

Wahania cykliczne w Polsce i strefie euro

Elżbieta Adamowicz
Sławomir Dudek
Dawid Pachucki
Konrad Walczyk

Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego

Rada Programowa:

Maria Drozdowicz-Bieć (Przewodnicząca), Joanna Klimkowska (Sekretarz)
Marco Malgarini, Ataman Ozyildirim, Janusz Stacewicz

Komitet Redakcyjny:

Elżbieta Adamowicz (Redaktor Naczelny)
Konrad Walczyk (Sekretarz)

Publikacja powstała w ramach grantu MNiSW nr N N112 329938
Publikacja została zrecenzowana zgodnie z wytycznymi MNiSW

© Copyright by Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2012

Wydawnictwa Instytutu Rozwoju Gospodarczego
Warszawa, ul. Rakowiecka 22

Wydanie I

Wersja papierowa czasopisma jest wersją pierwotną

ISSN 0866-9503

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie – Oficyna Wydawnicza

02-554 Warszawa, al. Niepodległości 164

e-mail: wydawnictwo@sgh.waw.pl, www.sgh.waw.pl/wydawnictwo/

Druk i oprawa
ESUS Drukarnia Cyfrowa
61-855 Poznań, ul. Wierzbicice 35
www.esus.pl

Nakład: 250 egz.

Zamówienie

Spis treści

| | |
|---|-----|
| I. WSTĘP | 5 |
| II. OPIS PROCESU BADAWCZEGO | 11 |
| II.1. Metoda wykomponowania czynnika cyklicznego - dekompozycja szeregu czasowego | 11 |
| II.2. Analiza morfologii wahań | 13 |
| II.3. Metody badania współbieżności (synchronizacji) wahań | 15 |
| II.4. Reakcje gospodarek na szoki podażowe i popytowe | 18 |
| II.5. Metoda porównania struktur | 21 |
| III. SYNCHRONIZACJA WAHAŃ CYKLICZNYCH MIĘDZY KRAJAMI | 22 |
| III.1. Produkt krajowy brutto | 22 |
| III.2. Nastroje gospodarcze | 36 |
| III.3. Spożycie gospodarstw domowych | 50 |
| III.4. Nastroje konsumenckie | 63 |
| III.5. Inwestycje | 75 |
| III.6. Przemysł przetwórczy | 87 |
| III.7. Koniunktura w przemyśle przetwórczym | 99 |
| III.8. Budownictwo | 111 |
| III.9. Koniunktura w budownictwie | 120 |
| III.10. Handel detaliczny | 132 |
| III.11. Koniunktura w handlu detalicznym | 146 |
| IV. MODELOWANIE VAR | 160 |
| V. PODOBIENSTWO STRUKTUR GOSPODARCZYCH | 185 |
| VI. PODSUMOWANIE | 201 |
| Literatura | 210 |
| Załączniki | 214 |
| Z1. Źródła danych, kodowanie i opis zmiennych | 214 |

