

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 210

Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro

Paweł Skrzypczyński

Warszawa, wrzesień 2006 r.

Paweł Skrzypczyński – Departament Analiz Makroekonomicznych i Strukturalnych NBP,
e-mail: Pawel.Skrzypczynski@mail.nbp.pl

Autor chciałby podziękować E. Rzeszutek, W. Mroczkowi, M. Rubaszkowi i M. Gradzewiczowi za cenne uwagi, które przyczyniły się do nadania artykułowi ostatecznej formy.

Poglądy prezentowane przez autora nie są oficjalnym stanowiskiem NBP. Odpowiedzialność za ewentualne błędy ponosi autor.

Projekt graficzny:

Oliwka s.c.

Skład i-druk:

Drukarnia NBP

Wydął:

Narodowy Bank Polski
Departament Komunikacji Społecznej
00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21
tel. 022 653 23 35, fax 022 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2006

Spis treści

Spis tabel i wykresów.....	4
Streszczenie	6
Wprowadzenie	7
1. Przegląd literatury	8
2. Metodologia	10
2.1. Definicja i pomiar cyklu koniunkturalnego	10
2.2. Pomiar synchronizacji cykli koniunkturalnych	10
3. Badanie empiryczne	12
3.1. Analiza oparta na szeregach czasowych PKB	12
3.1.1. Estymacja cykli koniunkturalnych	12
3.1.2. Analiza korelacji	13
3.1.3. Analiza spektralna i cross-spektralna	16
3.2. Analiza oparta na szeregach czasowych przetwórstwa przemysłowego ..	21
3.2.1. Estymacja cykli koniunkturalnych	21
3.2.2. Analiza korelacji	22
3.2.3. Analiza spektralna i cross-spektralna	27
4. Ekonomiczne wytłumaczenie wyników analizy	33
5. Podsumowanie	35
6. Bibliografia	38
7. Aneksy	40
Aneks A: Dane	40
Aneks B: Metodologia	41
B.1. Filtr band-pass	41
B.2. Analiza korelacji	43
B.3. Analiza spektralna i cross-spektralna	43

Spis tabel i wykresów

Tabela 1 Wyniki testu ADF dla PKB	12
Tabela 2 Wyniki testu KPSS dla PKB	12
Tabela 3 Wyniki testu ADF dla składowych cyklicznych PKB	13
Tabela 4 Wyniki testu KPSS dla składowych cyklicznych PKB	13
Tabela 5 Współczynniki cross-korelacji pomiędzy szeregiem czasowym reprezentującym cykl koniunkturalny strefy euro oraz szeregami czasowymi reprezentującymi cykle koniunkturalne krajów członkowskich (analiza oparta na danych PKB)	14
Tabela 6 Macierz korelacji cykli koniunkturalnych strefy euro (analiza oparta na danych PKB)	15
Tabela 7 Okresy dominujących cykli koniunkturalnych strefy euro (analiza oparta na danych PKB)	17
Tabela 8 Wyniki testu ADF dla PP	22
Tabela 9 Wyniki testu KPSS dla PP	22
Tabela 10 Wyniki testu ADF dla składowych cyklicznych PP	24
Tabela 11 Wyniki testu KPSS dla składowych cyklicznych PP	24
Tabela 12 Maksymalne, co do modułu, współczynniki cross-korelacji (analiza oparta na danych PP)	24
Tabela 13 Macierz korelacji cykli koniunkturalnych strefy euro (analiza oparta na danych PP)	25
Tabela 14 Okresy dominujących cykli koniunkturalnych strefy euro (analiza oparta na danych PP)	27
Tabela 15 Struktura średniego poziomu eksportu krajów strefy euro w latach 1995-2004	33
Tabela 16 Struktura średniego poziomu importu krajów strefy euro w latach 1995-2004	34
Wykres 1 Korelacje kroczące pomiędzy cyklem koniunkturalnym strefy euro a cyklami koniunkturalnymi krajów członkowskich w latach 1997-2005 (analiza oparta na danych PKB)	16
Wykres 2 Miary analizy cross-spektralnej pomiędzy komponentem koniunkturalnym strefy euro a komponentami koniunkturalnymi krajów członkowskich (analiza oparta na danych PKB)	18
Wykres 3 Współczynniki cross-korelacji cykli koniunkturalnych krajów członkowskich strefy euro z cyklem strefy euro jako całości (analiza oparta na danych PP)	23

Wykres 4 Korelacje kroczące pomiędzy cyklem koniunkturalnym strefy euro a cyklami koniunkturalnymi krajów członkowskich w latach 1986-2005 (analiza oparta na danych PP)	26
Wykres 5 Miary analizy cross-spektralnej pomiędzy komponentem koniunkturalnym strefy euro a komponentami koniunkturalnymi krajów członkowskich (analiza oparta na danych PP).	28
Wykres 6 Udziały krajów członkowskich w tworzeniu PKB strefy euro w latach 1991-2004	35

Streszczenie

W artykule podjęto próbę zbadania synchronizacji cykli koniunkturalnych w krajach strefy euro. W celu przeprowadzenia analizy wykorzystano współczesne metody analizy szeregów czasowych, skupiające się zarówno na analizie w dziedzinie czasu, jak i częstotliwości. Wykorzystane w badaniu metody umożliwiły uzyskanie kompleksowego obrazu związków pomiędzy wahaniami aktywności gospodarczej w krajach członkowskich strefy euro a cyklem koniunkturalnym strefy euro jako całości. Uzyskane wyniki wskazują na wysoki poziom dopasowania cykli koniunkturalnych gospodarek Niemiec, Austrii, Francji, Belgii oraz Holandii do cyklu strefy euro jako całości, średni związek w przypadku gospodarki Włoch, słaby związek wahań koniunkturalnych Hiszpanii, Grecji i Irlandii oraz bardzo słaby związek w przypadku Finlandii i Portugalii.

Słowa kluczowe: synchronizacja cykli koniunkturalnych; filtr band-pass; analiza korelacji; analiza spektralna i cross-spektralna.

Klasyfikacja JEL: C22, E32, F15.

Wprowadzenie

Wysoka synchronizacja wahań aktywności gospodarczej pomiędzy krajami należącymi do Unii Gospodarczo Walutowej jest czynnikiem niezbędnym do prowadzenia przez Europejski Bank Centralny efektywnej polityki monetarnej. W przypadku zbliżonego kształtowania się cykli koniunkturalnych w krajach tworzących unię walutową, wspólna polityka monetarna jest w stanie stabilizować fluktuacje gospodarcze we wszystkich krajach członkowskich unii monetarnej. Tym samym kształtowanie się w podobny sposób zarówno wahań koniunktury danego kraju, jak i fluktuacji koniunkturalnych unii monetarnej eliminuje potrzebę zachowania autonomicznej polityki pieniężnej.

W artykule podjęto próbę zbadania synchronizacji cykli koniunkturalnych krajów członkowskich strefy euro z cyklem koniunkturalnym strefy euro jako całości. Należy zaznaczyć, że pod pojęciem synchronizacji fluktuacji koniunkturalnych należy rozumieć nie tylko dopasowanie pod względem występowania punktów zwrotnych aktywności gospodarczej danego kraju członkowskiego strefy euro z analogicznymi wahaniami koniunkturalnymi strefy euro jako całości, ale również dopasowanie pod względem amplitudy tych wahań. W tym celu wykorzystano w badaniu metody analizy szeregów czasowych, skupiające się zarówno na analizie w dziedzinie czasu, jak i częstotliwości. Dzięki temu uzyskano kompleksowy obraz zależności pomiędzy cyklami koniunkturalnymi krajów członkowskich strefy euro a cyklem gospodarczym strefy euro jako całości. Wykorzystanie metod analizy spektralnej w badaniu synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro stanowi rozszerzenie badań empirycznych prezentowanych na łamach literatury przedmiotu, które w głównej mierze koncentrują się na analizowaniu związków pomiędzy wahaniami koniunkturalnymi gospodarek w dziedzinie czasu. Jeżeli chodzi o badania synchronizacji wykorzystujące metody spektralne, to stanowią one zdecydowaną mniejszość. Tym samym, główną motywacją do napisania artykułu było wykorzystanie metod częstotliwościowych w analizie dopasowania fluktuacji koniunkturalnych w gospodarkach wchodzących w skład strefy euro. Uzyskane wyniki wskazują na wysoki poziom dopasowania cykli koniunkturalnych gospodarek Niemiec, Austrii, Francji, Belgii oraz Holandii do cyklu strefy euro jako całości, średni związek w przypadku gospodarki Włoch, słaby związek wahań koniunkturalnych Hiszpanii, Grecji i Irlandii oraz bardzo słaby związek w przypadku Finlandii i Portugalii.

Struktura artykułu jest następująca. W rozdziale pierwszym przedstawiono przegląd literatury dotyczącej zagadnień synchronizacji wahań aktywności gospodarczej. Rozdział drugi przedstawia podstawy metodologiczne przeprowadzonego badania empirycznego, skupiając się przede wszystkim na definicji cyklu koniunkturalnego oraz przyjętej metodzie pomiaru wahań aktywności gospodarczej, jak również na metodach pomiaru stopnia dopasowania tych wahań pomiędzy sobą. Szczegółowy opis wykorzystanych w badaniu metod ilościowych został zamieszczony w aneksie. W rozdziale trzecim opisano badanie empiryczne synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro. Rozdział czwarty stanowi próbę ekonomicznego wytłumaczenia uzyskanych wyników badania empirycznego. Pracę kończy rozdział piąty, który stanowi podsumowanie i zestawienie wniosków płynących z przeprowadzonej analizy.

1

Przegląd literatury

Problematyka synchronizacji cykli koniunkturalnych wśród krajów strefy euro, jak również zależności pomiędzy wahaniami aktywności gospodarczej na świecie, jest podejmowana przez wielu autorów. Kaiser (2005), badając fluktuacje koniunkturalne krajów członkowskich strefy euro, wskazuje na gospodarki niemiecką, austriacką, francuską, holenderską i belgijską jako te, które wykazują silny poziom synchronizacji cykli gospodarczych. Autor dowodzi, że wymienione kraje charakteryzują się silną synchronizacją koniunktury zwłaszcza od 1993 r. Azevedo (2002) badając wahania koniunktury w krajach UE, jak również w Stanach Zjednoczonych i Japonii, dowodzi, że większość krajów członkowskich strefy euro charakteryzuje się wysokim poziomem współzależności, jeśli chodzi o fluktuacje aktywności gospodarczej, względem referencyjnego cyklu dla strefy euro jako całości. Autor wykazuje, że cykle koniunkturalne w Szwecji, Finlandii, Wielkiej Brytanii oraz Stanach Zjednoczonych mają tendencję do wyprzedzania koniunktury strefy euro o ponad rok. Z kolei Holandia, Włochy, Japonia oraz Hiszpania charakteryzują się dużo słabszym tempem wyprzedzania, które nie przekracza roku. Bergman (2004) twierdzi, że europejskie cykle koniunkturalne są do siebie dopasowane w stopniu wysokim, aczkolwiek odkrywa, że poziom synchronizacji jest niższy w okresach niskiej zmienności kursu walutowego. Autor wskazuje na integrację ekonomiczną (zwiększenie wymiany handlowej) ostatnich 10 lat jako czynnik, który przyczynił się do zwiększenia stopnia dopasowania wahań koniunkturalnych w Europie oraz na integrację monetarną jako czynnik osłabiający dopasowanie (poprzez zmniejszoną zmienność kursu walutowego). Autor dowodzi ponadto, że w strefie euro występują różnice pomiędzy amplitudami cykli koniunkturalnych; podkreśla tym samym problem implementacji wspólnej polityki monetarnej. Podobne wnioski prezentowali wcześniej Dickerson, Gibson i Tsakalotos (1998), którzy wykazali, że istnieją istotne różnice pomiędzy amplitudami cykli koniunkturalnych krajów członkowskich UE, co może stawiać pod znakiem zapytania przyszłe efekty wspólnej polityki monetarnej. Autorzy wymieniają również powiązania handlowo-finansowe jako czynnik determinujący stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych. Wynne i Koo (2000), bazując na analizie krajów „piętnastki” UE i 12 dystryktach Rezerwy Federalnej w USA, wskazują na wymianę handlową jako czynnik wpływający na synchronizację koniunktury. Ponadto, autorzy powołują się na tzw. efekt sąsiedztwa (ang. *border effect*), który polega na tym, że zwiększona synchronizacja cykli koniunkturalnych jest obserwowana w krajach sąsiadujących. Wykazują one większą skłonność do wymiany handlowej aniżeli kraje oddalone od siebie. Autorzy pokazali również, że w krajach będących członkami UE przez dłuższy czas (ang. *long-standing members*) widać większą synchronizację wahań aktywności gospodarczej, niż u członków z krótkim stażem. Ponadto autorzy wnioskują, że cykle koniunkturalne dużych gospodarek UE są wyraźnie połączone z cyklami koniunkturalnymi Stanów Zjednoczonych (w szczególności cykl gospodarczy Wielkiej Brytanii). De Haan, Inklaar i Sleijpen (2002), badając regiony USA i Niemiec, wskazują na intensywność wymiany handlowej jako czynnik wpływający na synchronizację cykli koniunkturalnych. Autorzy wykazują, że wyższa intensywność wymiany handlowej przekłada się na zwiększenie poziomu synchronizacji fluktuacji koniunktury pomiędzy partnerami handlowymi. Rose i Engel (2002) pokazali, że kraje członkowskie unii monetarnej wykazują wyższą synchronizację cykli koniunkturalnych aniżeli kraje posiadające krajową walutę. Autorzy tłumaczą, że odzwier-

ciędlą to zwiększone przepływy handlowe pomiędzy krajami tworzącymi unie monetarną. Wnioski prezentowane przez autorów są jednak sprzeczne ze stanowiskiem Bergmana (2004), który jak wcześniej wspomniano wskazuje na integrację monetarną jako czynnik osłabiający stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych.

Z teoretycznego punktu widzenia procesy integracyjne winny prowadzić do zwiększenia synchronizacji wahań koniunkturalnych, w szczególności w krajach tworzących unie monetarną. Wnioski prezentowane na łamach literatury przedmiotu częściowo wskazują na istnienie takiej synchronizacji pośród krajów członkowskich strefy euro, jednakże nie można powiedzieć, że są to wnioski spójne i jednoznaczne. Niemniej jednak głównymi czynnikami wymienianymi w literaturze przedmiotu jako czynniki sprzyjające zwiększonej synchronizacji cykli koniunkturalnych pomiędzy krajami, są wysoka wymiana handlowa, powiązania o naturze finansowej, sąsiedztwo oraz powiązania o naturze historycznej i kulturowej.

2

Metodologia

2

2.1. Definicja i pomiar cyklu koniunkturalnego

W celu przeanalizowania synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro należy wziąć pod uwagę szeregi czasowe reprezentujące wahania aktywności gospodarczej w poszczególnych krajach członkowskich strefy euro, jak również w strefie euro jako całości. Szeregi czasowe obrazujące fluktuacje koniunkturalne zostały uzyskane na podstawie szeregów PKB oraz przetwórstwa przemysłowego (por. Aneks A)¹. Zmienne te zostały poddane transformacji za pomocą filtra typu band-pass. Przyjęta do pomiaru wahań koniunkturalnych metodologia filtra band-pass została przedstawiona przez Christiano i Fitzgeralda (1999) (por. Aneks B.1.). Filtr ten umożliwia wyizolowanie z danych wejściowych komponentu, który swoją charakterystyką odpowiada oscylacjom o określonym zakresie długości. Innymi słowy, uzyskany za pomocą filtra band-pass szereg czasowy, odpowiada pewnemu zakresowi wahań wejściowego szeregu czasowego, który wynika z przyjętego a priori zakresu długości cykli. Z uwagi na konieczność określenia pasma wahań koniunkturalnych w przypadku stosowania filtra band-pass, możliwym stało się zaadoptowanie do analizy definicji cyklu koniunkturalnego, która została zaproponowana przez Burnsa i Mitchella (1946) i stanowi tzw. stylizowany fakt w badaniach cyklu koniunkturalnego. Zgodnie z tą definicją, cykle koniunkturalne to fluktuacje aktywności gospodarczej, niebędące ściśle periodycznymi wahaniami, o okresach pomiędzy półtora roku a ośmioma latami. W związku z powyższym w przeprowadzonej analizie przyjęto, że komponent cyklu koniunkturalnego to oscylacje o długościach cyklu leżących pomiędzy 1,5 roku a 8 latami (pomiędzy 6 a 32 kwartałami w przypadku danych kwartalnych oraz pomiędzy 18 a 96 miesiącami w przypadku danych miesięcznych). Wyodrębnienie składowych szeregów czasowych, które obrazują oscylacje o tych długościach cyklu, zostało dokonane za pomocą filtra band-pass.

2.2. Pomiar synchronizacji cykli koniunkturalnych

Dysponując szeregami czasowymi obrazującymi fluktuacje koniunkturalne, możliwym stało się określenie ich synchronizacji. W tym celu posłużono się zarówno metodami analizy zależności dwóch szeregów czasowych w dziedzinie czasu (por. Aneks B.2.), jak i częstotliwości (por. Aneks B.3.). Badanie zostało oparte na analizie korelacji pomiędzy cyklem koniunkturalnym strefy euro jako całości a oscylacjami koniunkturalnymi krajów członkowskich. Dzięki temu możliwym stało się określenie, czy cykle te charakteryzują się zbliżonymi punktami zwrotnymi czy też nie. W celu określenia związków pomiędzy fluktuacjami koniunkturalnymi o określonych długościach cyklu, posłużono się metodami analizy spektralnej i cross-spektralnej. Oszacowane miary cross-spektralne takie jak: koherencja, wzmocnienie i przesunię-

¹ W przypadku szeregów czasowych PKB przeprowadzona analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro obejmuje okres od pierwszego kwartału 1991 r. do drugiego kwartału 2005 r., z kolei w przypadku szeregów czasowych przetwórstwa przemysłowego okres od stycznia 1980 r. do czerwca 2005 r.

cie fazowe, umożliwiły określenie zależności zachodzących pomiędzy krajami członkowskimi, a strefą euro jako całością, w ściśle określonym paśmie wahań o charakterze koniunkturalnym. Metody analizy cross-spektralnej w przeciwieństwie do analizy korelacji, umożliwiły określenie zależności nie tylko pomiędzy punktami zwrotnymi cykli koniunkturalnych, lecz również pomiędzy amplitudami cykli, dając tym samym kompleksowy obraz synchronizacji wahań koniunkturalnych.

