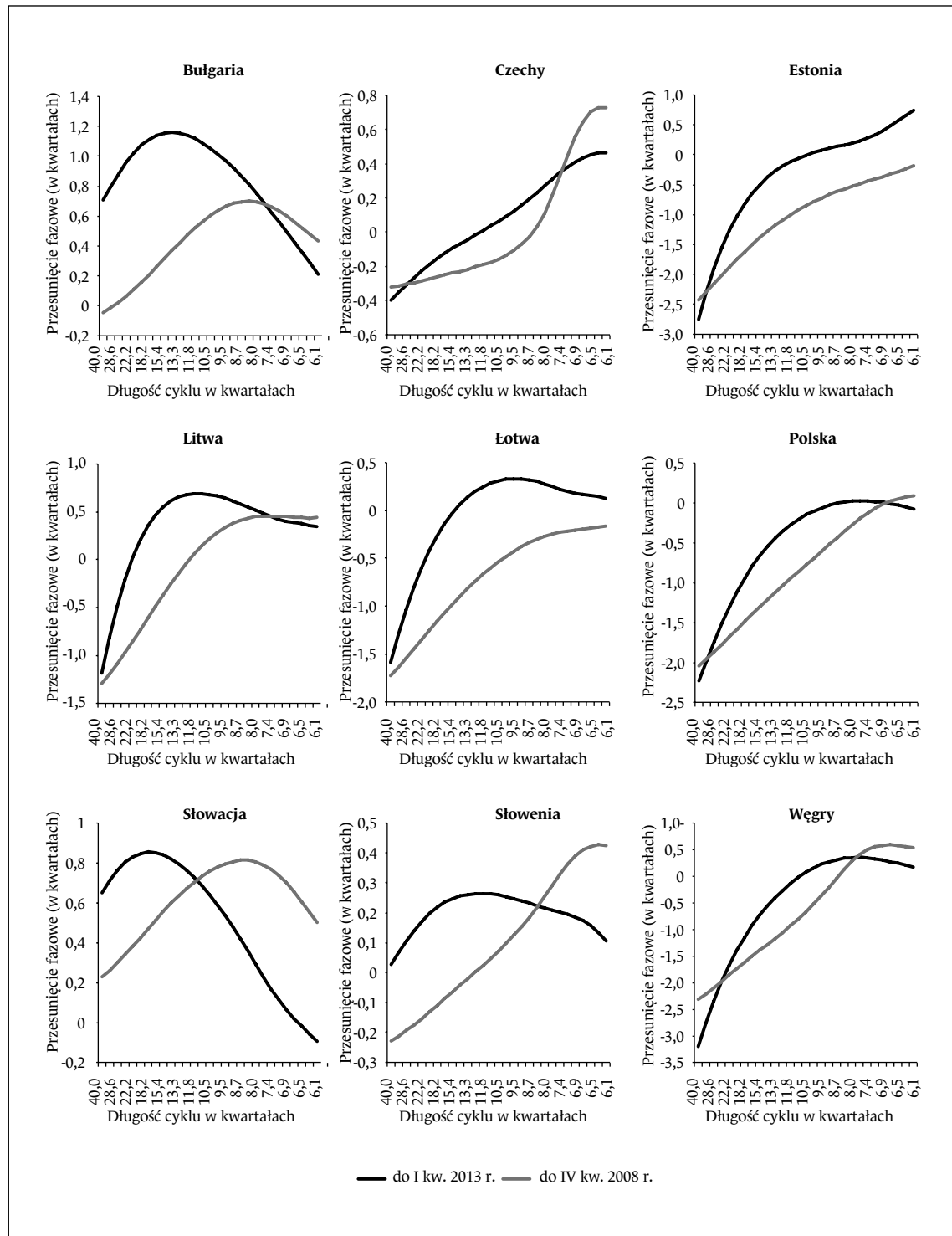


Tabela 1

Średnie wartości miar cross-spektralnych dla Polski

	Próba do IV kw. 2008 r.			Próba do I kw. 2013 r.		
	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe
Inwestycje	0,9044	0,2020	0,0748	0,8555	0,2043	0,2591
Konsumpcja	0,5839	1,0877	1,1934	0,5612	0,8729	1,0947
Produkcja	0,8434	0,2838	-0,7022	0,8060	0,2175	-0,8663
Wynagrodzenia	0,4981	0,3144	1,2542	0,4628	0,3116	1,3666
Zatrudnienie	0,7890	0,6499	0,5551	0,5620	0,5533	1,0668