I. WSTĘP

Działalność gospodarcza podlega nieustannym fluktuacjom. Wahaniom podlegają główne zmienne makroekonomiczne, opisujące aktywność gospodarczą. Zmiany te przebiegają z różną intensywnością w kolejnych okresach, podlegają jednak pewnym prawidłowościom cyklicznym. Za przełomowe w dziedzinie identyfikacji cyklu koniunkturalnego uznaje się prace Burnsa i Mitchella. Są oni autorami klasycznej definicji cyklu, zaś opublikowana przez nich w 1946 roku praca pt. *Measuring business cycles* uważana jest za fundamentalne dzieło, stanowiące punkt zwrotny w badaniach koniunktury. Cykl koniunkturalny określa się klasycznie jako „rodzaj fluktuacji obserwowanych w ogólnej działalności gospodarczej narodów, które organizują swoją działalność głównie w przedsiębiorstwach nastawionych na zysk: cykle składają się z ekspansji, występującej w tym samym czasie w różnych obszarach aktywności gospodarczej, po której następują podobnie powszechne recesje, spowolnienia i ożywienia prowadzące do ekspansji w następnym cyklu; ta sekwencja zmian powtarza się, ale nie periodycznie; czas trwania cykli koniunkturalnych zmienia się od więcej niż jednego roku do dwunastu lat; nie są podzielne na krótsze cykle o podobnym charakterze i amplitudzie podobnej do nich samych”¹. Badania prowadzone w ramach głównych nurtów współczesnej makroekonomii doprowadziły do rozwinięcia i zmodyfikowania tej definicji. Wprowadzono kategorię cyklu wzrostu jako trafniej oddającą charakter występujących obecnie fluktuacji. Jako jedna z pierwszych nowe podejście zdefiniowała Mintz, badając przebieg cykli w Niemczech zachodnich po II wojnie światowej. Koncepcja Mintz bazuje na dostosowywaniu się zmiennych i wskaźników do ich rosnącego trendu². Wyróżniła ona dwa podejścia do badania tych procesów. Pierwsze koncentruje się na badaniu fluktuacji zagregowanej aktywności gospodarczej wokół długookresowego trendu. Wahania te są podstawą do wyróżnienia dwóch faz aktywności gospodarczej: fazy wzrostowej, kiedy rosnąca aktywność przesuwa gospodarkę powyżej linii trendu (wzrost aktywności gospodarczej, ekspansja) i spadkowej, kiedy spowolnienie aktywności gospodarczej przesuwa gospodarkę poniżej linii trendu (spadek aktywności gospodarczej, recesja). Ta koncepcja określana jest mianem cyklu odchyłeń, uwaga badaczy koncentruje się bowiem na odchyleniach wartości poszczególnych zmiennych od ich długookresowej tendencji zmian. Drugie podejście koncentruje się na badaniu dynamiki zmian stóp

¹ Burns, Mitchell, s. 3.

² Mintz, s. 12-14.

wzrostu poszczególnych zmiennych makroekonomicznych, opisujących aktywność gospodarczą. W szczególności na przyspieszeniach tempa tego wzrostu i jego spowolnieniach. Główna różnica między tymi podejściami, zdaniem Mintz, sprowadza się do definicji średniej stopy wzrostu, która w cyklu stóp wzrostu staje się punktem odniesienia dla rozróżnienia okresów wysokiej i niskiej stopy wzrostu, zaś w cyklu odchyłeń zastępuje długookresowy trend, względem którego mierzy się odchylenia.³ Dynamiczny rozwój zarówno metod filtracji trendu jak i technik i procedur obliczeniowych, jaki nastąpił w ostatnich latach, oraz dostępność zautomatyzowanych pakietów komputerowych, znacząco zmieniły znaczenie tego problemu.

W definicji cyklu wzrostu akcentuje się współzależność wzrostu i wahań cyklicznych, wyróżniając dwie fazy cyklu koniunkturalnego: okresy relatywnie wysokich i niskich stóp wzrostu w cyklu stóp wzrostu bądź okresy przyspieszenia i spowolnienia aktywności gospodarczej w cyklu odchyłeń⁴. Poszczególne fazy, podobnie jak w cyklu klasycznym, są oddzielone od siebie punktami zwrotnymi. Lokalizacja punktów zwrotnych ma istotne znaczenie dla charakterystyki cech morfologicznych wahań. Cykle wzrostowe znalazły wielu zwolenników wśród współczesnych badaczy koniunktury. Wśród powodów, które mogą być przyczyną tej popularności, Moore wymienia następujące fakty:

- wskaźniki wyprzedzające koniunktury trafniej odwzorowują cykle wzrostowe niż klasyczne, ponieważ są bardziej wrażliwe na wszelkiego rodzaju spowolnienia;
- wszystkie wskaźniki, zarówno wyprzedzające, równoległe jak i opóźnione w odniesieniu do cyklu wzrostowego, zachowują się w podobny sposób w USA i innych krajach uprzemysłowionych,
- cykle wzrostowe są ściśle powiązane ze stopą inflacji - większym spadkiem stopy inflacji od 1948 roku towarzyszy spowolnienie wzrostu, często także wzrost bezrobocia⁵.