3

Badanie empiryczne

3.1. Analiza oparta na szeregach czasowych PKB

3.1.1. Estymacja cykli koniunkturalnych

W celu estymacji komponentów koniunkturalnych na podstawie szeregów czasowych PKB posłużono się filtrem band-pass. Zastosowanie metodologii filtra band-pass autorstwa Christiano i Fitzgeralda (1999), wymaga założenia odnośnie do procesu generującego dane wejściowe, a mianowicie określenia czy poddawany filtracji szereg czasowy jest stacjonarny, tzn. zintegrowany w stopniu zerowym $I(0)$, czy niestacjonarny, tzn. zintegrowany w stopniu wyższym $I(d)$, gdzie $d > 0$, lub trendo-stacjonarny. Naturalnie szeregi reprezentujące PKB są zmiennymi niestacjonarnymi z uwagi na obecność długookresowego trendu stochastycznego (por. Nelson, Plosser (1982)). Potwierdzają to wyniki testu pierwiastka jednostkowego ADF (tabela 1) oraz testu stacjonarności KPSS (tabela 2), które zostały przeprowadzone na danych oczyszczonych z sezonowości za pomocą metody X-11. W tym przypadku hipoteza zerowa testu ADF zakłada obecność pierwiastka jednostkowego w badanym szeregu czasowym a alternatywna jego trendo-stacjonarność (test ADF z trendem). Z kolei hipoteza zerowa testu KPSS zakłada trendo-stacjonarność a alternatywna występowanie pierwiastka jednostkowego (test KPSS z trendem). Liczba opóźnień w teście ADF została ustalona na podstawie minimalizacji kryterium informacyjnego Schwarzera, natomiast szerokość pasma w teście KPSS została dobrana na podstawie metody Neweya-Westa. W teście KPSS do estymacji wariancji długookresowej wykorzystano tzw. jądro Bartletta.

Test ADF wykazał, że szeregi czasowe PKB w większości krajów członkowskich strefy euro winny być traktowane jako realizacje procesu błędzenia losowego z dryfem, a więc że są zmiennymi niestacjonarnymi. Podobne wnioski płyną z wyników testu KPSS. Jedynie w przypadku Belgii i Portugalii test ADF daje podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej i tym samym wskazuje na trendo-stacjonarność PKB tych krajów.

Tabela 1

Wyniki testu ADF dla PKB

	Statystyka ADF	Opóźnienie	Wniosek
Strefa euro	-2,133	0	I(1)
Niemcy	-2,764	0	I(1)
Austria	-2,155	0	I(1)
Francja	-1,690	0	I(1)
Belgia	-3,770**	0	TS***
Holandia	-1,874	1	I(1)
Włochy	-2,589	1	I(1)
Hiszpania	-1,476	1	I(1)
Portugalia	-3,112*	2	TS***
Finlandia	-2,096	3	I(1)

* Odrzucamy hipotezę zerową przy poziomie istotności 10%,

** Odrzucamy hipotezę zerową przy poziomie istotności 5%,

*** Trendo-stacjonarny.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2

Wyniki testu KPSS dla PKB

	Statystyka KPSS	Szerokość pasma	Wniosek
Strefa euro	0,132*	5	I(1)
Niemcy	0,123*	5	I(1)
Austria	0,082	6	TS***
Francja	0,180**	9	I(1)
Belgia	0,156**	8	I(1)
Holandia	0,211**	9	I(1)
Włochy	0,206**	9	I(1)
Hiszpania	0,204**	8	I(1)
Portugalia	0,193**	10	I(1)
Finlandia	0,133*	9	I(1)

* Odrzucamy hipotezę zerową przy poziomie istotności 10%,

** Odrzucamy hipotezę zerową przy poziomie istotności 5%,

*** Trendo-stacjonarny.

Źródło: obliczenia własne.

Z kolei test KPSS, w przypadku Austrii nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o trendo-stacjonarności PKB tego kraju. Niemniej jednak zarówno test ADF, jak i KPSS wskazują na niestacjonarność wszystkich zmiennych.

Szeregi czasowe PKB zostały poddane transformacji za pomocą filtra band-pass przy założeniu, że mamy do czynienia ze zmiennymi niestacjonarnymi oraz że interesujące nas oscylacje koniunkturalne to wahania o okresach pomiędzy 6 a 32 kwartałami. W pierwszej kolejności szeregi czasowe PKB zostały oczyszczone z dryfu, a następnie poddane transformacji filtrem band-pass (por. Aneks B.1.). Uzyskane zmienne poddano następnie testowi ADF i KPSS. W tym przypadku hipoteza zerowa testu ADF zakłada występowanie pierwiastka jednostkowego a alternatywna stacjonarność. Z kolei hipoteza zerowa testu KPSS zakłada stacjonarność a alternatywna występowanie pierwiastka jednostkowego. W teście ADF użyto kryterium informacyjnego Schwarza, natomiast w teście KPSS posłużono się metodą Neweya-Westa oraz jądrem Bartletta. Zarówno test ADF, jak i KPSS nakazują w tym przypadku uznać zmienne obrazujące wahania koniunkturalne za zmienne stacjonarne. Wyniki testów przedstawiono w tabelach 3 i 4. Stacjonarność składowych cyklicznych wynika bezpośrednio z własności filtra band-pass, który usuwa z danych wejściowych pierwiastek jednostkowy (por. Aneks B.1.). Ponadto, stacjonarność przefiltrowanego szeregu czasowego jest warunkiem koniecznym do zastosowania analizy korelacyjnej i spektralnej.

3.1.2. Analiza korelacji

Przyjmując, że uzyskane składowe koniunkturalne PKB² są stacjonarne, możliwym stało się określenie zależności pomiędzy nimi³. W tym celu dokonano estymacji współczynników cross-korelacji (por. Aneks B.2.) pomiędzy szeregiem czasowym reprezentującym komponent cyklu koniunkturalnego strefy euro jako całości i komponentami koniunkturalnymi krajów członkowskich. Tabela 5 przedstawia wyniki analizy cross-korelacji przy uwzględnieniu przesunięcia wahań koniunkturalnych danego kraju o 6 kwartałów w tył i w przód w stosunku do cyklu koniunkturalnego strefy euro jako całości. Pogrubionym drukiem zaznaczono największą, co do modułu, wartość współczynnika cross-korelacji.

Analiza cross-korelacji wskazuje na to, że cykle koniunkturalne gospodarek niemieckiej, austriackiej, francuskiej i włoskiej są dodatnio współzależne z ko-

Tabela 3

Wyniki testu ADF dla składowych cyklicznych PKB

	Statystyka ADF	Opóźnienie	Wniosek
Strefa euro	-2,350**	2	I(0)
Niemcy	-1,783*	2	I(0)
Austria	-1,872*	2	I(0)
Francja	-2,303**	2	I(0)
Belgia	-2,362**	2	I(0)
Holandia	-1,961**	2	I(0)
Włochy	-3,024***	2	I(0)
Hiszpania	-2,402**	2	I(0)
Portugalia	-3,470***	2	I(0)
Finlandia	-2,263**	2	I(0)

* Odrzucamy hipotezę zerową przy poziomie istotności 10%.

** Odrzucamy hipotezę zerową przy poziomie istotności 5%.

*** Odrzucamy hipotezę zerową przy poziomie istotności 1%.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4

Wyniki testu KPSS dla składowych cyklicznych PKB

	Statystyka KPSS	Szerokość pasma	Wniosek
Strefa euro	0,151	5	I(0)
Niemcy	0,129	5	I(0)
Austria	0,092	5	I(0)
Francja	0,063	6	I(0)
Belgia	0,041	4	I(0)
Holandia	0,182	7	I(0)
Włochy	0,051	4	I(0)
Hiszpania	0,099	5	I(0)
Portugalia	0,058	7	I(0)
Finlandia	0,256	8	I(0)

Źródło: obliczenia własne.

² Pod pojęciem składowej koniunkturalnej (cyklicznej) PKB należy rozumieć szereg czasowy obrazujący wahania PKB o okresach pomiędzy 1,5 a 8 latami, który został uzyskany za pomocą filtra band-pass.

³ Komponent cyklu koniunkturalnego strefy euro jest traktowany jako zmienna zależna, natomiast komponent cyklu koniunkturalnego danego kraju jako zmienna niezależna. Układ ten został również zachowany w dalszej części pracy i ma on jedynie charakter umowny, co wynika z wymogu określenia takiego układu w przypadku analizy pary szeregów czasowych. Określenie zmienna zależna i niezależna nie jest podyktowane w tym przypadku przyczynowością czy też innym kryterium.

Tabela 5

Współczynniki cross-korelacji pomiędzy szeregiem czasowym reprezentującym cykl koniunkturalny strefy euro oraz szeregami czasowymi reprezentującymi cykle koniunkturalne krajów członkowskich (analiza oparta na danych PKB)

	t-6	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5	t+6
Niemcy	-0,393*	-0,281*	-0,075	0,215	0,541*	0,815*	0,944*	0,865*	0,616*	0,292*	-0,003	-0,204	-0,293*
Austria	-0,058	0,032	0,154	0,337*	0,564*	0,764*	0,839*	0,726*	0,454*	0,119	-0,173	-0,363*	-0,448*
Francja	-0,231	-0,185	-0,052	0,171	0,443*	0,687*	0,823*	0,794*	0,610*	0,322*	0,001	-0,284*	-0,482*
Belgia	-0,276*	-0,113	0,123	0,405*	0,675*	0,849*	0,847*	0,638*	0,279*	-0,119	-0,438*	-0,611*	-0,630*
Holandia	-0,030	0,119	0,301*	0,508*	0,700*	0,820*	0,815*	0,688*	0,471*	0,225	0,004	-0,158	-0,252
Włochy	-0,507*	-0,471*	-0,341*	-0,100	0,215	0,516*	0,693*	0,661*	0,455*	0,181	-0,057	-0,207	-0,275*
Hiszpania	-0,231	-0,041	0,211	0,459*	0,643*	0,722*	0,676*	0,543*	0,337*	0,086	-0,159	-0,338*	-0,416*
Portugalia	-0,479*	-0,441*	-0,305*	-0,089	0,161	0,386*	0,542*	0,606*	0,586*	0,487*	0,319*	0,102	-0,126
Finlandia	0,040	0,082	0,109	0,112	0,086	0,026	-0,070	-0,201	-0,372*	-0,553*	-0,692*	-0,737*	-0,664*

* Współczynnik korelacji statystycznie istotny przy poziomie istotności 5%.

Uwaga: przesunięcia wyrażone w kwartałach.

Źródło: obliczenia własne.

niunkturą strefy euro rozpatrywanej jako całość, oraz że nie wykazują one tendencji do wyprzedzania ani opóźniania się w stosunku do cyklu koniunkturalnego strefy euro. Wniosek ten świadczy o tym, że wahania aktywności gospodarczej strefy euro są w głównej mierze kształtowane przez te cztery gospodarki. Największą synchronizację wykazują w tej grupie Niemcy, Austria i Francja. Cykle koniunkturalne gospodarek belgijskiej, holenderskiej i hiszpańskiej są również dodatnio skorelowane z koniunkturą strefy euro jako całości, wykazują jednak tendencję do wyprzedzania jej o jeden kwartał. Należy jednak zaznaczyć, że korelacje bieżące wahań obserwowanych w przypadku Holandii i Belgii są również wysokie, w szczególności wyższe aniżeli analogiczna korelacja uzyskana dla Włoch. Cykl koniunkturalny gospodarki portugalskiej jest również dodatnio skorelowany, jednakże opóźnia się w stosunku do fluktuacji strefy euro o jeden kwartał. Z kolei szereg czasowy reprezentujący wahania koniunkturalne gospodarki fińskiej jest ujemnie skorelowany z cyklem koniunkturalnym strefy euro jako całości. W przypadku Finlandii zastosowanie kryterium maksymalnego modułu współczynnika korelacji wskazuje na antycykliczne zachowanie się gospodarki fińskiej w stosunku do strefy euro na całym przyjętym w analizie przedziale czasowym. Należy jednak zaznaczyć, że wynik ten winien być traktowany ostrożnie, ponieważ takie zachowanie się gospodarek względem siebie raczej nie powinno być brane pod uwagę w przypadku badania synchronizacji fluktuacji gospodarczych. Antycykliczność oznacza ujemną zależność pomiędzy cyklami, a więc zupełny brak synchronizacji w sensie zgodności kierunku zachodzących wahań. W przypadku odrzucenia możliwości antycyklicznego zachowania się gospodarki fińskiej względem wahań aktywności gospodarczej w strefie euro jako całości, analiza korelacji prowadzi do wniosku, że cykl koniunkturalny w Finlandii jest bardzo słabo, ale dodatnio, skorelowany z cyklem unijnym, z wyprzedzeniem sięgającym około 3 kwartałów.

W związku z powyższym wydaje się, że wśród analizowanych krajów jedynie Finlandia cechuje się bardzo słabą synchronizacją krajowego cyklu koniunkturalnego z analogicznymi wahaniami obserwowanymi w strefie euro jako całości. Pozostałe gospodarki odnotowują fazy wzrostu i spadku aktywności gospodarczej w wyjątkowo zbliżonych momentach, co może wskazywać na ich wysoki stopień synchronizacji z cyklem strefy euro. Tabela 6 przedstawia macierz korelacji wahań koniunkturalnych strefy euro, wskazując tym samym na kierunek i siłę zależności fluktuacji gospodarczych pomiędzy krajami członkowskimi.

Analiza macierzy korelacji wskazuje na wysoką zależność pomiędzy cyklami koniunkturalnymi Niemiec, Austrii, Francji, Belgii i Holandii oraz o wiele niższą w przypadku porównania tej grupy krajów z Włochami, Hiszpanią i Portugalią. Najwyższą korelację odnotowano w przypadku Niemiec i Francji (ponad 86%). Jak pokazano

Tabela 6

Macierz korelacji cykli koniunkturalnych strefy euro (analiza oparta na danych PKB)

	Strefa euro	Niemcy	Austria	Francja	Belgia	Holandia	Włochy	Hiszpania	Portugalia	Finlandia
Strefa euro	1
Niemcy	0,944*	1
Austria	0,839*	0,804*	1
Francja	0,823*	0,866*	0,789*	1
Belgia	0,847*	0,835*	0,806*	0,770*	1
Holandia	0,815*	0,832*	0,808*	0,796*	0,700*	1
Włochy	0,693*	0,729*	0,560*	0,616*	0,663*	0,355*	1
Hiszpania	0,676*	0,520*	0,534*	0,556*	0,557*	0,333*	0,333*	1
Portugalia	0,542*	0,462*	0,392*	0,387*	0,292*	0,194	0,535*	0,427*	1	...
Finlandia	-0,070	-0,037	0,144	0,070	0,377*	-0,190	0,295*	-0,084	-0,016	1

* Współczynnik korelacji statystycznie istotny przy poziomie istotności 5%.

Źródło: obliczenia własne.

wcześniej cykle tych krajów opisują również w najwyższym stopniu, bez przesunięć w czasie, wahania koniunkturalne strefy euro. W przypadku Hiszpanii, Portugalii i Finlandii można zaobserwować umiarkowaną siłę korelacyjną pomiędzy cyklami koniunkturalnymi. Na tym etapie analizy można stwierdzić, że wahania aktywności gospodarczej w Hiszpanii najbardziej odpowiadają swą charakterystyką cyklowi belgijskiemu i francuskiemu (korelacja około 56%). Z kolei cykl fiński jest najwyżej skorelowany z belgijskim (w około 38%) i o wiele słabiej z włoskim (w około 30%).

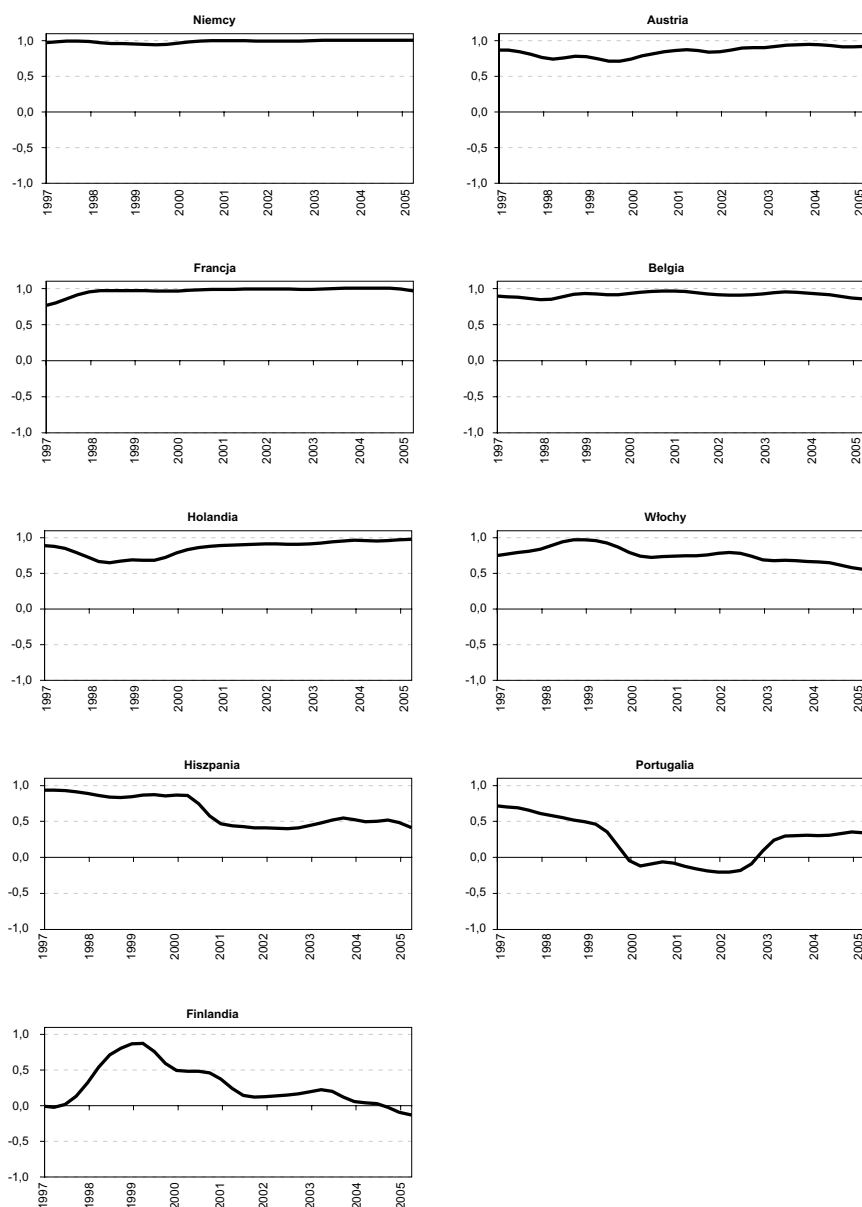
Kolejnym etapem analizy jest określenie czy obserwowana synchronizacja wahań aktywności gospodarczej w strefie euro jest stabilna w czasie. W tym celu przeprowadzono analizę opartą na tzw. współczynnikach korelacji kroczącej. Wykres 1 przedstawia przebieg współczynników korelacji cykli koniunkturalnych krajów członkowskich strefy euro z cyklem koniunkturalnym strefy euro jako całości w latach 1997-2005⁴.