Tabela 2

Średnie wartości miar cross-spektralnych dla Bułgarii

	Próba do IV kw. 2008 r.			Próba do I kw. 2013 r.		
	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe
Inwestycje	0,8503	0,2126	0,3145	0,7139	0,2060	0,9656
Konsumpcja	0,7777	0,5146	-0,4444	0,7815	0,5418	-0,4504
Produkcja	0,7570	0,3916	-0,9797	0,8045	0,3419	-1,1615
Wynagrodzenia	-0,2778	0,0010	-0,0996	-0,2158	0,0010	0,2452
Zatrudnienie	0,8825	1,0591	0,1515	0,5779	0,7519	0,9730

Tabela 3

Średnie wartości miar cross-spektralnych dla Czech

	Próba do IV kw. 2008 r.			Próba do I kw. 2013 r.		
	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe
Inwestycje	0,7847	0,3481	0,6297	0,7139	0,2060	0,9656
Konsumpcja	0,4161	1,4318	1,7410	0,7815	0,5418	-0,4504
Produkcja	0,7598	0,3139	-0,3870	0,8045	0,3419	-1,1615
Wynagrodzenia	0,8834	0,8946	0,0414	-0,2158	0,0010	0,2452
Zatrudnienie	0,6900	1,2483	0,8430	0,5779	0,7519	0,9730



Tabela 4

Średnie wartości miar cross-spektralnych dla Estonii

	Próba do IV kw. 2008 r.			Próba do I kw. 2013 r.		
	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe
Inwestycje	0,9090	0,3393	0,0418	0,8563	0,4149	0,5134
Konsumpcja	0,9719	0,8228	0,1592	0,3801	0,8337	1,5809
Produkcja	0,9375	0,6360	-0,3246	0,8402	0,3030	-0,4486
Wynagrodzenia	0,7115	0,8171	1,1314	0,9235	0,8669	0,0616
Zatrudnienie	0,7543	1,3178	0,6504	0,5360	1,2877	1,4400

Tabela 5

Średnie wartości miar cross-spektralnych dla Litwy

	Próba do IV kw. 2008 r.			Próba do I kw. 2013 r.		
	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe
Inwestycje	0,9217	0,3355	-0,1989	0,9304	0,2996	-0,1845
Konsumpcja	0,9422	0,7004	0,0559	0,9442	0,7468	0,2807
Produkcja	0,6559	0,6011	-0,0915	0,7843	0,6650	-0,4257
Wynagrodzenia	0,9116	0,7267	0,3073	0,8563	0,8269	0,6904
Zatrudnienie	0,6603	1,1190	0,1119	0,5851	1,1202	0,5249

Tabela 6

Średnie wartości miar cross-spektralnych dla Łotwy

	Próba do IV kw. 2008 r.			Próba do I kw. 2013 r.		
	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe
Inwestycje	0,8995	0,4457	-0,3033	0,8118	0,3066	0,1061
Konsumpcja	0,8973	0,5746	-0,0870	0,9104	0,6218	-0,1535
Produkcja	0,8088	1,1675	-0,7870	0,8004	0,7752	-1,0716
Wynagrodzenia	0,8532	0,5770	0,5352	0,8817	0,6134	0,6747
Zatrudnienie	0,7482	1,2160	0,9758	0,7608	1,1645	1,0658