Z kolei Zarnowitz podkreśla, iż współcześnie cykle ujawniają się bardziej w zmianach stóp wzrostu niż zmianach poziomów poszczególnych zmiennych, zwłaszcza produktu i zatrudnienia⁶.

³ Tamże, s. 16.

⁴ Zależności te podkreślali w swoich badaniach wybitni analitycy cykli koniunkturalnych: Zarnowitz, Klein, czy Moore (zob. Klein, Moore; Zarnowitz, Moore; Zarnowitz).

⁵ Moore, s. 62-64.

⁶ Zarnowitz, s. XV.

Do badania cykli wzrostowych wykorzystywane są nieco odmienne narzędzia i metody analizy statystyczno-ekonometrycznej. Podstawową różnicą w stosunku do analizy klasycznej jest konieczność wypreparowania trendu oraz czynnika odpowiadającego za fluktuacje wokół niego. Wykorzystywane są do tego celu specjalistyczne metody określane mianem filtrów. Wiele metod i narzędzi, rozwijanych do badania cech morfologicznych klasycznych wahań cyklicznych zostało zaadoptowanych do badania tych cech w cyklu wzrostowym.

Przedmiotem badań i głównych kontrowersji między przedstawicielami poszczególnych nurtów makroekonomii są zwłaszcza przyczyny fluktuacji. Problem ten ma kluczowe znaczenie dla polityki gospodarczej. Pomijając pomniejsze nurty teoretyczne (szkoły austriackiej, teorię cyklu politycznego, teorię anarchistyczno-syndykalistyczną), linia podziału przebiega między zwolennikami podejścia klasycznego i keynesowskiego. Różnice między ekonomistami w opisie przyczyn i przebiegu cykli koniunkturalnych wynikają zarówno z odmiennych przesłanek teoretycznych, jak i odmiennego postrzegania zależności o charakterze przyczynowo-skutkowym. Najogólniej można stwierdzić, iż zwolennicy ekonomii klasycznej głównych przyczyn wahań koniunkturalnych upatrują w procesach zachodzących po stronie podaży, akcentując rolę wielkości realnych, podczas gdy zwolennicy Keynesa lokują je po stronie popytu. W ostatnich latach do teorii makroekonomii przebija się pogląd, zgodnie z którym cykl koniunkturalny w klasycznym rozumieniu nie występuje, a obserwowane fluktuacje, stanowiące niecykliczne odchylenia od stanu równowagi (lub stanu bliskiego stanowi równowagi), nie mają charakteru deterministycznego, modelowane są jako szoki stochastyczne⁷

Wraz z powstaniem i rozszerzaniem się obszarów wspólnej waluty, w dziedzinie badań nad cyklem koniunkturalnym wykształcił się odrębny nurt, oparty na teorii optymalnych obszarów walutowych (Mundell, 1961), w ramach którego prowadzone są badania nad synchronizacją cykli koniunkturalnych między gospodarkami lub grupami gospodarek. W teorii integracji monetarnej wyróżnia się trzy podejścia (Borowski, Woreta, 2002). W wąskim ujęciu szacuje się jedynie koszty utraty autonomii polityki pieniężnej i kursowej. Koszt ten jest tym większy, im większa jest podatność gospodarki na szoki asymetryczne (McKinnon, 1963), zaś symetryczność szoków makroekonomicznych określona jest m.in. przez podobieństwo struktur gospodarczych, które jest swoistą meta-właściwością, konsumującą wpływ innych czynników (Kenen, 1969). Im jest ono wyższe, tym większa jest synchroniczność cykli