Powyższe wykresy wskazują na wysoki i stabilny w czasie związek korelacyjny pomiędzy cyklem koniunkturalnym strefy euro i cyklami gospodarek niemieckiej, francuskiej, belgijskiej, austriackiej i holenderskiej, potwierdzając tym samym poprzednie wyniki analizy. W przypadku tych gospodarek można mówić o silnej synchronizacji wahań aktywności gospodarczej w całym analizowanym przedziale. Ponadto w przypadku Austrii i Holandii, analiza wykresów wskazuje na rosnący stopień dopasowania koniunktury tych krajów do wahań aktywności gospodarczej strefy euro po 1999 r. Może to wskazywać na przyjęcie wspólnej waluty jako czynnik podwyższający w przypadku tych gospodarek stopień synchronizacji. Cykl koniunkturalny gospodarki włoskiej wykazuje słabszą korelację z cyklem strefy euro w czasie aniżeli poprzednia grupa krajów. Wydaje się, że od momentu wstąpienia Włoch do strefy euro siła związku wyraźnie obniżyła się. W przypadku Hiszpanii, która wykazywała silną korelację cyklu ze strefą euro pod koniec lat dziewięćdziesiątych, zaobserwowano istotny spadek korelacji w połowie 2000 r. Z kolei od 2001 r. można zaobserwować tendencję do stabilizacji korelacji na poziomie około 50%. W przypadku Portugalii, podobnie jak w przypadku Hiszpanii, korelacja istotnie obniżyła się w 2000 r., a następnie zmieniła znak na ujemny w latach 2000-2002, jednakże pod koniec 2002 r. zaczęła wzrastać, aby od końca 2003 r. ustabilizować się na dodatnim poziomie około 30%. Jedyne w przypadku Finlandii można zaobserwować wyraźny wzrost korelacji z cyklem strefy euro w okresie od końca 1997 r. do połowy 1999 r., kiedy sięgnęła ona około 85%, oraz systematyczny spadek w okresach późniejszych, aż do około -15% w drugim kwartale 2005 r.

⁴ Przyjęta szerokość okna czasowego wynosi 6 lat.

Wykres 1

Korelacje kroczące pomiędzy cyklem koniunkturalnym strefy euro a cyklami koniunkturalnymi krajów członkowskich w latach 1997-2005 (analiza oparta na danych PKB)



Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

3.1.3. Analiza spektralna i cross-spektralna

Kolejnym etapem przeprowadzonej analizy jest analiza spektralna (por. Aneks B.3.) komponentów cyklicznych, uzyskanych dzięki zastosowaniu filtra band-pass. Estymatory spektrum mocy analizowanych szeregów czasowych umożliwiły określenie długości dominujących cykli kształtujących koniunkturę w strefie euro jako całości.

Tabela 7

Okresy dominujących cykli koniunkturalnych strefy euro (analiza oparta na danych PKB)

	Okresy dominujących cykli (w kwartałach)		Okresy dominujących cykli (w latach)	
	Cykl I	Cykl II	Cykl I	Cykl II
Strefa euro	19,3	11,6	4,8	2,9
Niemcy	19,3	11,6	4,8	2,9
Austria	19,3	8,3	4,8	2,1
Francja	19,3	11,6	4,8	2,9
Belgia	19,3	11,6	4,8	2,9
Holandia	29,0	11,6	7,3	2,9
Włochy	19,3	11,6	4,8	2,9
Hiszpania	19,3	7,3	4,8	1,8
Portugalia	19,3	7,3	4,8	1,8
Finlandia	29,0	8,3	7,3	2,1

Źródło: obliczenia własne.

ści oraz w poszczególnych krajach członkowskich. Pod pojęciem cyklu dominującego należy rozumieć taki cykl, którego amplituda jest największa wśród wszystkich pozostałych cykli, możliwych do zidentyfikowania na podstawie przyjętego szeregu czasowego. Do estymacji rozkładów spektralnych analizowanych szeregów czasowych wykorzystano tzw. periodogram z próby (por. Aneks B.3.). Tabela 7 przedstawia okresy dominujących cykli, które zostały odczytane na podstawie uzyskanych estymatorów spektrum mocy (w każdym z przypadków zidentyfikowano dwa cykle).

Powyższa tabela wskazuje na to, że długość typowego cyklu koniunkturalnego w strefie euro jako całości waha się pomiędzy około trzema a pięcioma latami. Cykle o okresach 3 i 5 lat zostały również zidentyfikowane jako dominujące w przypadku Niemiec, Francji, Belgii i Włoch. W przypadku Austrii, Hiszpanii i Portugalii mamy do czynienia z nieco szerszym pasmem, ponieważ w ich przypadku zidentyfikowano – oprócz cyklu 5-letniego – cykl o okresie około 2 lat. W przypadku Holandii i Finlandii mamy do czynienia z cyklem o okresie około 7 lat oraz cyklem o długości około 2 lat (oprócz Holandii, gdzie zidentyfikowano cykl 3-letni). Analiza spektralna składowych koniunkturalnych PKB wskazuje, że gospodarki belgijska, niemiecka, francuska i włoska zachowują identyczne długości cykli jak cała strefa euro. Z kolei pozostałe gospodarki charakteryzują się nieco odmiennymi długościami wahań aktywności gospodarczej. W przypadku Finlandii i Holandii okres cyklu dłuższego (cykl I) przewyższa okres cyklu strefy euro o około 2,5 roku, natomiast długość cykl krótszego (cykl II), w przypadku Austrii, Portugalii, Hiszpanii i Finlandii jest mniejsza od odpowiadającego mu okresu cyklu strefy euro o około rok.

W celu określenia związków pomiędzy szeregami czasowymi reprezentującymi składowe koniunkturalne w przypadku cykli o konkretnych okresach (dotychczasowa analiza dotyczyła cykli o okresach z danego przedziału rozpatrywanego jako całość), posłużono się miarami analizy cross-spektralnej (por. Aneks B.3.), która stanowi ostatni etap przeprowadzonego badania synchronizacji wahań aktywności gospodarczej w strefie euro. Podobnie jak we wcześniejszych etapach analizy, komponent odnośnie do strefy euro jest traktowany jako zmienna zależna, natomiast komponent danego kraju członkowskiego jako zmienna niezależna. Wykres 2 przedstawia uzyskane w wyniku estymacji⁵ miary cross-spektralne (koherencja, wzmocnienie i przesunięcie fazo-

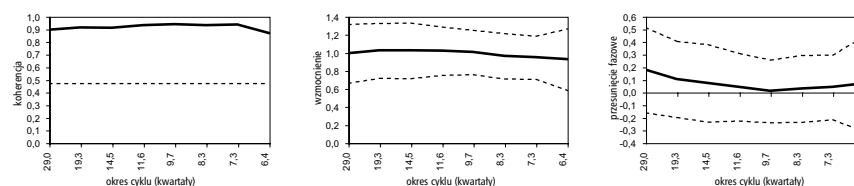
⁵ Do estymacji miar cross-spektralnych wykorzystano metodę wygładzania w dziedzinie częstotliwości. Użyto w tym celu trójkątne okna spektralnego o szerokości pasma przenoszenia równej 3 (por. Aneks B.3.).

we)⁶, które pokazują zależności pomiędzy komponentami koniunkturalnymi krajów członkowskich, a komponentem strefy euro jako całości. Osie horizontalne przedstawiają długości cykli z pasma pomiędzy 6 a 32 kwartałami, wynikające z dyskretnych częstotliwości Fouriera (por. Aneks B.3.). Linie przerywane wyznaczają 95% przedziały ufności w przypadku wzmocnienia i przesunięcia fazowego oraz wartość krytyczną dla 5% poziomu istotności w przypadku koherencji.

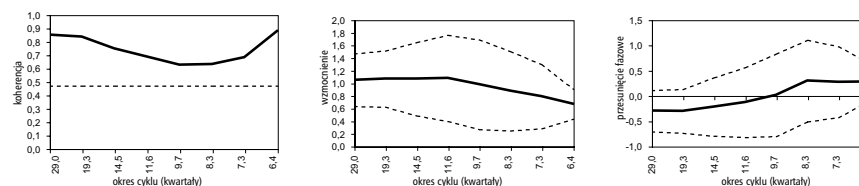
Wykres 2

Miary analizy cross-spektralnej pomiędzy komponentem koniunkturalnym strefy euro a komponentami koniunkturalnymi krajów członkowskich (analiza oparta na danych PKB)

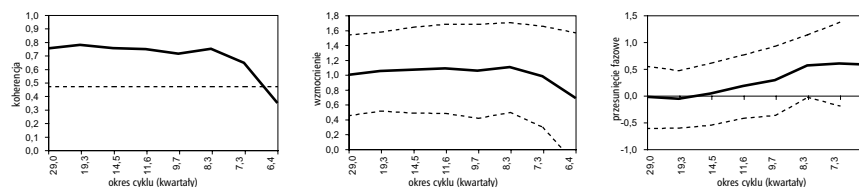
a) Niemcy



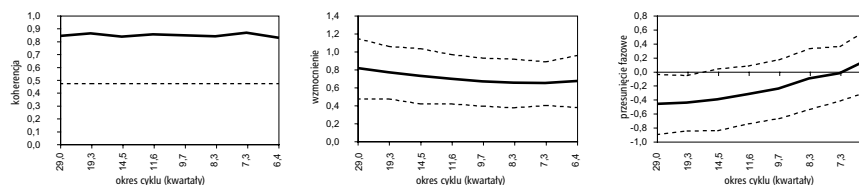
b) Austria



c) Francja

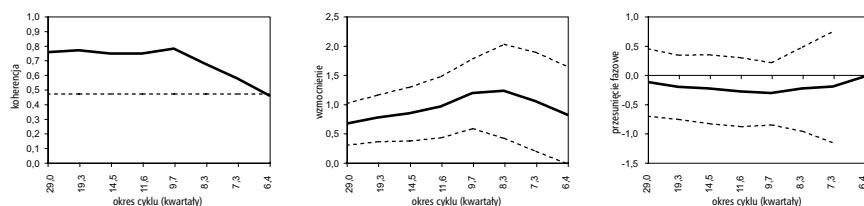


d) Belgia

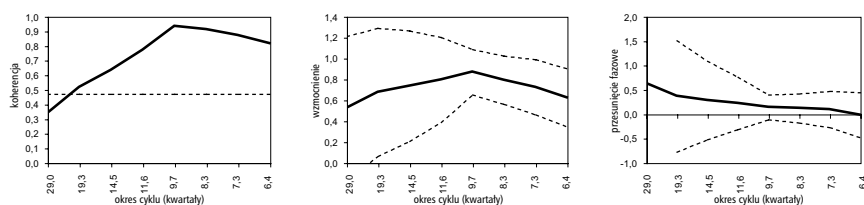


⁶ Wzmocnienie zmiennej niezależnej (komponentu koniunkturalnego danego kraju członkowskiego) względem zmiennej zależnej (komponentu koniunkturalnego strefy euro jako całości) jest interpretowalne jako moduł współczynnika β w regresji zmiennej zależnej względem zmiennej niezależnej dla danej częstotliwości, a więc tym samym dla danej długości cyklu. Przesunięcie fazowe informuje o tym czy zmienna niezależna wyprzedza, czy opóźnia się w stosunku do zmiennej zależnej. Ujemna (dodatnia) wartość przesunięcia fazowego informuje o wyprzedzaniu (opóźnianiu) dla danej częstotliwości. Z kolei koherencja stanowi miarę dopasowania R^2 w regresji zmiennej zależnej względem zmiennej niezależnej dla danej częstotliwości.

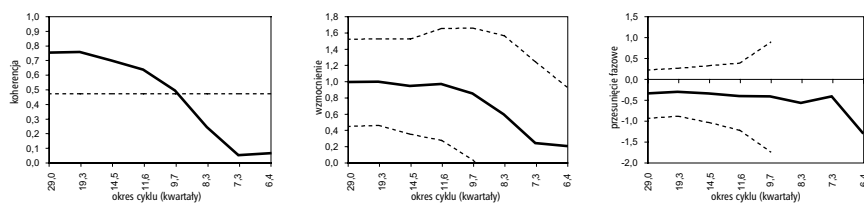
e) Holandia



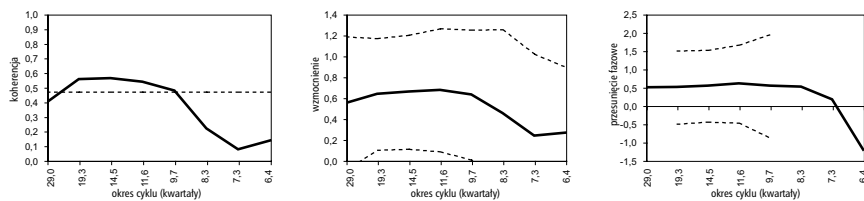
f) Włochy



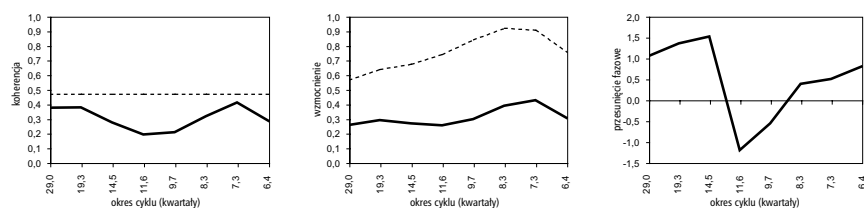
g) Hiszpania



h) Portugalia



i) Finlandia



Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

Uzyskane wyniki wskazują, że w przypadku Niemiec mamy do czynienia z bardzo wysoką koherencją (około 90%) w całym paśmie częstotliwości koniunkturalnych. Komponent cyklu koniunkturalnego gospodarki niemieckiej ma bardzo zbliżoną amplitudę do komponentu strefy euro oraz nie wykazuje tendencji do wyprzedzania ani opóźniania się w stosunku do niego. Jedynie w przypadku cyklu o okresie 5 lat widać znikome opóźnianie się zmiennej niezależnej o około 0,3 kwartału.

W przypadku Austrii mamy do czynienia z koherencją przekraczającą 60% w całym paśmie wahań koniunkturalnych. Koherencja obniża się początkowo wraz ze wzrostem długości cyklu od około 90%, a następnie ponownie wzrasta, począwszy od cyklu o długości około 2,5 roku do ponad 80% dla cykli o dłuższych okresach. Wzmocnienie wskazuje na dobre dopasowanie amplitud austriackich cykli koniunkturalnych do cykli strefy euro. Amplitudy są nieco wyższe w przypadku cykli austriackich o krótkich okresach. Lekko dodatnie przesunięcie fazowe w przypadku dolnej części pasma długości wahań koniunkturalnych wskazuje na opóźnianie się cykli austriackich w stosunku do analogicznych cykli w strefie euro. Faza obniża się wraz ze wzrostem długości cyklu i zmienia znak na ujemny, co wskazuje na lekkie wyprzedzanie austriackich cykli o dłuższych okresach.

W przypadku Francji obserwujemy wysoką koherencję, która sięga ponad 70% w zdecydowanej większości pasma wahań koniunkturalnych. Wzmocnienie wskazuje na całkiem dobre dopasowanie amplitud komponentu koniunkturalnego Francji do analogicznego komponentu strefy euro jako całości. Amplitudy cykli francuskich o krótkich okresach (około 2 lat) są nieco wyższe niż analogicznych cykli strefy euro. Przesunięcie fazowe jest niskie i wykazuje tendencję spadkową wraz ze wzrostem długości cyklu. Największa faza przypada dla cyklu o długości około 2 lat, a jej wartość i znak świadczą o opóźniającym charakterze cyklu francuskiego wobec analogicznego cyklu strefy euro o około $\frac{3}{4}$ kwartału.

W przypadku Belgii mamy do czynienia z wysoką koherencją (ponad 80%) w całym paśmie wahań koniunkturalnych. Wzmocnienie wskazuje na to, że amplitudy cykli koniunkturalnych Belgii są wyższe niż w strefie euro oraz że dysproporcja ta zmniejsza się wraz ze wzrostem długości rozpatrywanego cyklu. Z kolei wyprzedzający charakter cyklu belgijskiego względem strefy euro wzrasta wraz z długością cyklu, sięgając około 1,4 kwartału w przypadku cyklu o długości około 5 lat.

Analizując wyniki uzyskane dla Holandii, można zaobserwować niską koherencję w dolnym zakresie długości cyklu koniunkturalnego (podobnie jak w przypadku Francji), która rośnie do ponad 75% w przypadku cyklu o długości 2,5 roku i stabilizuje się na tym poziomie dla cykli dłuższych. Wzmocnienie wskazuje na przeciętne dopasowanie amplitud. Cykle holenderskie mają mniejsze amplitudy aniżeli ich odpowiedniki w strefie euro jako całości dla okresów od około 2 lat do 2,5 roku oraz nieco większe dla cykli o długich okresach. Przesunięcie fazowe jest niskie i wskazuje na nieznaczne wyprzedzanie – o około 0,6 kwartału – cyklu strefy euro o długości 7,3 roku przez analogiczny cykl holenderski.