Tabela 7

Średnie wartości miar cross-spektralnych dla Słowacji

	Próba do IV kw. 2008 r.			Próba do I kw. 2013 r.		
	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe
Inwestycje	0,6451	0,2686	-0,7076	0,7204	0,2366	-0,6306
Konsumpcja	0,7037	0,8858	0,7346	0,5037	0,8233	1,3272
Produkcja	0,8742	0,2242	0,4190	0,8892	0,2271	0,2659
Wynagrodzenia	0,8243	0,8681	0,3507	0,7359	0,9012	0,6285
Zatrudnienie	0,7504	1,8507	0,8875	0,5935	1,7244	1,3522

Tabela 8

Średnie wartości miar cross-spektralnych dla Słowenii

	Próba do IV kw. 2008 r.			Próba do I kw. 2013 r.		
	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe
Inwestycje	0,9302	0,3022	0,3236	0,8447	0,3378	0,5567
Konsumpcja	0,5795	1,5749	1,1108	0,4912	1,0300	0,9615
Produkcja	0,9549	0,5250	-0,3527	0,9296	0,4307	-0,4758
Wynagrodzenia	0,7804	1,1098	0,8600	0,7865	1,0889	0,7726
Zatrudnienie	0,7445	1,4865	1,1827	0,5554	1,7401	1,7972

Tabela 9

Średnie wartości miar cross-spektralnych dla Węgier

	Próba do IV kw. 2008 r.			Próba do I kw. 2013 r.		
	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie fazowe
Inwestycje	0,3110	0,1350	1,0040	0,3041	0,3340	2,2972
Konsumpcja	0,2951	0,2072	0,8894	0,5442	0,6075	1,0665
Produkcja	0,6812	0,1658	0,0319	0,8663	0,2367	-0,1264
Wynagrodzenia	0,6186	0,6320	0,7895	0,7167	0,8604	1,1111
Zatrudnienie	0,2025	0,6597	0,6126	0,5749	1,2725	0,4757

Tabela 10

Macierz korelacji składowych cyklicznych realnego PKB (próba do I kw. 2013 r.)

	<b>Bułgaria</b>	<b>Czechy</b>	<b>Estonia</b>	<b>Litwa</b>	<b>Łotwa</b>	<b>Polska</b>	<b>Słowacja</b>	<b>Słowenia</b>	<b>Węgry</b>	<b>Strefa euro</b>
Bułgaria	1,0000									
Czechy	0,4996	1,0000								
Estonia	0,7055	0,6363	1,0000							
Litwa	0,8428	0,5131	0,9121	1,0000						
Łotwa	0,7981	0,6366	0,9440	0,9422	1,0000					
Polska	0,7229	0,5642	0,5857	0,5669	0,6157	1,0000				
Słowacja	0,8254	0,5960	0,7689	0,8995	0,8326	0,5580	1,0000			
Słowenia	0,7722	0,8502	0,7152	0,7188	0,7710	0,7610	0,8538	1,0000		
Węgry	0,6605	0,6779	0,8193	0,7336	0,7728	0,6394	0,6294	0,6985	1,0000	
Strefa euro	0,5301	0,8804	0,6346	0,5157	0,6368	0,6191	0,5754	0,8172	0,7227	1,0000

Uwaga: wszystkie współczynniki korelacji są statystycznie istotne.

Tabela 11

Macierz korelacji składowych cyklicznych realnego PKB (próba do IV kw. 2008 r.)

	<b>Bułgaria</b>	<b>Czechy</b>	<b>Estonia</b>	<b>Litwa</b>	<b>Łotwa</b>	<b>Polska</b>	<b>Słowacja</b>	<b>Słowenia</b>	<b>Węgry</b>	<b>Strefa euro</b>
Bułgaria	1,0000									
Czechy	0,4367	1,0000								
Estonia	0,7287	0,5157	1,0000							
Litwa	0,8631	0,3648	0,8792	1,0000						
Łotwa	0,7955	0,5980	0,9585	0,9065	1,0000					
Polska	0,7207	0,5036	0,6461	0,6113	0,7056	1,0000				
Słowacja	0,8015	0,4944	0,7500	0,9121	0,8261	0,5305	1,0000			
Słowenia	0,7463	0,8166	0,7201	0,7177	0,8250	0,7419	0,8376	1,0000		
Węgry	0,7052	0,5288	0,7540	0,6788	0,8070	0,6701	0,5526	0,6426	1,0000	
Strefa euro	0,5235	0,8535	0,5812	0,4585	0,6773	0,5941	0,5224	0,7981	0,6427	1,0000