⁷ Taki pogląd prezentowany jest m.in. w pracy Barczyka, Kąska, Lubińskiego i Marczewskiego.

koniunkturalnych powiązanych gospodarek, przemawiająca za prowadzeniem wspólnej polityki pieniężnej (Tavlas, 1994). Badania synchronizacji cykli koniunkturalnych prowadzone są w podejściu poszerzonym, zwanym eklektycznym. Pełna analiza bilansu korzyści i strat wynikających z wprowadzenia wspólnej waluty (podejście trzecie) wymaga nadto oceny otwartości gospodarczej i elastyczności rynków czynników wytwórczych.

Dotychczasowy dorobek w dziedzinie badania cykli koniunkturalnych jest dość obfity. Badacze cyklu koniunkturalnego w Polsce odczuwają pewien dyskomfort, wynikający zarówno ze stosunkowo krótkiego okresu, jaki minął od transformacji systemu funkcjonowania gospodarki, jak i dodatkowego skrócenia dostępnych szeregów danych, opisujących przebieg działalności gospodarczej w okresie transformacji, ze względu na ich nieporównywalność (dotyczy to zwłaszcza PKB). Mimo to ten nurt badawczy rozwija się w Polsce dynamicznie. Z prac powstałych w ostatnim okresie należy wymienić przede wszystkim badania: Barczyka, Kąska, Lubińskiego, Marczewskiego (2006), Matkowskiego i Próchniaka (2005, 2007, 2009), Skrzypczyńskiego (2006, 2008, 2010), Drozdowicz-Bieć (2008), Barczyka, Konopczak, Lubińskiego i Marczewskiego (2010), Gradzewicza, Growca, Hagemejera i Popowskiego (2010). Dyskusje prowadzone w związku z wejściem naszego kraju do unii walutowej przyczyniły się do aktywizacji środowiska badaczy koniunktury w naszym kraju. Obecny kryzys zwiększył także zainteresowanie wynikami tych badań wśród polityków gospodarczych. To skłoniło autorów do podjęcia proponowanego tematu badawczego

Podjęto badania, mające na celu udowodnienia następującej hipotezy badawczej: synchronizacja wahań cyklicznych w Polsce i krajach członkowskich pogłębia się. Badanie przeprowadzono dla wybranych krajów członkowskich UE, jako obszar referencyjny przyjęto strefę euro jako całość (EA17). Spośród starych krajów członkowskich analizowano trzy największe gospodarki: Niemcy (DE), Francję (FR) i Włochy (IT) oraz trzy kraje należące do tzw. grupy krajów peryferyjnych, tj. Hiszpanię (ES), Portugalię (PT) i Grecję (GR). Spośród nowych krajów członkowskich, analizowano siedem krajów (NMS7), kraje bałtyckie: Litwę (LT), Łotwę (LV) i Estonię (EE) oraz kraje grupy wyszechradzkiej: Polskę (PL), Czechy (CZ), Węgry (HU) i Słowację (SK). Dobór krajów do analizy był arbitralną decyzją autorów.

Występujące między krajami różnice wynikają z odmienności struktur gospodarczych, powodujących odmienne reakcje na szoki popytowe i podażowe. Proces badawczy, prowadzący do weryfikacji przyjętej hipotezy, podzielono na kilka etapów: W pierwszym etapie przeprowadzono badania obejmujące:

- identyfikację wahań cyklicznych poszczególnych zmiennych makroekonomicznych, ilościowych: PKB (PKB), produkcji sprzedanej przemysłu (IP), konsumpcji (CONS), produkcji budowlanej (CP), inwestycji (GFCF), sprzedaży detalicznej (RS) i jakościowych: wskaźnika nastrojów ekonomicznych (ESI), wskaźnika nastrojów konsumentów (CSI), wskaźnika koniunktury w przemyśle (ICI), budownictwie (CCI), handlu (RCI).
- analizę cech morfologicznych wahań koniunkturalnych⁸ zidentyfikowanych dla poszczególnych zmiennych i krajów, obejmującą identyfikację punktów zwrotnych, czas trwania zarówno całego cyklu, w ujęciach T-P-T (tj. dolny punkt zwrotny - górny punkt zwrotny - dolny punkt zwrotny) i P-T-P (tj. górny punkt zwrotny- dolny punkt zwrotny - górny punkt zwrotny), jak i poszczególnych jego faz, wartości ekstremalne, amplitudy i intensywność zachodzących zmian;
- analizę synchronizacji wahań poprzez analizę podobieństwa (zbieżności) wahań koniunkturalnych w poszczególnych krajach na poziomie każdej analizowanej zmiennej względem strefy euro jako całości. W tym etapie analizy przeprowadzono:
 - porównanie cech morfologicznych dla poszczególnych krajów względem strefy euro oraz przeprowadzono analizę chronologii punktów zwrotnych,
 - analizę korelacji jednoczesnych, korelacji krzyżowych oraz analizę zmian w czasie współczynników korelacji na podstawie rekursywnych współczynników korelacji,
 - analizę przy wykorzystaniu miar spektralnych: współczynnika koherencji i przesunięcia fazowego,
 - analizę graficzną polegającą na porównaniu przebiegu krzywych reprezentujących wahania cykliczne.

W drugim etapie badanie przebiegu cykli koniunkturalnych zostało uzupełnione o analizę porównawczą struktur gospodarek UE. Obejmuje ona: tworzenie PKB (wartość dodana wg PKD 2007) i rozdysponowanie PKB (struktura wydatków konsumpcyjnych wg COICOP, struktura inwestycji wg CPA) . W dalszej kolejności

⁸ W tym miejscu należy podkreślić, że z uwagi na krótkie szeregi czasowe, które obejmują 2-3 cykle zdecydowano się na zastosowanie oprócz analizy statystycznej i ekonometrycznej, opisowej analizy w konwencji stosowanej przez NBER. W tym podejściu analizuje się cechy morfologiczne poszczególnych faz i cykli. Tylko ten sposób analizy pozwalał na ew. ujawnienie niesymetryczności, nieregularności wahań i zróżnicować współzależność w zależności od cyklu. Analiza korelacyjna, spektralna „uśrednia” zależności.

analizie poddano zbieżność reakcji gospodarek wybranych krajów na szoki podażowe i popytowe zidentyfikowane za pomocą modeli SVAR opracowanych niezależnie dla każdej z badanych gospodarek. Modele SVAR pozwalają również na identyfikację dotychczasowych (zdiagnozowanych) szoków. Pozwala to na prześledzenie wpływu przeszłych szoków na kształtowanie się badanych zmiennych w historii i odpowiedź na pytanie, czy ich kształtowanie się w poszczególnych okresach w wybranych gospodarkach było zdeterminowane podobnymi, czy może asymetrycznymi szokami.

Prowadząc badania w konwencji cyklu wzrostowego koncentrujemy naszą uwagę na faktach i zdarzeniach, jakie miały miejsce w sferze realnej gospodarek Unii Europejskiej. Interesować nas będzie, czy zachodzące obecnie procesy potwierdzają niektóre wcześniejsze spostrzeżenia, dotyczące, między innymi prawidłowości empirycznych, często określanych w literaturze mianem tzw. stylizowanych faktów. W szczególności będziemy dążyli do uzyskania odpowiedzi na następujące pytania:

- czy ostatnia recesja była głębsza od poprzednich,
- czy okresy recesji są w dalszym ciągu krótsze niż okresy ekspansji, czy się wydłużyły pod wpływem ostatniego kryzysu,
- czy konsumpcja zmienia się wolniej niż dochód,
- czy amplituda wahań cyklicznych zmniejsza się
- czy dane o charakterze, jakościowym wcześniej sygnalizują nadchodzące zmiany.