W przypadku porównania cykli koniunkturalnych Włoch z cyklami strefy euro można zaobserwować malejącą koherencję wraz ze wzrostem długości rozpatrywanego cyklu. Widać to już od częstotliwości wyznaczającej cykl o długości około 2,5 roku, dla którego wynosi ona około 93%. Podobnie dzieje się z amplitudami. Najlepsze dopasowanie amplitudy przypada dla cyklu o długości około 2,5 roku. Amplituda tego cyklu jest nieco wyższa niż analogicznego cyklu w strefie euro, którego amplituda stanowi około 87% swojego odpowiednika we Włoszech. Ponadto zaobserwowano spadkową tendencję wzmocnienia wraz ze wzrostem długości cyklu. Przesunięcie fazowe jest niskie i wskazuje na lekkie opóźnianie się włoskiego cyklu 5-letniego w stosunku do analogicznego cyklu strefy euro.

Komponent koniunkturalny gospodarki hiszpańskiej charakteryzuje się niską koherencją z komponentem strefy euro dla cykli o krótkich okresach (poniżej 10% i nieistotna statystycznie). Koherencja wzrasta wraz ze wzrostem długości cyklu (75% w przypadku cyklu o długości około 7,3 roku). Wzmocnienie wskazuje na dobre dopasowanie amplitud cykli o długich okresach oraz słabsze dopasowanie w przypadku cykli o okresach krótszych. Ujemne przesunięcie fazowe wskazuje na wyprzedzanie o około 1 kwartał cyklu strefy euro przez cykl hiszpański w przypadku okresu około 7,3 roku. Faza pozostaje w zasadzie stabilna na całym paśmie częstotliwości koniunkturalnych.

Komponent koniunkturalny gospodarki portugalskiej charakteryzuje się stonkowo niską koherencją z komponentem strefy euro, która ponadto pozostaje statystycznie nieistotna w dużej części pasma wahań koniunkturalnych. Wzmocnienie wskazuje na słabe zgranie amplitud cykli portugalskich ze swoimi odpowiednikami w strefie euro jako całości. Generalnie cykle portugalskie mają większe amplitudy aniżeli cykle strefy euro. Z kolei przesunięcie fazowe wskazuje na opóźnianie się cyklu portugalskiego o długości 5 lat względem analogicznego cyklu dla strefy euro (o około 1,5 kwartału). Zależność ta jest stabilna wraz ze spadkiem długości cyklu, oprócz górnej krawędzi pasma częstotliwości koniunkturalnych.

Ostatnim analizowanym państwem członkowskim strefy euro jest Finlandia. W tym przypadku mamy do czynienia z nieistotną statystycznie koherencją w całym paśmie częstotliwości koniunkturalnych. Wzmocnienie wskazuje na dużo wyższe amplitudy cykli fińskich niż ich odpowiedników w strefie euro jako całości (amplitudy nawet do ponad 3 razy wyższe w przypadku cykli o długich okresach). Wysokie dodatnie przesunięcie fazowe dla cyklu o długości około 7 lat wskazuje na opóźnianie się cyklu fińskiego o tym okresie o około 5 kwartałów wobec analogicznego cyklu w strefie euro jako całości.

Obraz synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro uzyskany na podstawie analizy cross-spektralnej wskazuje na wysokie dopasowanie oscylacji w przypadku gospodarki niemieckiej, belgijskiej, austriackiej, francuskiej i holenderskiej, potwierdzając tym samym wcześniejsze wnioski. Naturalnie dominującym krajem w tej grupie są Niemcy, które wykazują niemalże identyczne zachowanie aktywności gospodarczej jak strefa euro rozpatrywana jako całość. Na drugim miejscu pod względem dopasowania plasuje się Belgia. Francja, Austria i Holandia wykazują zbliżony poziom synchronizacji ze strefą euro, który jest nieco niższy aniżeli w przypadku Belgii. Z kolei gospodarka włoska wykazuje malejącą synchronizację wraz ze wzrostem długości rozpatrywanego cyklu o charakterze koniunkturalnym, co przemawia za uznaniem tego kraju za najslabiej zsynchronizowany ze zmiennością aktywności gospodarczej strefy euro, ale wśród grupy krajów najlepiej bądź względnie dobrze dopasowanych. Najslabszy poziom synchronizacji reprezentują gospodarki Hiszpanii, Portugalii i Finlandii, w przypadku których zaobserwowano nie tylko słaby poziom synchronizacji punktów zwrotnych aktywności gospodarczej, ale również słabe dopasowanie amplitud obserwowanych cykli koniunkturalnych (szczególnie w przypadku Portugalii i Finlandii).

3.2. Analiza oparta na szeregach czasowych przetwórstwa przemysłowego

3.2.1. Estymacja cykli koniunkturalnych

W celu estymacji wahań koniunkturalnych na podstawie szeregów czasowych przetwórstwa przemysłowego (PP) posłużono się filtrem band-pass. Oczyszczone z wahań sezonowych za pomocą metody X-11 szeregi czasowe przetwórstwa przemysłowego zostały na początku poddane testowaniu na obecność pierwiastka jednostkowego za pomocą testu ADF z trendem oraz testu stacjonarności KPSS z trendem. W tym przypadku hipoteza zerowa testu ADF zakłada występowanie pierwiastka jednostkowego a alternatywna trendo-stacjonarność. Z kolei hipoteza zerowa testu KPSS zakłada trendo-stacjonarność a alternatywna występowanie pierwiastka jednostkowego. W teście ADF wykorzystano kryterium informacyjne Schwarza, natomiast w teście KPSS użyto metody Neweya-Westa oraz jądra Bartletta. Wyniki testów zostały zamieszczone w tabelach 8 i 9.

Tabela 8

Wyniki testu ADF dla PP

	Statystyka ADF	Opóźnienie	Wniosek
Strefa euro	-2,714	4	I(1)
Niemcy	-2,502	2	I(1)
Austria	0,146	2	I(1)
Francja	-2,288	6	I(1)
Belgia	-2,818	2	I(1)
Holandia	-2,131	2	I(1)
Włochy	-2,143	3	I(1)
Hiszpania	-2,070	2	I(1)
Portugalia	-1,157	3	I(1)
Grecja	-0,901	4	I(1)
Irlandia	-1,148	2	I(1)
Finlandia	-1,600	2	I(1)

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 9

Wyniki testu KPSS dla PP

	Statystyka KPSS	Szerokość pasma	Wniosek
Strefa euro	0,104	14	TS**
Niemcy	0,238*	17	I(1)
Austria	0,455*	18	I(1)
Francja	0,481*	18	I(1)
Belgia	0,332*	17	I(1)
Holandia	0,236*	17	I(1)
Włochy	0,461*	17	I(1)
Hiszpania	0,434*	17	I(1)
Portugalia	0,392*	18	I(1)
Grecja	0,680*	18	I(1)
Irlandia	0,548*	15	I(1)
Finlandia	0,449*	18	I(1)

* Odrzucamy hipotezę zerową przy poziomie istotności 1%,
** Trendo-stacjonarny.

Źródło: obliczenia własne.

Zarówno test ADF, jak i test KPSS wykazały, że szeregi czasowe dla przetwórstwa przemysłowego krajów członkowskich strefy euro winny być traktowane jako realizacje procesu błędzenia losowego z dryfem, a więc jako zmienne niestacjonarne. Jedynie w przypadku strefy euro jako całości, test KPSS nie dał podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, wskazując na trendo-stacjonarność. Niemniej jednak obydwie testy wskazują na niestacjonarność wszystkich zmiennych.

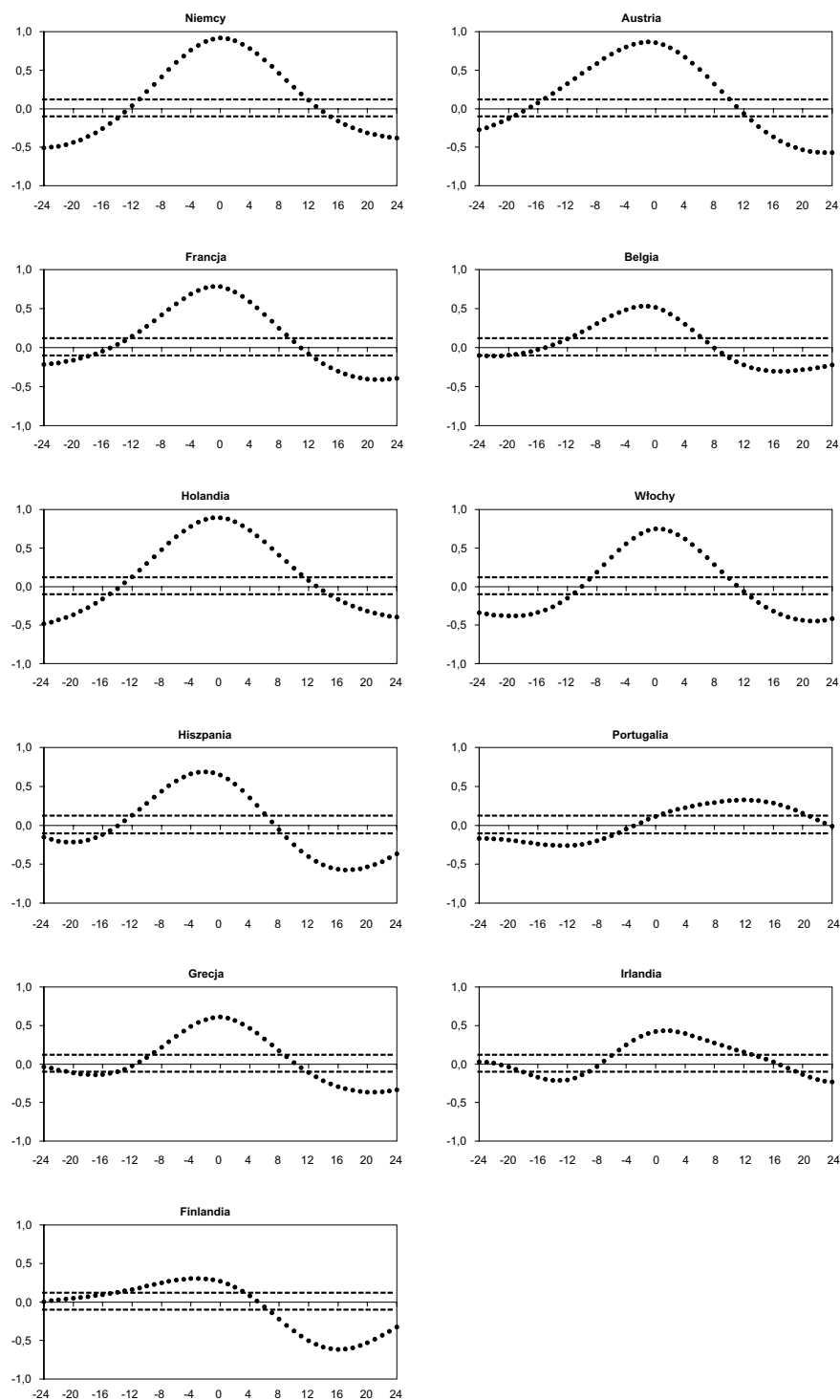
Za pomocą filtra band-pass, przy założeniu, że mamy do czynienia ze zmiennymi niestacjonarnymi, po uprzedniej eliminacji dryfu, dokonano ekstrakcji wahań o charakterze koniunkturalnym, tzn. cykli o okresach pomiędzy 18 a 96 miesiącami (por. Aneks B.1.). Uzyskane zmienne poddano następnie testom ADF i KPSS. W tym przypadku hipoteza zerowa testu ADF zakłada obecność pierwiastka jednostkowego a alternatywna stacjonarność. Z kolei hipoteza zerowa testu KPSS zakłada stacjonarność a alternatywna występowanie pierwiastka jednostkowego. W teście ADF użyto kryterium informacyjnego Schwarza, z kolei w teście KPSS posłużono się metodą Neweya-Westa oraz jądrem Bartletta. W tym przypadku zarówno test ADF, jak i KPSS nakazują uznać zmienne obrazujące wahania koniunkturalne za zmienne stacjonarne (por. tabela 10 i 11).

3.2.2. Analiza korelacji

Z uwagi na stacjonarność uzyskanych zmiennych obrazujących wahania koniunkturalne, możliwym stało się określenie zależności pomiędzy nimi. Wykres 3 przedstawia cross-korelacje przy uwzględnieniu przesunięcia cyklu koniunkturalnego danego kraju o 24 miesiące w tył i w przód w stosunku do cyklu koniunkturalnego strefy euro jako całości (przerwane poziome linie wyznaczają wartości krytyczne dla 5% poziomu istotności).

Wykres 3

Współczynniki cross-korelacji cykli koniunkturalnych krajów członkowskich strefy euro z cyklem strefy euro jako całości (analiza oparta na danych PP)



Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

Tabela 10
Wyniki testu ADF dla składowych
cyklicznych PP

	Statystyka ADF	Opóźnienie	Wniosek
Strefa euro	-19,438*	3	I(0)
Niemcy	-25,149*	3	I(0)
Austria	-24,790*	3	I(0)
Francja	-24,742*	3	I(0)
Belgia	-26,687*	3	I(0)
Holandia	-23,805*	3	I(0)
Włochy	-24,285*	3	I(0)
Hiszpania	-26,037*	3	I(0)
Portugalia	-28,237*	3	I(0)
Grecja	-23,427*	3	I(0)
Irlandia	-20,953*	3	I(0)
Finlandia	-24,771*	3	I(0)

* Odrzucamy hipotezę zerową przy poziomie istotności 1%.
Źródło: obliczenia własne.

Tabela 11
Wyniki testu KPSS dla składowych
cyklicznych PP

	Statystyka KPSS	Szerokość pasma	Wniosek
Strefa euro	0,061	14	I(0)
Niemcy	0,026	17	I(0)
Austria	0,046	17	I(0)
Francja	0,046	17	I(0)
Belgia	0,032	17	I(0)
Holandia	0,037	17	I(0)
Włochy	0,019	17	I(0)
Hiszpania	0,032	17	I(0)
Portugalia	0,023	17	I(0)
Grecja	0,030	17	I(0)
Irlandia	0,130	14	I(0)
Finlandia	0,045	17	I(0)

Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 12 przedstawiono maksymalne, co do modułu, wartości współczynników cross-korelacji wraz z odpowiadającymi im przesunięciami, wyrażonymi w miesiącach, w stosunku do komponentu koniunkturalnego strefy euro jako całości (znak dodatni oznacza opóźnianie, znak ujemny wyprzedzanie).

Tabela 12
Maksymalne, co do modułu, współczynniki cross-korelacji
(analiza oparta na danych PP)

	Niemcy	Austria	Francja	Belgia	Holandia	Włochy	Hiszpania	Portugalia	Grecja	Irlandia	Finlandia
Współczynnik cross-korelacji	0,916*	0,865*	0,783*	0,529*	0,891*	0,748*	0,689*	0,325*	0,690*	0,434*	-0,616*
Przesunięcie (w miesiącach)	0	-1	-1	-2	-1	0	-2	12	0	1	16

* Współczynnik korelacji statystycznie istotny przy poziomie istotności 5%.
Źródło: obliczenia własne.

Analiza cross-korelacji wskazuje jedynie na wahania koniunkturalne gospodarki fińskiej jako ujemnie skorelowane z fluktuacjami koniunkturalnymi strefy euro. W przypadku pozostałych krajów członkowskich korelacja jest dodatnia. W większości przypadków nie zaobserwowano istotnych przesunięć w czasie. Wyjątek stanowi komponent obrazujący oscylacje koniunkturalne Portugalii, który opóźnia się w stosunku do analogicznych wahań strefy euro jako całości o około 12 miesięcy. Z kolei komponent koniunkturalny Finlandii, który wedle przyjętego kryterium jest ujemnie skorelowany z wahaniami aktywności gospodarczej w strefie euro, wykazuje przesunięcie o około 16 miesięcy. Ponownie, tak jak w przypadku analizy opartej na szeregach czasowych PKB, należy zaznaczyć, że wynik uzyskany dla Finlandii winien być traktowany ostrożnie. Przyjęte kryterium maksymalnego, co do modułu, współczynnika korelacji wskazuje na antycykliczny charakter wahań koniunktury fińskiej w stosunku do strefy euro jako całości w całym przedziale 1980-2005. Podobnie jak w przypadku analizy danych PKB, gdy odrzucimy możliwość antycyklicznego zachowania się gospodarek, analiza korelacji prowadzi do wniosku, że cykl koniunkturalny w Finlandii jest bardzo słabo, ale dodatnio skorelowany z cyklem strefy euro, z wyprzedzeniem rzędu 3 miesięcy.

Uzyskane wyniki w przypadku wszystkich krajów są zbliżone do wyników uzyskanych na podstawie analizy opartej na szeregach czasowych PKB. W tabeli 13 przedstawiono macierz korelacji cykli koniunkturalnych strefy euro uzyskanych na podstawie szeregów czasowych przetwórstwa przemysłowego.

Tabela 13

Macierz korelacji cykli koniunkturalnych strefy euro (analiza oparta na danych PP)

Strefa euro	Niemcy	Austria	Francja	Belgia	Holandia	Włochy	Hiszpania	Portugalia	Grecja	Irlandia	Finlandia	
Strefa euro	1	
Niemcy	0,916*	1	
Austria	0,858*	0,852*	1	
Francja	0,782*	0,664*	0,744*	1	
Belgia	0,517*	0,432*	0,546*	0,596*	1	
Holandia	0,894*	0,796*	0,819*	0,812*	0,556*	1	
Włochy	0,748*	0,483*	0,502*	0,641*	0,574*	0,745*	1	
Hiszpania	0,646*	0,442*	0,486*	0,699*	0,447*	0,515*	0,602*	1	
Portugalia	0,114*	0,073*	-0,175*	0,054*	-0,146*	0,088	0,194*	0,010	1	
Grecja	0,609*	0,516*	0,587*	0,561*	0,597*	0,637*	0,524*	0,506*	-0,294*	1	...	
Irlandia	0,423*	0,238*	0,266*	0,534*	0,532*	0,494*	0,570*	0,391*	0,216*	0,475*	1	
Finlandia	0,267*	0,081	0,288*	0,198*	0,313*	0,276*	0,490*	0,311*	-0,278*	0,307*	0,104	1

* Współczynnik korelacji statystycznie istotny przy poziomie istotności 5%.
Źródło: obliczenia własne.