Uwaga: wszystkie współczynniki korelacji są statystycznie istotne.

Tabela 12

Odchylenia standardowe składowych cyklicznych realnego PKB (100 = strefa euro)

Kraj	Do IV kw. 2008 r.	Do I kw. 2013 r.
Bułgaria	170,3	174,1
Czechy	125,0	129,4
Estonia	304,9	365,2
Litwa	271,1	316,1
Łotwa	355,2	416,3
Polska	102,5	96,9
Słowacja	163,0	165,7
Słowenia	180,4	179,9
Węgry	92,9	111,2
Strefa euro	100,0	100,0

Tabela 13

Empiryczny poziom istotności statystyki testu Lunda, Vidakovica i Vidyashankara

	Czechy	Estonia	Litwa	Polska	Słowacja	Węgry	Strefa euro
Czechy	1,0000						
Estonia	0,3924	1,0000					
Litwa	0,0000	0,9988	1,0000				
Polska	0,8079	0,3464	0,9888	1,0000			
Słowacja	0,7495	0,0096	0,8164	0,6610	1,0000		
Węgry	0,4463	0,5887	0,9990	0,9999	0,9324	1,0000	
Strefa euro	0,0000	0,0000	0,0139	0,4610	0,9604	0,7822	1,000

Tabela 14

Średnie wartości statystyk cross-spektralnych

	Próba do IV kw. 2008 r.			Próba do I kw. 2013 r.		
	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie	korelacja dynamiczna	wzmocnienie	przesunięcie
Bułgaria	0,5136	0,3205	0,4374	0,5803	0,3869	0,8446
Czechy	0,7059	0,5992	0,0152	0,8173	0,6379	0,0765
Estonia	0,5906	0,2125	-1,0328	0,6646	0,2121	-0,3218
Litwa	0,5115	0,1904	-0,0584	0,6079	0,2176	0,3359
Łotwa	0,7281	0,2322	-0,6993	0,6795	0,2107	-0,0554
Polska	0,5764	0,5413	-0,8278	0,6279	0,6116	-0,4959
Słowacja	0,4563	0,2825	0,6109	0,5914	0,3497	0,5065
Słowenia	0,6809	0,3710	0,0976	0,7847	0,4244	0,1986
Węgry	0,5889	0,6667	-0,6582	0,7623	0,6360	-0,4691

Uwaga: wszystkie współczynniki korelacji dynamicznej są statystycznie istotne.

## **Business cycles in selected countries in Central and Eastern Europe and their synchronization with the euro area**

---

### **Abstract**

The purpose of the article was to assess the scale of synchronization of economic fluctuations between the euro zone and nine countries in Central and Eastern Europe: Bulgaria, the Czech Republic, Estonia, Lithuania, Latvia, Poland, Slovak Republic, Slovenia and Hungary. Economic fluctuations were identified as the cyclical component of the real GDP and other macroeconomic variables: investment, consumption, industrial production, wages and employment, which were obtained by using the Christiano-Fitzgerald band-pass filter. The duration of the cycles adopted in this paper as well as in the literature is defined as a cycle lasting from 1.5 to 10 years. The use of cross-spectral methods enabled accurate assessment of the degree of synchronization between the selected countries in the CEE region and the euro area. This evaluation was based on an analysis of four measures: coherence, correlation, gain and phase shift.

---

**Keywords:** business cycle synchronization, Christiano-Fitzgerald spectral filter, cross-spectral analysis