Macierz korelacji wskazuje na wysoką zależność pomiędzy cyklami koniunkturalnymi Niemiec, Austrii, Holandii i Francji oraz o wiele niższą w przypadku porównania tej grupy krajów z Grecją, Włochami czy Hiszpanią. Najwyższą korelację odnotowano w przypadku Niemiec i Austrii (ponad 85%). Jak pokazano wcześniej, również na podstawie analizy opartej na szeregach czasowych PKB, cykle tych krajów, wraz z cyklem francuskim, opisują w najwyższym stopniu wahania aktywności gospodarczej strefy euro jako całości. Z kolei w przypadku Portugalii mamy do czynienia z o wiele słabszymi współczynnikami korelacji aniżeli w przypadku analizy opartej na szeregach PKB. Dla Irlandii można zaobserwować umiarkowaną korelację (najwyższa w przypadku pary z Włochami, tj. 57%).

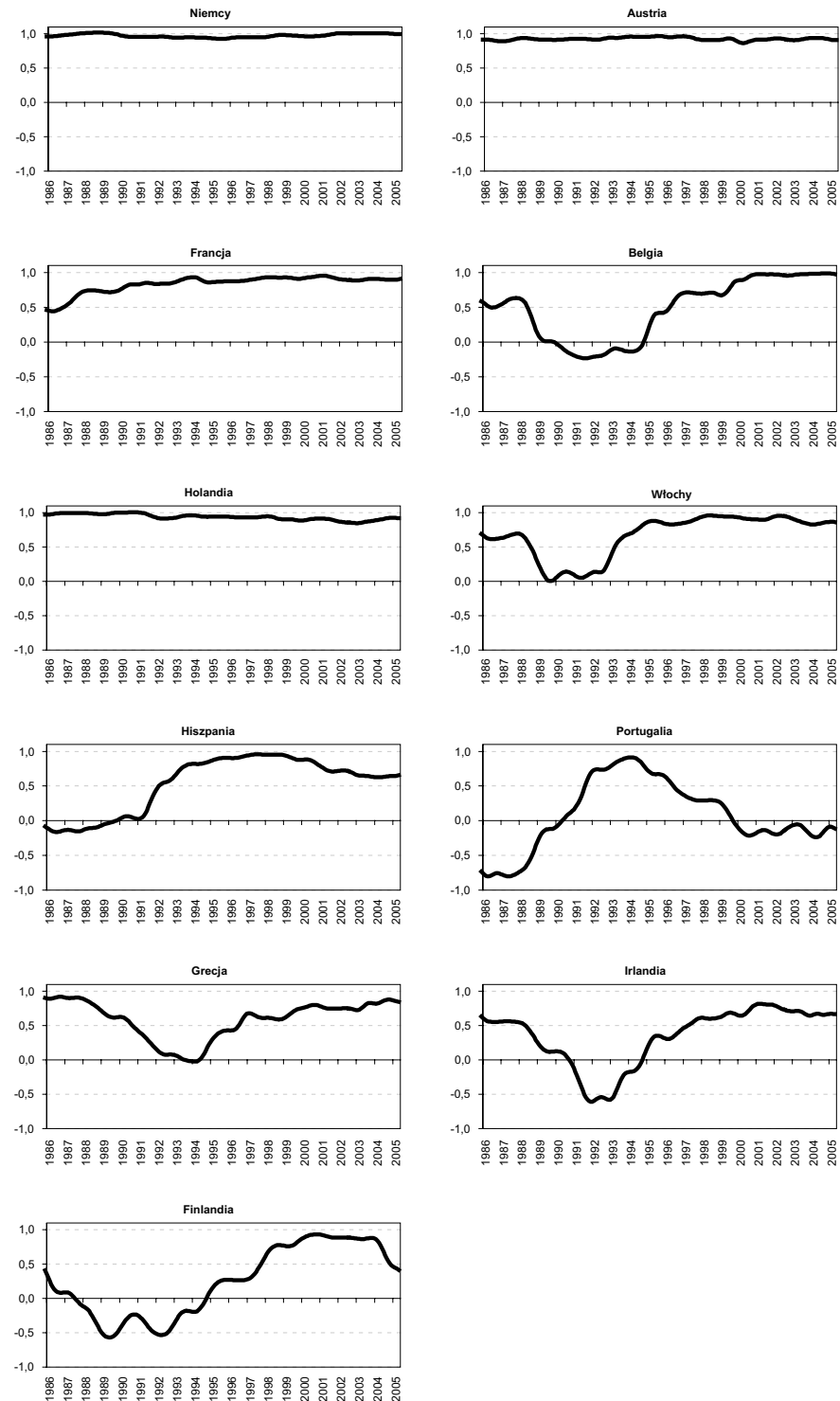
Kolejnym etapem analizy jest określenie czy obserwowany obraz synchronizacji cykli koniunkturalnych strefy euro jest stabilny w czasie. W tym celu przeprowadzono analizę opartą na współczynniku korelacji kroczącej. Wykres 4 przedstawia przebieg współczynników korelacji cykli koniunkturalnych krajów członkowskich strefy euro z cyklem koniunkturalnym strefy euro jako całości w latach 1986-2005⁷.

Wykres 4 wskazuje na wysoki i stabilny w latach 1986-2005 związek korelacyjny pomiędzy cyklem koniunkturalnym strefy euro jako całości i cyklami gospodarek niemieckiej, austriackiej, holenderskiej i francuskiej (z pewnym zastrzeżeniem, co do okresu 1986-1990 w przypadku Francji, kiedy korelacja była wyraźnie niższa niż dla trzech pozostałych gospodarek). W przypadku Niemiec, Austrii i Holandii można mówić o silnej synchronizacji cykli koniunkturalnych w całym analizowanym przedziale czasowym. Fluktuacje koniunkturalne gospodarek belgijskiej i włoskiej wykazują stabilną i wysoką korelację z cyklem strefy euro w przybliżeniu od 1999 r. W przypadku Belgii korelacja wyraźnie podwyższyła się od momentu przystąpienia tego kraju do strefy euro, z kolei w przypadku Włoch widoczne jest pewne osłabienie korelacji w latach 2003-2005. Podobną sytuację można zaobserwować w przypadku Finlandii, gdzie również od 1999 r. poziom dopasowania cykli gospodarczych uległ pewnemu zwiększeniu, jednakże następnie zaczęły się obniżać od początku 2004 r. by

⁷ Przyjęta szerokość okna czasowego wynosi 6 lat.

Wykres 4

Korelacje kroczące pomiędzy cyklem koniunkturalnym strefy euro a cyklami koniunkturalnymi krajów członkowskich w latach 1986-2005
(analiza oparta na danych PP)



Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

spaść poniżej 50% w połowie 2005 r. Grecja i Irlandia wykazują względnie wysoki poziom synchronizacji krajowych cykli koniunkturalnych z cyklem strefy euro jako całości również od 1999 r. Z kolei w przypadku Hiszpanii, która wykazywała silną korelację cyklu ze strefą euro pod koniec lat dziewięćdziesiątych, zaobserwowano spadek korelacji od 1999 r. oraz tendencję do jej stabilizacji na poziomie około 60% w latach 2003-2005. W przypadku Portugalii korelacja systematycznie obniżała się od maksimum przypadającego w połowie 1994 r., a następnie zmieniła znak na ujemny w latach 2000-2005, oscylując wokół poziomu około -15%.

3.2.3. Analiza spektralna i cross-spektralna

Podobnie jak w przypadku analizy opartej na szeregach czasowych PKB do estymacji rozkładów spektralnych analizowanych szeregów czasowych, obrazujących oscylacje cykliczne przetwórstwa przemysłowego o charakterze koniunkturalnym wykorzystano periodogram z próby (por. Aneks B.3.). Tabela 7 przedstawia okresy dominujących cykli, które zostały odczytane na podstawie uzyskanych estymatorów spektrum mocy (w każdym z przypadków zidentyfikowano dwa dominujące cykle).

Tabela 14

**Okresy dominujących cykli koniunkturalnych strefy euro
(analiza oparta na danych PP)**

	Okresy dominujących cykli (w miesiącach)		Okresy dominujących cykli (w latach)	
	Cykl I	Cykl II	Cykl I	Cykl II
Strefa euro	61,2	34,0	5,1	2,8
Niemcy	61,2	38,3	5,1	3,2
Austria	61,2	38,3	5,1	3,2
Francja	61,2	43,7	5,1	3,6
Belgia	51,0	34,0	4,3	2,8
Holandia	61,2	30,6	5,1	2,6
Włochy	61,2	34,0	5,1	2,8
Hiszpania	61,2	34,0	5,1	2,8
Portugalia	76,5	23,5	6,4	2,0
Grecja	61,2	34,0	5,1	2,8
Irlandia	76,5	34,0	6,4	2,8
Finlandia	61,2	23,5	5,1	2,0

Źródło: obliczenia własne.

Analogicznie do wyników analizy opartej na szeregach czasowych PKB stwierdzono, że długość typowego cyklu koniunkturalnego w strefie euro jako całości waha się pomiędzy około trzema a pięcioma latami. Cykle o okresach 3 i 5 lat zostały również zidentyfikowane jako dominujące w przypadku Niemiec, Austrii, Włoch, Hiszpanii i Grecji. W przypadku Francji oprócz cyklu 5-letniego mamy do czynienia z cyklem o okresie około 3,6 roku, z kolei w przypadku Holandii z cyklem o długości około 2,6 roku. W przypadku Belgii cykl o dłuższym okresie (cykl I) trwa nieco krócej niż średni cykl europejski (około 4,3 roku). Wahania aktywności gospodarczej w Portugalii i Irlandii są z kolei kształtowane przez cykle o okresach dłuższych niż średni cykl europejski, tzn. około 6,4 roku.

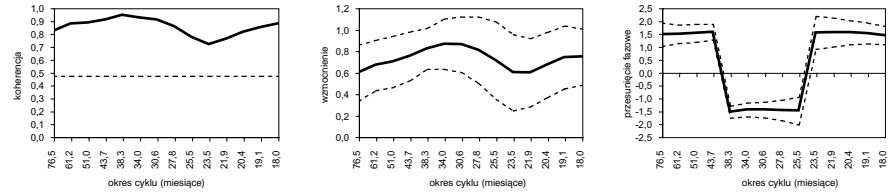
Ostatnim etapem przeprowadzonej analizy synchronizacji cykli koniunkturalnych strefy euro jest analiza cross-spektralna (por. Aneks B.3.). Wykres 5 przedstawia uzyskane w wyniku estymacji⁸ miary cross-spektralne (koherencja, wzmocnienie i przesunięcie fazowe), które pokazują zależności pomiędzy komponentami koniunkturalnymi krajów człon-

⁸ Do estymacji miar cross-spektralnych wykorzystano metodę wygładzania w dziedzinie częstotliwości. Użyto w tym celu trójkątne okna spektralnego o szerokości pasma przenoszenia równej 3 (por. Aneks B.3.).

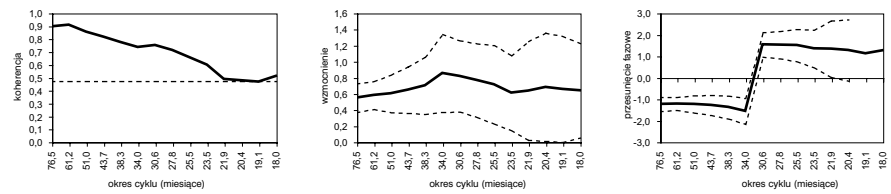
Wykres 5

Miary analizy cross-spektralnej pomiędzy komponentem koniunkturalnym strefy euro a komponentami koniunkturalnymi krajów członkowskich (analiza oparta na danych PP)

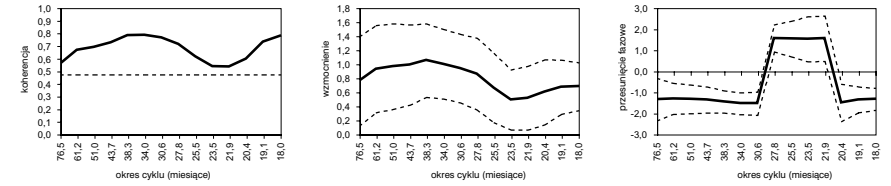
a) Niemcy



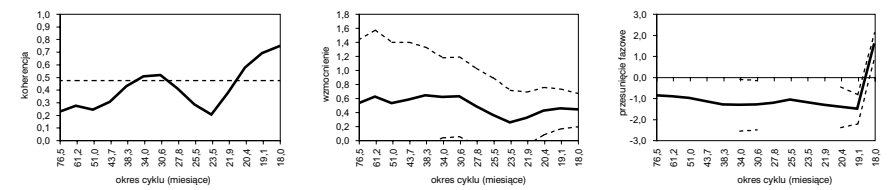
b) Austria



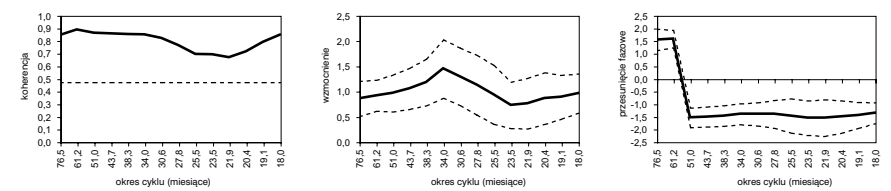
c) Francja



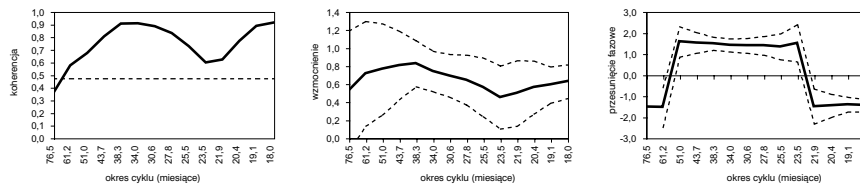
d) Belgia



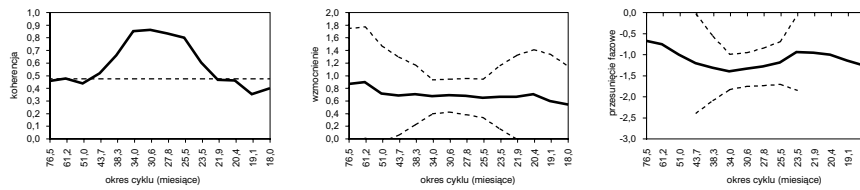
e) Holandia



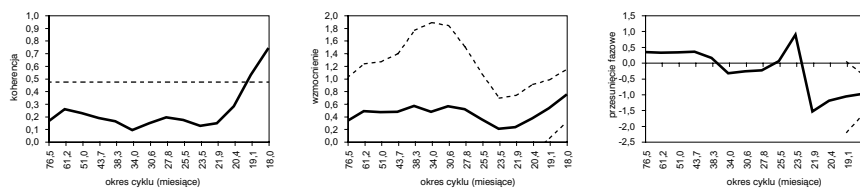
f) Włochy



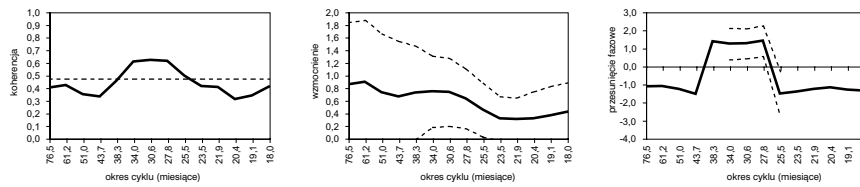
g) Hiszpania



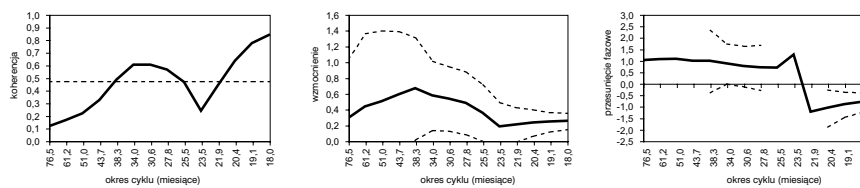
h) Portugalia



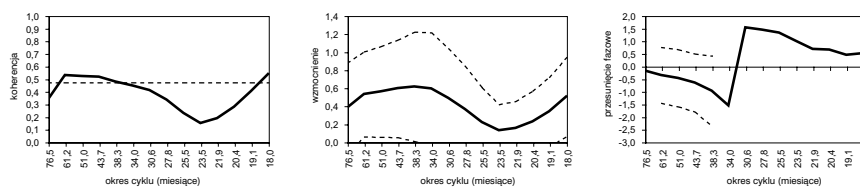
i) Grecja



j) Irlandia



k) Finlandia



Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

kowskich, a komponentem strefy euro jako całości. Osie horyzontalne przedstawiają długości cykli z pasma pomiędzy 18 a 96 miesiącami, wynikające z dyskretnych częstotliwości Fouriera (por. Aneks B.3.). Linie przerywane wyznaczają 95% przedziały ufności w przypadku wzmocnienia i przesunięcia fazowego oraz wartość krytyczną dla 5% poziomu istotności w przypadku koherencji. Podobnie jak we wcześniejszych etapach analizy, komponent strefy euro jest traktowany jako zmienna zależna, natomiast komponent danego kraju członkowskiego jako zmienna niezależna.

Uzyskane wyniki wskazują, że w przypadku Niemiec mamy do czynienia z wysoką koherencją w całym paśmie częstotliwości koniunkturalnych (maksimum w przypadku cyklu o długości około 3,2 roku – 94%). Cykle koniunkturalne gospodarki niemieckiej charakteryzują się większymi amplitudami w stosunku do cykli koniunkturalnych strefy euro jako całości oraz wykazują tendencję do nieznacznego opóźnienia się w stosunku do nich w przypadku cykli o okresach bardzo krótkich (bliskich 1,5 roku) i bardzo długich (bliskich 8 lat) oraz wyprzedzania w przypadku cykli o średnich okresach.

W przypadku Austrii mamy do czynienia z rosnącą wraz ze wzrostem długości cyklu koherencją, która osiąga maksimum (około 90%) w przypadku cyklu o długości około 5,1 roku. Wzmocnienie, podobnie jak w przypadku Niemiec, wskazuje na wyższe amplitudy cykli austriackich w porównaniu z analogicznymi cyklami obserwowanymi w strefie euro jako całości. Przesunięcie fazowe wskazuje na lekko wyprzedzający charakter cykli austriackich w stosunku do cykli strefy euro jako całości w przypadku górnej części pasma długości wahań koniunkturalnych oraz na opóźnianie się w przypadku cykli o okresach krótkich.

W przypadku Francji obserwujemy koherencję sięgającą ponad 50% w całym paśmie wahań koniunkturalnych, maksymalna wartość około 80% przypada dla cyklu o długości około 3,2 roku. Amplitudy cykli francuskich o krótkich okresach są wyższe niż cykli strefy euro jako całości. Najlepsze dopasowanie amplitudy odnotowano w przypadku cyklu o długości około 3,2 roku. Przesunięcie fazowe jest niskie i wykazuje tendencję odwrotną aniżeli w przypadku Niemiec, tzn. cykle francuskie o krótkich i długich okresach wyprzedzają analogiczne wahania obserwowane w strefie euro jako całości oraz opóźniają się w przypadku średnich okresów.

W przypadku Belgii mamy do czynienia z niską koherencją w całym paśmie wahań koniunkturalnych, lokalne maksimum odnotowano w przypadku cyklu o długości około 2,8 roku (około 50%). Wzmocnienie wskazuje na to, że amplitudy cykli koniunkturalnych Belgii są wyższe niż w strefie euro jako całości. Przesunięcie fazowe wskazuje na wyprzedzający charakter cykli belgijskich względem analogicznych cykli strefy euro na całym paśmie wahań koniunkturalnych.

W przypadku Holandii, można zaobserwować koherencję powyżej 60% w całym paśmie wahań koniunkturalnych. Wzmocnienie wskazuje na to, że cykle holenderskie mają względnie dobrze dopasowane amplitudy do swoich odpowiedników w strefie euro jako całości. Przesunięcie fazowe wskazuje na wyprzedzający charakter cykli o krótkich i średnich okresach oraz opóźnianie się cykli o długich okresach (o około 16 miesięcy w przypadku cyklu o długości około 5 lat).

W przypadku porównania cykli koniunkturalnych Włoch z cyklami strefy euro można zaobserwować malejącą koherencję wraz ze wzrostem długości rozpatrywanego cyklu. Koherencja przyjmuje największą wartość dla cyklu o długości około 3,2 roku (90%). Wzmocnienie wskazuje na to, że cykle włoskie charakteryzują się wyższymi amplitudami niż cykle strefy euro jako całości. Najlepsze dopasowanie występuje w przypadku cyklu o długości około 3,2 roku. Przesunięcie fazowe wskazuje w przybliżeniu na podobny układ, jaki ma miejsce w przypadku Francji.

Komponent koniunkturalny gospodarki hiszpańskiej charakteryzuje się niską koherencją z komponentem strefy euro w przypadku cykli długich oraz krótkich, jednakże w przypadku cyklu o okresie około 2,6 roku koherencja sięga ponad 85%.

Wzmocnienie wskazuje na amplitudy cykli hiszpańskich jako nieco wyższe w stosunku do cykli obserwowanych dla strefy euro jako całości w całym paśmie wahań koniunkturalnych. Związek ten jest w zasadzie stabilny wraz ze zmianą długości rozpatrywanego cyklu. Ujemne przesunięcie fazowe wskazuje na wyprzedzanie przez cykle hiszpańskie analogicznych cykli strefy euro jako całości o około ½ roku. Faza pozostaje względnie stabilna w całym paśmie częstotliwości koniunkturalnych.

Komponent koniunkturalny gospodarki portugalskiej charakteryzuje się bardzo niską koherencją z komponentem strefy euro (nieistotną statystycznie w zdecydowanej części pasma wahań koniunkturalnych). Wzmocnienie wskazuje na słabe zgranie amplitud cykli portugalskich ze swoimi odpowiednikami w strefie euro jako całości, z kolei przesunięcie fazowe wskazuje na wyprzedzający charakter cykli o krótkich okresach oraz opóźnianie się cykli o długich okresach.

W przypadku wahań koniunkturalnych Grecji mamy do czynienia z podobnym układem zależności jak w przypadku Hiszpanii. Koherencja przyjmuje maksymalną wartość około 61% w przypadku cyklu o długości około 2,8 roku, natomiast w pozostałych przypadkach pozostaje na poziomach poniżej wartości krytycznej. Wzmocnienie wskazuje na coraz lepsze dopasowanie amplitud cykli greckich do swoich odpowiedników w strefie euro jako całości wraz ze wzrostem długości rozpatrywanego cyklu. Niemniej jednak cykle greckie mają większe amplitudy aniżeli analogiczne cykle strefy euro. Przesunięcie fazowe wskazuje na zbliżony do przypadku uwidocznionego dla Francji układ zależności (wyprzedzający charakter cykli krótkich i długich oraz opóźniający średnich).

W przypadku Irlandii zaobserwowano podobne zachowanie koherencji jak w przypadku Grecji. Koherencja przyjmuje największą wartość około 60%, gdy mówimy o cyklu o długości około 2,8 roku, pozostając poniżej wartości krytycznej na pozostałym obszarze pasma częstotliwości koniunkturalnych, z wyjątkiem jego górnej krawędzi. Amplitudy cykli irlandzkich wykazują słabe dopasowanie do analogicznych cykli w strefie euro jako całości, z kolei przesunięcie fazowe wskazuje na opóźniający charakter wahań koniunkturalnych Irlandii. Opóźnianie wzrasta wraz ze wzrostem długości rozpatrywanego cyklu, jedynie w przypadku cykli o okresach bliższych 1,5 roku mamy do czynienia z wyprzedzaniem w stosunku do analogicznych cykli strefy euro jako całości.

W przypadku Finlandii mamy do czynienia z nieistotną statystycznie koherencją na znacznej części obszaru pasma częstotliwości koniunkturalnych. Jedynie w przypadku cyklu o okresie około 5 lat odnotowano koherencję powyżej 50%. Wzmocnienie wskazuje na wyższe amplitudy cykli fińskich niż ich odpowiedników w strefie euro jako całości. Przesunięcie fazowe wskazuje na wyprzedzający charakter cykli o długich okresach i opóźnianie się cykli o krótkich okresach w stosunku do analogicznych cykli w strefie euro jako całości.

Obraz synchronizacji wahań aktywności gospodarczej w strefie euro uzyskany na podstawie analizy cross-spektralnej komponentów koniunkturalnych przetwórstwa przemysłowego wskazuje na wysokie dopasowanie cykli w przypadku gospodarki niemieckiej, austriackiej, francuskiej i holenderskiej, potwierdzając tym samym wcześniejsze wnioski. Podobnie jak we wcześniejszych etapach analizy wykazano, że dominującym krajem w tej grupie są Niemcy. Kraje nieuwzględnione w analizie opartej na szeregach czasowych PKB (Grecja i Irlandia) wykazują słaby poziom synchronizacji cykli koniunkturalnych ze strefą euro rozpatrywaną jako całość. Obraz uzyskany na podstawie komponentu koniunkturalnego przetwórstwa przemysłowego Grecji jest najbardziej zbliżony do przypadku Hiszpanii. Z kolei Irlandia zdaje się prezentować poziom dopasowania nieco gorszy aniżeli w przypadku Grecji, jednakże lepszy niż w przypadku Finlandii, która została zidentyfikowana jako kraj charakteryzujący się bardzo słabą synchronizacją wahań koniunkturalnych ze strefą euro rozpatrywaną jako całość. Jeżeli chodzi o Finlandię, trzeba jednak zastrzec, że dowody uzy-

skane na podstawie analizy korelacji wskazują na wysoki i stabilny związek fluktuacji gospodarki fińskiej z wahaniami koniunkturalnymi strefy euro jako całości w latach 2000-2004. Istotnie odmienne zależności, aniżeli w przypadku analizy opartej na PKB, zaobserwowano w przypadku Portugalii. Analiza oparta na przetwórstwie przemysłowym nakazuje uznać ten kraj jako najslabiej zsynchronizowany z całościowo pojmowaną strefą euro pod względem wahań koniunkturalnych. Niemniej jednak ogólny obraz synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro uzyskany na podstawie analizy opartej na przetwórstwie przemysłowym jest bardzo zbliżony do wyników badania bazującego na danych PKB.

4

Ekonomiczne wytłumaczenie wyników analizy

Zarówno analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych oparta na szeregach czasowych PKB, jak i przetwórstwa przemysłowego wskazuje na kraje sąsiadujące ze sobą (Niemcy, Austria, Francja, Belgia, Holandia) jako kraje, które mają wysoki poziom dopasowania wahań aktywności gospodarczej do analogicznych wahań strefy euro rozpatrywanej jako całość. Kaiser (2005) wskazuje również na te kraje jako wykazujące silne dopasowanie wahań aktywności gospodarczej. Wydaje się, że wyniki przeprowadzonej analizy mogą potwierdzać występowanie wspomnianego wcześniej efektu sąsiedztwa. Zróżnicowanie w poziomie wymiany handlowej pomiędzy krajami członkowskimi strefy euro, które jest determinowane m.in. przez owy efekt, w dużym stopniu tłumaczy obserwowane zróżnicowanie krajów członkowskich pod względem synchronizacji cykli koniunkturalnych. Wysoki poziom wymiany handlowej pomiędzy krajami członkowskimi implikuje wysoką synchronizację pomiędzy cyklami gospodarczymi tych krajów, a tym samym pomiędzy krajowym cyklem koniunkturalnym i cyklem strefy euro rozpatrywanej jako całość. Potwierdzają to pośrednio tabele 15 i 16, które przedstawiają strukturę wymiany handlowej krajów członkowskich strefy euro w latach 1995-2004. Partnerzy odnotowujący wysoki poziom wymiany handlowej zostali również zidentyfikowani w przeprowadzonej analizie jako kraje wykazujące najlepsze dopasowanie krajowych fluktuacji koniunkturalnych do analogicznych wahań w strefie euro jako całości. Wynik ten koresponduje ze stwierdzeniami prezentowanymi przez Wynne i Koo (2000), którzy tak samo powołują się na efekt sąsiedztwa jako czynnik determinujący zwiększanie poziomu synchronizacji koniunktury, jak również z koncepcją tych autorów sugerującą większą synchronizację cykli gospodarczych w krajach będących członkami UE od dłuższego czasu.

Tabela 15

Struktura średniego poziomu eksportu krajów strefy euro w latach 1995-2004

Partner Eksporter	N	A	Fr	B	Hol	W	H	P	G	I	F	Strefa euro	Pozostali
N		5,4%	10,9%	5,5%	6,7%	7,4%	4,3%	1,0%	0,8%	0,6%	1,0%	43,5%	56,5%
A	33,6%		4,5%	1,6%	2,4%	8,9%	2,6%	0,5%	0,5%	0,3%	0,6%	55,5%	44,5%
Fr	15,8%	1,0%		7,3%	4,1%	9,0%	8,7%	1,7%	0,8%	0,7%	0,5%	49,6%	50,4%
B	19,0%	1,1%	17,5%		12,3%	5,5%	3,6%	0,7%	0,6%	0,7%	0,6%	61,6%	38,4%
Hol	26,5%	1,5%	10,5%	12,4%		5,9%	3,5%	0,9%	0,8%	0,9%	1,0%	64,0%	36,0%
W	15,5%	2,3%	12,6%	2,8%	2,7%		6,2%	1,3%	2,1%	0,5%	0,5%	46,4%	53,6%
H	12,5%	0,9%	19,2%	2,8%	3,4%	9,1%		9,5%	1,1%	0,6%	0,4%	59,4%	40,6%
P	18,2%	0,8%	13,6%	4,6%	4,3%	4,2%	19,1%		0,4%	0,5%	0,6%	66,4%	33,6%
G	15,1%	1,0%	4,3%	1,5%	2,6%	11,3%	3,0%	0,6%		0,3%	0,6%	40,3%	59,7%
I	10,9%	0,5%	7,0%	8,5%	5,3%	3,9%	2,6%	0,4%	0,4%		0,5%	39,8%	60,2%
F	12,0%	1,1%	4,5%	2,5%	4,4%	3,5%	2,5%	0,6%	0,8%	0,6%		32,3%	67,7%

Oznaczenia: N – Niemcy, A – Austria, Fr – Francja, B – Belgia, Hol – Holandia, W – Włochy, H – Hiszpania, P – Portugalia, G – Grecja, I – Irlandia, F – Finlandia.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat-Comext.

Oprócz wymiany handlowej wśród kanałów przenoszenia wahań koniunktury pomiędzy gospodarkami w strefie euro należy również wymienić integrację finansową. Z teoretycznego punktu widzenia, kraje o wysokim stopniu integracji finansowej winny

wykazywać tendencję do wyższej synchronizacji wahań aktywności gospodarczej, aniżeli kraje, które nie są silnie związane przepływami kapitałowymi. Dowody empiryczne na pośrednie występowanie pozytywnej zależności pomiędzy integracją finansową a synchronizacją cykli koniunkturalnych, można odnaleźć w pracy autorstwa Kose et al. (2003).

Tabela 16

Struktura średniego poziomu importu krajów strefy euro w latach 1995-2004

Partner Importer	N	A	Fr	B	Hol	W	H	P	G	I	F	Strefa euro	Pozostali
N		4,1%	10,1%	6,8%	11,3%	7,0%	3,0%	1,0%	0,3%	1,7%	1,0%	46,3%	53,7%
A	44,9%		4,1%	2,5%	4,5%	7,2%	1,1%	0,3%	0,2%	0,5%	0,8%	66,1%	33,9%
Fr	19,1%	0,9%		9,4%	6,9%	9,2%	6,8%	1,3%	0,2%	1,5%	0,6%	56,0%	44,0%
B	17,8%	0,6%	13,3%		16,8%	3,7%	1,9%	0,7%	0,1%	3,6%	0,6%	59,2%	40,8%
Hol	18,3%	0,7%	5,7%	9,6%		2,9%	2,0%	0,5%	0,1%	1,5%	0,9%	42,4%	57,6%
W	18,3%	2,5%	12,1%	4,5%	6,0%		4,4%	0,5%	0,6%	1,3%	0,7%	50,7%	49,3%
H	16,2%	1,1%	17,5%	3,7%	5,0%	9,1%		3,0%	0,2%	1,3%	0,8%	57,8%	42,2%
P	14,6%	0,7%	10,6%	3,1%	4,7%	7,2%	26,3%		0,2%	0,7%	0,6%	68,5%	31,5%
G	13,9%	1,0%	7,3%	3,5%	5,9%	14,2%	3,6%	0,3%		0,8%	1,1%	51,6%	48,4%
I	6,9%	0,3%	4,2%	1,8%	3,7%	1,9%	1,1%	0,2%	0,1%		0,6%	20,7%	79,3%
F	15,7%	1,1%	4,1%	2,9%	6,3%	3,5%	1,3%	0,5%	0,2%	0,9%		36,4%	63,6%

Oznaczenia: N – Niemcy, A – Austria, Fr – Francja, B – Belgia, Hol – Holandia, W – Włochy, H – Hiszpania, P – Portugalia, G – Grecja, I – Irlandia, F – Finlandia.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat-Comext.

Autorzy podkreślają tam, że wzrastająca w efekcie globalizacji integracja rynków finansowych prowadzi do wzmożonego przenoszenia się fluktuacji makroekonomicznych pomiędzy gospodarkami, a w efekcie do podwyższenia stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych. Ponadto autorzy zaznaczają, że istotnym kanałem przenoszenia wahań koniunktury pomiędzy gospodarkami jest wymiana handlowa. Koresponduje to z powszechnie przyjętym w literaturze poglądem, jak również wydaje się tłumaczyć wyniki przeprowadzonego w niniejszym artykule badania.

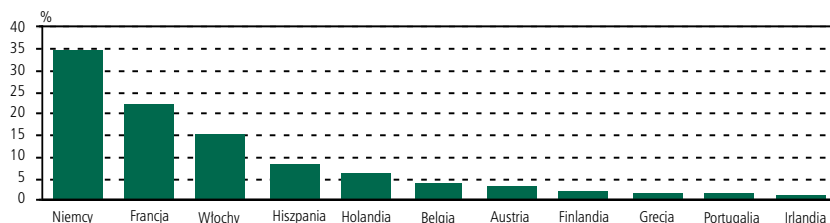
5

Podsumowanie

Przeprowadzona analiza wskazuje na zróżnicowanie krajów członkowskich strefy euro pod względem synchronizacji krajowych cykli koniunkturalnych z cyklem strefy euro jako całości. Należy tu w szczególności podkreślić różnice pomiędzy amplitudami cykli koniunkturalnych. Dickerson, Gibson i Tsakalotos (1998) oraz Bergman (2004) wskazują również na fakt występowania różnic w amplitudach, tym samym uzyskany w analizie wynik koresponduje z wcześniejszymi pracami na temat synchronizacji wahań koniunktury w strefie euro. Podsumowując wyniki uzyskane dla poszczególnych krajów należy zaznaczyć, że Niemcy wykazują bardzo wysoki poziom zgrania cyklu koniunkturalnego zarówno pod względem występowania punktów zwrotnych, jak również pod względem amplitudy cyklu. Ponadto związki te pozostają stabilne w czasie (w przypadku analizy opartej na szeregach czasowych przetwórstwa przemysłowego wykazano, że synchronizacja cyklu niemieckiego z cyklem strefy euro jako całości jest wysoka i stabilna w latach 1986-2005). Wniosek ten nie jest zaskakujący z uwagi na to, że gospodarka niemiecka jest największą gospodarką strefy euro. Fakt ten został wyeksponowany na wykresie 6, który przedstawia udziały poszczególnych krajów w tworzeniu PKB strefy euro w latach 1991-2004.

Wykres 6

Udziały krajów członkowskich w tworzeniu PKB strefy euro w latach 1991-2004



Źródło: obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Wśród krajów wykazujących wysoki poziom dopasowania wahań aktywności gospodarczej do strefy euro jako całości, znajdują się (oprócz Niemiec) również Austria, Belgia, Francja i Holandia (analiza oparta na szeregach czasowych przetwórstwa przemysłowego nakazuje wykluczenie z tej grupy Belgii). W przypadku tych gospodarek występują nieznaczne odchylenia zarówno co do występowania punktów zwrotnych, jak i siły wahań koniunkturalnych. Niemniej jednak, zaobserwowane związki są stabilne w czasie – tak jak w przypadku Niemiec – zarówno gdy bazujemy na wynikach uzyskanych dla szeregów czasowych PKB, jak i przetwórstwa przemysłowego. Wyjątek stanowi analiza cyklu koniunkturalnego Belgii, oparta na szeregach czasowych przetwórstwa przemysłowego, w której zaobserwowano, że stopień synchronizacji ulega stabilizacji dopiero na przełomie lat 2000-2001. W związku z powyższym wydaje się, że w przypadku Belgii, gdy bierzemy pod uwagę wyniki analizy opartej na szeregach czasowych przetwórstwa przemysłowego, przystąpienie tego kraju do strefy euro było czynnikiem zwiększającym poziom synchronizacji koniunktury.

Średni poziom synchronizacji z cyklem koniunkturalnym strefy euro odnotowano w przypadku gospodarki włoskiej. Podstawowym problemem uwidocznionym w przypadku tej gospodarki jest malejący wraz ze wzrostem okresu cyklu stopień dopasowania oscylacji

koniunkturalnych (im dłuższy okres, tym gorsza synchronizacja). Ponadto, obserwowany poziom dopasowania cykli gospodarki włoskiej do cyklu strefy euro wykazuje tendencję do powolnego obniżania się w czasie, co jest wyraźnie widoczne w przypadku analizy opartej na szeregach czasowych PKB. Analiza oparta na szeregach czasowych przetwórstwa przemysłowego wskazuje na rosnący poziom synchronizacji włoskich cykli koniunkturalnych w latach 1993-1999 oraz wysoki poziom synchronizacji po 1999 r., który nieznacznie obniżył się w latach 2003-2005. Tym samym w przypadku Włoch, fakt przyjęcia wspólnej waluty wydaje się być czynnikiem stabilizującym synchronizację, jednakże jedynie w przypadku przeprowadzenia analizy na podstawie danych o przetwórstwie przemysłowym. Analiza szeregów czasowych PKB nie potwierdza tego zjawiska.

Nieco słabiej dopasowanymi krajami do strefy euro pod względem synchronizacji wahań gospodarczych niż Włochy są Hiszpania, Portugalia, Grecja oraz Irlandia. Kraje te wykazują nieco odmienne niż strefa euro punkty zwrotne aktywności gospodarczej (z wyjątkiem Grecji) oraz różnią się od strefy euro pod względem dopasowania amplitud cykli. Gospodarki Grecji i Irlandii wykazują rosnący stopień synchronizacji z cyklem koniunkturalnym strefy euro jako całości w latach poprzedzających 1999 r., natomiast po 1999 r. stopień synchronizacji stabilizuje się. Gospodarki Hiszpanii i Portugalii nie wykazują tendencji do utrzymywania stabilności w czasie powiązań z oscylacjami koniunkturalnymi w strefie euro (jest to szczególnie wyraźne w przypadku analizy portugalskich cykli koniunkturalnych opartej na szeregach czasowych przetwórstwa przemysłowego, w której wykazano, że poziom synchronizacji był wysoki jedynie w latach 1993-1995). W przypadku Hiszpanii (bazując zarówno na szeregach czasowych PKB, jak i przetwórstwa przemysłowego) wykazano, że poziom synchronizacji jest w latach 2001-2005 niższy aniżeli w drugiej połowie lat 90. Tym samym wstąpienie do unii monetarnej w przypadku Hiszpanii i Portugalii winno być interpretowane jako czynnik, który nie spowodował zwiększenia synchronizacji, a wręcz ją osłabił.

Najlepszy poziom dopasowania zaobserwowano w przypadku gospodarki fińskiej. Cykle koniunkturalne Finlandii wskazują na występowanie punktów zwrotnych aktywności gospodarczej w odmiennych momentach niż w strefie euro oraz na brak dopasowania amplitud do analogicznych cykli obserwowanych w strefie euro jako całości. Należy zaznaczyć, że w przeciwieństwie do analizy opartej na PKB, analiza oparta na przetwórstwie przemysłowym wskazuje na Portugalię jako na kraj najslabiej zsynchronizowany ze strefą euro jako całością pod względem fluktuacji koniunkturalnych, natomiast na Finlandię jako na kraj lepiej dopasowany niż Portugalia. W przypadku Finlandii nie da się jednoznacznie określić, jak zmieniał się w czasie poziom synchronizacji cykli koniunkturalnych tego kraju w odniesieniu do cyklu strefy euro jako całości. Analiza oparta na szeregach czasowych PKB wskazuje na obniżanie się stopnia synchronizacji w latach 1999-2005. Z kolei analiza oparta na szeregach czasowych przetwórstwa przemysłowego wskazuje na stabilny i wysoki poziom dopasowania w tym okresie, z wyjątkiem lat 2004-2005, kiedy stopień synchronizacji wyraźnie osłabił.

Prezentowane w artykule wyniki analizy synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro odpowiadają w dużym stopniu wynikom prezentowanym na łamach literatury przedmiotu. Gospodarki tzw. krajów centralnych (Niemcy, Austria, Francja, Belgia, Holandia) wykazują wysoki poziom dopasowania wahań aktywności gospodarczej, natomiast kraje peryferyjne (Włochy, Portugalia, Hiszpania, Grecja, Irlandia, Finlandia) charakteryzują się cyklami słabiej skorelowanymi ze strefą euro rozpatrywaną jako całość. Przeprowadzone badanie wskazuje również na zróżnicowany wpływ przyjęcia wspólnej waluty na charakterystykę koniunktury danego kraju, a tym samym na niejednoznaczny efekt unii monetarnej jako czynnika kształtującego synchronizację cykli koniunkturalnych. Biorąc pod uwagę analizę danych PKB wydaje się, że stopień synchronizacji uległ zwiększeniu po przystąpieniu do unii monetarnej w przypadku Austrii i Holandii. Bazując na wynikach analizy opartej na danych przetwórstwa przemysłowego, można dojść do wniosku, że przystąpienie do unii monetarnej zwiększyło stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych szczególnie w przy-

padku Belgii. Wyniki te korespondują z odkryciami Rosea i Engela (2002), którzy wskazują na unię monetarną jako czynnik zwiększający dopasowanie wahań aktywności gospodarczej. Jednakże na podstawie danych PKB dla Włoch, jak również biorąc pod uwagę szeregi czasowe PKB i przetwórstwa przemysłowego dla Portugalii i Hiszpanii, można dojść do wniosku, że stopień dopasowania wahań aktywności gospodarczej uległ obniżeniu po przyjęciu przez te kraje wspólnej waluty. To z kolei wydaje się odpowiadać stwierdzeniu Bergmana (2004), dla którego unia monetarna jest czynnikiem osłabiającym synchronizację cykli gospodarczych. Należy jednak zaznaczyć, że w przypadku Włoch analiza danych przetwórstwa przemysłowego wskazuje raczej na stabilizację, a nie na osłabianie stopnia synchronizacji wahań koniunktury po wstąpieniu tego kraju do unii monetarnej. Podobnie w przypadku Grecji i Irlandii, przyjęcie euro wydaje się być czynnikiem stabilizującym dopasowanie fluktuacji koniunkturalnych. W przypadku Niemiec i Francji można jednoznacznie stwierdzić, że wprowadzenie wspólnej waluty nie wywarło istotnego wpływu na poziom synchronizacji, który był wysoki i stabilny również przed utworzeniem unii monetarnej (w szczególności w przypadku Niemiec). Jest to widoczne w przypadku badania opartego zarówno na danych PKB, jak i na danych przetwórstwa przemysłowego. Należy również podkreślić, że w przypadku Finlandii, podobnie jak w przypadku Włoch, nie da się jednoznacznie stwierdzić, czy wstąpienie do unii monetarnej spowodowało podwyższenie czy obniżenie stopnia dopasowania koniunktury tego kraju do strefy euro jako całości. Niemniej jednak, bazując tylko na danych dotyczących PKB, wydaje się, że drugi wariant jest bardziej prawdopodobny. Tym samym założenie takie koresponduje pośrednio z wcześniejszym wnioskiem mówiącym o tym, że kraje peryferyjne strefy euro charakteryzują się słabszą synchronizacją cykli koniunkturalnych aniżeli kraje centralne.

6

Bibliografia

- Azevedo J. (2002): *Business Cycles: Cyclical Comovement Within the European Union in the Period 1960-1999. A frequency domain approach*. Working Paper WP 5-02, Banco de Portugal.
- Baxter M., King R.G. (1995): *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*. NBER Working Paper No. 5022. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Benati L. (2001): *Band-pass filtering, cointegration, and business cycle analysis*. Working Paper No. 142, Bank of England.
- Bergman M. (2004): *How Similar Are European Business Cycles?* Working Paper No. 2004:9 Lund University, Department of Economics.
- Burns A.F., Mitchell W.C. (1946): *Measuring Business Cycles*. N.Y.: National Bureau of Economic Research, New York.
- Christiano L.J., Fitzgerald T.J. (1999): *The Band Pass Filter*. Working Paper No. 9906, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- De Haan J., Inklaar R., Sleijpen O. (2002): *Have Business Cycles Become More Synchronized?* „Journal of Common Market Studies”, Vol. 40, s. 23-42.
- Dickerson A.P., Gibson H.D., Tsakalotos E. (1998): *Business Cycle Correspondence in the European Union*. „Empirica”, Vol. 25, s. 51-77.
- Dickey D.A., Fuller W.A. (1979): *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 74, s. 427-431.
- Forni M., Reichlin L., Croux C. (2001): *A measure of the comovement for economic variables: Theory and empirics*. „The Review of Economics and Statistics”, Vol. 83, s. 232-241.
- Hamilton J.D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- Hodrick R.J., Prescott E.C. (1997): *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. „Journal of Money Credit and Banking”, Vol. 29, No. 1, s. 1-16.
- Kaiser M. (2005): *Euro zone: uncompleted convergence*. „BNP PARIBAS Conjoncture”, September 2005, No. 7, s. 20-33.
- Kaiser R., Maravall A. (1999): *Estimation of the business cycle: A modified Hodrick-Prescott filter*. „Spanish Economic Review”, Vol. 1, s. 175-206.
- King R., Plosser C., Stock J., Watson M. (1987): *Stochastic Trends and Economic Fluctuations*. NBER Working Paper No. 2229, National Bureau of Economic Research Cambridge.
- Koopman S.J., Azevedo J. (2003): *Measuring Synchronisation and Convergence of Business Cycles*. Tinbergen Institute Discussion Papers 03-052/4, Tinbergen Institute.
- Kose M.A., Prasad E.S., Terrones M.E. (2003): *How Does Globalization Affect the Synchronization of Business Cycles?* IMF Working Paper WP/03/27, International Monetary Fund, Washington.
- Kwiatkowski D.P., Phillips C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992): *Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root*. „Journal of Econometrics”, Vol. 54, s. 159-178.

Kydland F.E., Prescott E.C. (1990): *Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth*. „Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review”, Vol. 14, Spring, s. 3-18.

Levy D. (2005): *Output, Capital, and Labor in the Short, and Long-Run*. Development and Comp Systems 0505012. Economics Working Paper Archive at WUSTL.

Nelson C.R., Plosser C.I. (1982): *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications*. „Journal of Monetary Economics”, Vol. 10, s. 139-162.

Rose A.K., Engel C. (2002): *Currency Unions and International Integration*. „Journal of Money Credit and Banking”, Vol. 34, No. 3, s. 804-826.

Stock J.M., Watson M.W. (1998): *Business Cycle Fluctuations in U.S. Macroeconomic Time Series*. NBER Working Paper No. 6528, National Bureau of Economic Research, Cambridge.

Wynne M.A., Koo J. (2000): *Business Cycles under Monetary Union: A Comparison of the EU and US*. „Economica”, Vol. 67, s. 347-374.

7

Aneksy

Aneks A: Dane

W pierwszej części analizy synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro wykorzystano kwartalne szeregi czasowe reprezentujące PKB danego kraju w cenach stałych (indeks 1995 = 100) oraz analogiczny szereg czasowy reprezentujący PKB strefy euro jako całości. Przyjęte do analizy szeregi czasowe PKB pochodzą z bazy danych Eurostat i obejmują w przypadku danego kraju wszystkie dostępne obserwacje do drugiego kwartału 2005 r. włącznie. Analiza synchronizacji obejmuje okres od pierwszego kwartału 1991 r. do drugiego kwartału 2005 r., ponieważ jest to maksymalny, możliwy przedział czasowy porównania wahań koniunkturalnych krajów członkowskich strefy euro z analogicznymi wahaniami obserwowanymi w strefie euro jako całości. Z uwagi na brak dostępu do odpowiednich danych o PKB dla Grecji i Irlandii, kraje te zostały pominięte w analizie opartej na szeregach czasowych PKB. W drugiej części analizy synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro wykorzystano miesięczne szeregi czasowe reprezentujące przetwórstwo przemysłowe danego kraju w cenach stałych (indeks 2000 = 100) oraz analogiczny szereg czasowy reprezentujący przetwórstwo przemysłowe strefy euro jako całości. Szeregi czasowe przetwórstwa przemysłowego pochodzą z bazy danych OECD i obejmują w przypadku danego kraju wszystkie dostępne obserwacje do czerwca 2005 r. włącznie. Analiza synchronizacji pokrywa maksymalny, możliwy przedział czasowy porównania wahań koniunkturalnych krajów członkowskich strefy euro z analogicznymi wahaniami obserwowanymi w strefie euro jako całości, tzn. okres od stycznia 1980 r. do czerwca 2005 r. W przypadku analizy opartej na indeksach przetwórstwa przemysłowego uwzględniono wszystkie kraje członkowskie strefy euro.

Aneks B: Metodologia

B.1. Filtr band-pass

Zastosowany w przeprowadzonej analizie filtr band-pass jest filtrem asymetrycznym, tzn. że w procesie estymacji poszukiwanego komponentu wejściowego szeregu czasowego $\{y_t\}_{t=1}^T$ wykorzystuje cały dostępny szereg danych. Przed zastosowaniem filtra wejściowy szereg czasowy y_t został oczyszczony z dryfu. Wartości szeregu czasowego oczyszczonego z dryfu przyjmują postać $x_t = y_t - (t-1)\hat{\mu}$ dla $t = 1, 2, \dots, T$, gdzie y_t jest szeregiem czasowym zawierającym dryf, wielkość $\hat{\mu} = (y_T - y_1)/(T-1)$ stanowi estymator dryfu, natomiast T jest liczbą obserwacji szeregu czasowego y_t i zarazem szeregu x_t . Uzyskany w wyniku zastosowania asymetrycznego filtra band-pass wyjściowy szereg czasowy \hat{y}_t , będący poszukiwanym komponentem wejściowego szeregu czasowego y_t , składa się z T obserwacji i stanowi transformację szeregu x_t postaci:

$$\hat{y}_t = \sum_{j=-n_{t,1}}^{n_{t,2}} \hat{B}_{t,j} x_{t+j} \quad \text{dla } t = 1, \dots, T \quad (1)$$

gdzie $n_{t,1} = t-1$, $n_{t,2} = T-t$ oraz spełnione są warunki $n_{t,1} + n_{t,2} + 1 = T$ i $n_{t,1} < t$.

Wagi filtra przyjmują natomiast poniższą postać:

$$\hat{B}_{t,j} = B_j = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} B(e^{-i\omega}) e^{i\omega j} d\omega \quad \text{dla } t = 1, \dots, T \quad \text{oraz } j = -n_{t,1} + 1, \dots, n_{t,2} - 1 \quad (2)$$

gdzie $B(e^{-i\omega})$ jest funkcją odpowiedzi częstotliwościowej tzw. „idealnego” filtra band-pass, który aproksymujemy dla skończonej próby obserwacji. Dziedziną funkcji $B(e^{-i\omega})$ jest przedział częstotliwości $\langle -\pi, \pi \rangle$. Pod pojęciem częstotliwości rozumiemy wielkość $\omega = 2\pi/\tau$, gdzie $\tau \in (2, +\infty)$ oznacza okres (długość cyklu). Z kolei wielkość $i = \sqrt{-1}$ jest jednostką urojoną. Funkcja $B(e^{-i\omega})$ przyjmuje wartość jedności w obrębie opuszczanego przez filtr pasma częstotliwości, tzn. dla przedziału $\langle -\bar{\omega}, -\underline{\omega} \rangle \cup \langle \underline{\omega}, \bar{\omega} \rangle$, gdzie $0 < \underline{\omega} < \pi$ i $0 < \bar{\omega} < \pi$ oznaczają odpowiednio dolną i górną częstotliwość wyznaczającą owe pasmo, oraz zero poza tym przedziałem. W przypadku interesujących nas oscylacji koniunkturalnych przyjmujemy, że $\underline{\omega} = 2\pi/32$ i $\bar{\omega} = 2\pi/6$ dla danych

kwartalnych oraz $\underline{\omega} = 2\pi/96$ i $\bar{\omega} = 2\pi/18$ dla danych miesięcznych. Przy końcach próby obserwacji używane są wagi zmodyfikowane, które przyjmują postać:

$$\hat{B}_{t,-n_{t,1}} = \frac{B_0}{2} - \sum_{j=0}^{n_{t,1}-1} B_j \quad \text{oraz} \quad \hat{B}_{t,n_{t,2}} = \frac{B_0}{2} - \sum_{j=0}^{n_{t,2}-1} B_j \quad \text{dla} \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

Wagi filtra band-pass spełniają warunek:

$$\sum_{j=-n_{t,1}}^{n_{t,2}} \hat{B}_{t,j} = 0 \quad \text{dla} \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

który zapewnia usunięcie z danych wejściowych pierwiastka jednostkowego. Spełnienie warunku (4) oznacza, że filtr eliminuje moc spektralną wejściowego szeregu czasowego zgromadzoną na zerowej częstotliwości, usuwając w ten sposób z danych wejściowych trend stochastyczny, który jest wywoływany obecnością pierwiastka jednostkowego. Innymi słowy uzyskany w wyniku zastosowania filtra band-pass poszukiwany komponent niestacjonarnego szeregu czasowego jest szeregiem stacjonarnym.

Niewątpliwą zaletą filtra typu band-pass jest możliwość usunięcia z danych wejściowych oprócz długookresowego trendu stochastycznego, zarówno komponentów sezonowych, jak i nieregularnych, zawężając pasmo analizy jedynie do wahań o charakterze koniunkturalnym. Alternatywne podejście do ekstrakcji cykli koniunkturalnych, takie jak filtr Hodricka-Prescotta (1997), będący asymetrycznym filtrem typu high-pass, umożliwia jedynie usunięcie z danych wejściowych, które zostały uprzednio oczyszczone z wahań o charakterze sezonowym, długookresowego trendu. W wyniku czego uzyskane wahania cykliczne oprócz składowych koniunkturalnych zawierają oscylacje nieregularne. Naturalnie możliwą alternatywą jest estymacja cyklu koniunkturalnego za pomocą filtra Hodricka-Prescotta na podstawie tzw. komponentu trend-cykl wynikającego z zastosowania metody X-11 bądź X-12-ARIMA (por. Kaiser, Maravall (1999)). Niemniej jednak za stosowaniem filtra band-pass przemawia możliwość ścisłego określenia pasma częstotliwości koniunkturalnych w przeciwieństwie do przypadku połączenia metod oczyszczania danych z sezonowości z filtrem Hodricka-Prescotta, gdzie badacz ma jedynie wpływ na dolną krawędź pasma częstotliwości koniunkturalnych, którą ustala za pomocą tzw. parametru wygładzającego filtra Hodricka-Prescotta.

B.2. Analiza korelacji

Współczynnik cross-korelacji pomiędzy szeregami czasowymi $\{y_t\}_{t=1}^T$ i $\{x_t\}_{t=1}^T$, jest obliczany zgodnie z formułą:

$$\hat{\rho}_k^{yx} = \begin{cases} \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (y_t - \bar{y})(x_{t+k} - \bar{x})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}} & \text{dla } k = 0, 1, \dots, T-1 \\ \frac{\sum_{t=1-k}^T (y_t - \bar{y})(x_{t+k} - \bar{x})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}} & \text{dla } k = -1, -2, \dots, -(T-1) \end{cases} \quad (5)$$

gdzie k oznacza przesunięcie zmiennej x_t , wyrażone w jednostce czasu w przód bądź w tył w stosunku do zmiennej y_t . Zmienna y_t jest zmienną zależną, natomiast zmienna x_t jest zmienną niezależną. Ujemna i dodatnia wartość krytyczna dla współczynnika cross-korelacji przy poziomie istotności α wynosi odpowiednio $U_{\alpha/2}/\sqrt{T}$ i $U_{1-\alpha/2}/\sqrt{T}$, gdzie $U_{\alpha/2}$ i $U_{1-\alpha/2}$ oznaczają punkty standardowego rozkładu normalnego, $U \sim N(0,1)$, odpowiednio dla prawdopodobieństwa $\alpha/2$ i $1 - \alpha/2$. Współczynnik cross-korelacji dla przesunięcia k , który przekracza wartość krytyczną jest statystycznie istotny, tzn. że istnieje podstawa do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o tym, że współczynnik ten jest równy zero.

B.3. Analiza spektralna i cross-spektralna

Analiza szeregów czasowych w dziedzinie częstotliwości jest określana mianem analizy spektralnej i sprowadza się do wyznaczenia spektrum mocy, czyli widma rozpatrywanego szeregu czasowego. Spektrum mocy stanowi rozkład wariancji analizowanego szeregu czasowego w dziedzinie częstotliwości i umożliwia identyfikację znaczenia cykli o określonych częstotliwościach dla przebiegu analizowanego szeregu czasowego. Innymi słowy spektrum mocy odpowiada na pytanie, które częstotliwości mają większe, a które mniejsze znaczenie w wyjaśnianiu zmienności analizowanego szeregu czasowego. Spektrum mocy procesu stochastycznego z czasem dyskretnym $\{x_t\}_{t=-\infty}^{+\infty}$ o zerowej średniej i

stacjonarnej funkcji kowariancyjnej jest zdefiniowane jako transformata Fouriera ciągu autokowariancyjnego $\{\gamma_k^x\}_{k=-\infty}^{+\infty}$ tego procesu i jest dane wzorem:

$$S_x(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \gamma_k^x e^{-i\omega k} \quad \text{dla } \omega \in \langle -\pi, \pi \rangle \quad (6)$$

gdzie $\omega = 2\pi/\tau$ jest częstotliwością odpowiadającą okresowi τ . Wykorzystując teoremat De Moivre'a $e^{\pm i\omega} = \cos(\omega) \pm i \sin(\omega)$, gdzie $i = \sqrt{-1}$ jest jednostką urojoną oraz fakty, że ciąg autokowariancyjny jest symetryczny ($\gamma_{-k}^x = \gamma_k^x$) oraz że $\cos(-\omega) = \cos(\omega)$, $\sin(-\omega) = -\sin(\omega)$, $\cos(0) = 1$ i $\sin(0) = 0$, spektrum mocy może być zapisane jako:

$$S_x(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left[\gamma_0^x + 2 \sum_{k=1}^{+\infty} \gamma_k^x \cos(\omega k) \right] \quad \text{dla } \omega \in \langle -\pi, \pi \rangle \quad (7)$$

Spektrum mocy jest funkcją ciągłą o wartościach rzeczywistych i symetryczną względem zera, a więc dla celów analizy można ograniczyć dziedzinę częstotliwości do przedziału $\langle 0, \pi \rangle$. Zależność pomiędzy spektrum mocy procesu x_t i jego wariancją jest dana wzorem, który jest odwrotną transformatą Fouriera:

$$\gamma_0^x = \int_{-\pi}^{\pi} S_x(\omega) d\omega = 2 \int_0^{\pi} S_x(\omega) d\omega \quad (8)$$

W przypadku skończonej próby obserwacji, „naturalnym” sposobem estymacji spektrum mocy jest zastąpienie w równaniu (6) ciągu teoretycznych autokowariancji γ_k^x przez ciąg empirycznych autokowariancji $\hat{\gamma}_k^x$, który uzyskujemy na podstawie szeregu czasowego $\{x_t\}_{t=1}^T$, stosując estymator autokowariancji:

$$\hat{\gamma}_k^x = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-k} (x_t - \bar{x})(x_{t+k} - \bar{x}) \quad \text{dla } k = 0, 1, \dots, T-1 \quad (9)$$

Ciąg autokowariancyjny jest symetryczny, a więc autokowariancje dla $k = -1, -2, \dots, -(T-1)$ są równe autokowariancom dla $k = 1, 2, \dots, T-1$, tzn. $\hat{\gamma}_{-k}^x = \hat{\gamma}_k^x$. Estymator spektrum mocy uzyskany w wyniku zamiany ciągu teoretycznych autokowariancji przez ciąg empirycznych autokowariancji nosi nazwę periodogramu z próby i wyraża się wzorem:

$$I_x(\omega_j) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-(T-1)}^{T-1} \hat{\gamma}_k^x e^{-i\omega_j k} = \frac{1}{2\pi} \left[\hat{\gamma}_0^x + 2 \sum_{k=1}^{T-1} \hat{\gamma}_k^x \cos(\omega_j k) \right] \quad (10)$$

gdzie ω_j oznacza dyskretną częstotliwość Fouriera, tzn. $\omega_j = 2\pi j/T$, gdzie $j = 0, 1, \dots, T/2$ dla T parzystego lub $j = 0, 1, \dots, (T-1)/2$ dla T nieparzystego. Okres cyklu odpowiadający j -tej dyskretniej częstotliwości Fouriera wynosi $\tau_j = T/j$. Periodogram jest asymptotycznie nieobciążonym estymatorem spektrum mocy, ale nie jest estymatorem zgodnym, tzn. że jego wariancja nie zmniejsza się wraz ze wzrostem dostępnej liczby obserwacji. Przy estymacji spektrum mocy za pomocą periodogramu, $100 \cdot (1 - \alpha)\%$ przedział ufności dla spektrum mocy jest dany jako:

$$\frac{2I_x(\omega_j)}{\chi_2^2(1-\alpha/2)} \leq S_x(\omega_j) \leq \frac{2I_x(\omega_j)}{\chi_2^2(\alpha/2)} \quad (11)$$

gdzie $\chi_2^2(\alpha/2)$ i $\chi_2^2(1-\alpha/2)$ oznaczają wartości rozkładu χ^2 o 2 stopniach swobody odpowiednio dla poziomu istotności $\alpha/2$ i $1-\alpha/2$. W celu zredukowania wariancji periodogramu dopuszcza się jego wygładzanie, jednakże odbywa się to kosztem utraty nieobciążoności estymatora. Istnieje możliwość estymacji spektrum mocy dla częstotliwości ω_j za pomocą pewnej średniej ważonej wartości periodogramu w sąsiedztwie ω_j . Wagi, które będą wykorzystane do estymacji są określone jako jądro κ_m . Estymator spektrum mocy dla częstotliwości ω_j przyjmuje postać symetrycznej średniej ruchomej:

$$\hat{S}_x(\omega_j) = \sum_{m=-h}^h \kappa_m I_x(\omega_{j+m}) \quad (12)$$

Parametr h określa ile częstotliwości jest wykorzystywanych przy estymacji i nosi nazwę szerokości pasma przenoszenia, a więc określa szerokość tzw. okna spektralnego. Wagi κ_m są symetryczne, $\kappa_{-m} = \kappa_m$, oraz sumują się do jedności, tzn. $\sum_{m=-h}^h \kappa_m = 1$. Należy dodać, że $\hat{S}_x(\omega_j)$ ma taką samą długość jak periodogram, ponieważ przy wygładzaniu uwzględnia się fakt, że spektrum mocy jest okresową funkcją ω , tzn. $S(\omega + 2\pi k) = S(\omega)$ gdzie k jest dowolną liczbą całkowitą. Przy estymacji spektrum mocy za pomocą $\hat{S}_x(\omega_j)$, $100 \cdot (1 - \alpha)\%$ przedział ufności dla spektrum mocy jest dany jako:

$$\frac{v\hat{S}_x(\omega_j)}{\chi_v^2(1-\alpha/2)} \leq S_x(\omega_j) \leq \frac{v\hat{S}_x(\omega_j)}{\chi_v^2(\alpha/2)} \quad (13)$$

gdzie $\chi_v^2(\alpha/2)$ i $\chi_v^2(1-\alpha/2)$ oznaczają punkty rozkładu χ^2 o $v = 2/\sum_{m=-h}^h \kappa_m^2$ stopniach swobody odpowiednio dla prawdopodobieństwa $\alpha/2$ i $1-\alpha/2$. W obliczeniach opisanych w artykule w przypadku każdej zmiennej w celu wygładzenia periodogramu i składowych prezentowanych poniżej miar analizy cross-spektralnej wykorzystano trójkątne okno spektralne dla parametru szerokości pasma przenoszenia $h = 3$. Wagi użytego w obliczeniach okna spektralnego przyjmują postać:

$$\kappa_m = \begin{cases} (h+1-|m|)(h+1)^2 & \text{dla } |m| \leq h \\ 0 & \text{dla } |m| > h \end{cases} \quad (14)$$

Wybór powyższego okna spektralnego, zwanego inaczej zmodyfikowanym oknem Bartletta, został podyktowany przez jego powszechne wykorzystanie w analizie spektralnej. Zmodyfikowane okno Bartletta jest proponowane do estymacji spektrum mocy m.in. przez Hamiltona (por. Hamilton (1994), s. 166-167).

Podstawową wielkością w przypadku analizy zależności dwóch zmiennych w dziedzinie częstotliwości jest cross-spektrum, które stanowi rozkład kowariancji dwóch stacjonarnych procesów stochastycznych w dziedzinie częstotliwości. Załóżmy, że proces stochastyczny z czasem dyskretnym $\{x_t\}_{t=-\infty}^{+\infty}$ o zerowej średniej i stacjonarnej funkcji kowariancyjnej jest zmienną niezależną, natomiast proces o analogicznych własnościach $\{y_t\}_{t=-\infty}^{+\infty}$ jest zmienną zależną, wówczas cross-spektrum tych zmiennych, jest zdefiniowane jako transformata Fouriera ciągu cross-kowariancyjnego $\{\gamma_k^{xy}\}_{k=-\infty}^{+\infty}$ tych zmiennych i jest dane wzorem:

$$S_{xy}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \gamma_k^{xy} e^{-i\omega k} \quad \text{dla } \omega \in \langle -\pi, \pi \rangle \quad (15)$$

Wykorzystując teoremat De Moivre'a $e^{\pm i\omega} = \cos(\omega) \pm i \sin(\omega)$, możemy zapisać cross-spektrum w postaci:

$$S_{xy}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \gamma_k^{xy} \cos(\omega k) - i \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \gamma_k^{xy} \sin(\omega k) =$$

$$= c_{xy}(\omega) - iq_{xy}(\omega) \quad \text{dla } \omega \in \langle -\pi, \pi \rangle \quad (16)$$

Wielkość $c_{xy}(\omega)$ nosi nazwę co-spektrum i stanowi część rzeczywistą cross-spektrum, natomiast wielkość $q_{xy}(\omega)$, zwana spektrum kwadraturowym, stanowi ujemną część urojoną cross-spektrum. W przeciwieństwie do spektrum mocy, cross-spektrum przyjmuje z reguły wartości zespolone. Jest to spowodowane tym, że ciąg cross-kowariancyjny nie jest symetryczny ($\gamma_{-k}^{xy} \neq \gamma_k^{xy}$, ale $\gamma_{-k}^{xy} = \gamma_k^{yx}$). Na podstawie cross-spektrum możliwe jest zdefiniowanie trzech miar zwanych odpowiednio wzmocnieniem zmiennej x_t względem y_t , przesunięciem fazowym oraz koherencją, które dane są kolejno poprzez poniższe wzory:

$$G_{xy}(\omega) = \frac{(c_{xy}(\omega)^2 + q_{xy}(\omega)^2)^{\frac{1}{2}}}{S_x(\omega)} \quad i \quad G_{xy}(\omega) \geq 0 \quad \text{dla } \omega \in \langle -\pi, \pi \rangle \quad (17)$$

$$\phi_{xy}(\omega) = \tan^{-1} \left(\frac{-q_{xy}(\omega)}{c_{xy}(\omega)} \right) \quad \text{dla } \omega \in \langle -\pi, \pi \rangle \quad (18)$$

$$K_{xy}^2(\omega) = \frac{c_{xy}(\omega)^2 + q_{xy}(\omega)^2}{S_x(\omega)S_y(\omega)} \quad i \quad 0 \leq K_{xy}^2(\omega) \leq 1 \quad \text{dla } \omega \in \langle -\pi, \pi \rangle \quad (19)$$

Wzmocnienie zmiennej x_t względem zmiennej y_t jest interpretowane jako moduł współczynnika β w regresji zmiennej y_t względem x_t dla danej częstotliwości ω . Przesunięcie fazowe informuje o tym czy zmienna x_t wyprzedza, czy opóźnia się w stosunku do y_t . Ujemna (dodatnia) wartość przesunięcia fazowego informuje o wyprzedzaniu (opóźnianiu) dla częstotliwości ω . Z kolei koherencja stanowi miarę dopasowania R^2 w regresji zmiennej y_t względem x_t dla częstotliwości ω . W przypadku analizy cross-spektralnej, tak samo jak w przypadku analizy spektralnej, można ograniczyć dziedzinę częstotliwości do przedziału $\langle 0, \pi \rangle$.

W przypadku estymacji cross-spektrum dla skończonych prób obserwacji postępuje się analogicznie jak w przypadku estymacji spektrum mocy, tzn. należy zamienić ciąg teoretycznych cross-kowariancji przez ciąg empiryczny,

wykorzystując w tym celu estymator cross-kowariancji pomiędzy szeregami czasowymi $\{x_t\}_{t=1}^T$ i $\{y_t\}_{t=1}^T$:

$$\hat{\gamma}_k^{xy} = \begin{cases} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-k} (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}) & \text{dla } k = 0, 1, \dots, T-1 \\ \frac{1}{T} \sum_{t=1-k}^T (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}) & \text{dla } k = -1, -2, \dots, -(T-1) \end{cases} \quad (20)$$

Estymacja wzmocnienia, przesunięcia fazowego i koherencji wymaga zastosowania wygładzonych postaci co-spektrum, spektrum kwadraturowego oraz spektrum mocy zmiennej x_t oraz y_t . W tym celu w przeprowadzonej analizie wykorzystano wyżej wspomniane spektralne okno trójkątne. Wartość krytyczna koherencji przy poziomie istotności α wynosi:

$$\hat{K}_{xy}^2(\omega_j) = \frac{2F_{2,v-2}(1-\alpha)}{v-2 + 2F_{2,v-2}(1-\alpha)} \quad (21)$$

gdzie $F_{2,v-2}(1-\alpha)$ oznacza punkt rozkładu F -Snedecora o 2 i $v-2$ stopniach swobody przypadający dla prawdopodobieństwa $1-\alpha$. Wstęgi $100 \cdot (1-\alpha)\%$ przedziału ufności dla wzmocnienia są dane przez formułę:

$$\hat{G}_{xy}^2(\omega_j) \pm \hat{G}_{xy}(\omega_j) \sqrt{\frac{2}{v-2} \cdot F_{2,v-2}(1-\alpha) \cdot \frac{1 - \hat{K}_{xy}^2(\omega_j)}{\hat{K}_{xy}^2(\omega_j)}} \quad (22)$$

gdzie $\hat{G}_{xy}(\omega_j)$ stanowi estymator wzmocnienia, natomiast $\hat{K}_{xy}^2(\omega_j)$ oznacza estymator koherencji. Z kolei wstęgi $100 \cdot (1-\alpha)\%$ przedziału ufności dla przesunięcia fazowego są dane jako:

$$\hat{\phi}_{xy}(\omega_j) \pm \sin^{-1} \sqrt{\frac{2}{v-2} \cdot F_{2,v-2}(1-\alpha) \cdot \frac{1 - \hat{K}_{xy}^2(\omega_j)}{\hat{K}_{xy}^2(\omega_j)}} \quad (23)$$

gdzie $\hat{\phi}_{xy}(\omega_j)$ stanowi estymator przesunięcia fazowego.