Interesować nas będą także różnice w przebiegu wahań koniunkturalnych w nowych i starych krajach członkowskich UE. Różnice między największymi gospodarkami strefy euro, a krajami peryferyjnymi tego obszaru. W ramach nowych krajów członkowskich różnice między krajami bałtyckimi a krajami wyszechradzskimi.

Jak wzmiankowano powyżej do opisu zmian zachodzących w sferze realnej poszczególnych gospodarek wykorzystane zostaną dane ilościowe, gromadzone przez urzędy statystyczne oraz dane jakościowe, pozyskiwane w badaniach koniunktury.

Z uwagi na dostępność wiarygodnych danych, badania obejmują okres ostatnich 17 lat, tj. od 1995 r. (w przypadku danych miesięcznych do października 2001 r., czyli 202 obserwacje miesięczne i w przypadku danych kwartalnych do III kw. 2011 r. - 67 obserwacji kwartalnych). Badania zostały sfinansowane przez MNiSzW w ramach grantu nr N N112 329938 *Wahania koniunkturalne w Polsce i strefie euro*. W niniejszej pracy prezentujemy najważniejsze wyniki. Szczegółowe wyniki badań zamieszczone są na stronie www.sgh.waw.pl/irg/wahania_cykliczne.

II. OPIS PROCESU BADAWCZEGO

II.1. Metoda wykomponowania czynnika cyklicznego – dekompozycja szeregu czasowego

Sposób i zakres dekompozycji szeregu czasowego w analizie koniunktury zależy od przyjętej definicji wahań koniunkturalnych. W niniejszym badaniu przyjęto koncepcję cyklu odchyłeń, mierzonego jako wahania komponentu cyklicznego wokół długookresowego trendu, co wymaga oprócz oczyszczenia szeregów czasowych z wahań sezonowych i przypadkowych, również oszacowania trendu długookresowego.

Zakładając że analizowane szeregi statystyczne składają się z czterech składowych:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \text{ (dekompozycja addytywna) lub}$$

$$Y_t = T_t * C_t * S_t * I_t \text{ (dekompozycja multiplikatywna) albo}$$

$$Y_t = T_t * (1 + c_t) * (1 + s_t) * (1 + i_t) \text{ (dekompozycja multiplikatywna), gdzie}$$

T_t – to trend, czy też tendencja rozwojowa,

C_t, c_t – wahania cykliczne,

S_t, s_t – wahania sezonowe,

I_t, i_t – wahania nieregularne,

przedmiotem analizy są wahania komponentu cyklicznego wokół trendu. Analizowana

jest relacja $\frac{C_t}{T_t}$ lub po prostu c_t , która wyraża wahania składnika cyklicznego

rozumiane jako część (procent) trendu.

Najczęściej proces dekompozycji szeregu czasowego w celu analizy wahań koniunkturalnych w ujęciu cyklu odchyłeń od trendu jest przeprowadzany w kilku etapach. Stopniowo z szeregu czasowego są eliminowane składowe niebędące przedmiotem zainteresowania. Zazwyczaj w pierwszej kolejności z szeregu czasowego usuwana jest składowa sezonowa, w wyniku czego otrzymuje się szereg wyrównany sezonowo $Y_{sa_t} = f(T_t, C_t, I_t)$. W następnym kroku można zastosować dwa podejścia: estymować trend i rezydualnie wyznaczyć czynnik cykliczny lub bezpośrednio estymować komponent cykliczny i rezydualnie otrzymać trend. W obu przypadkach składowe obliczone rezydualnie zawierają również czynnik nieregularny.

Analizujemy zatem relację $\frac{C_t + I_t}{T_t}$ lub $\frac{C_t}{T_t + C_t}$. Niekiedy po wyeliminowaniu

składowej sezonowej (lub w ramach desezonalizacji) usuwa się również czynnik

nieregularny⁹, otrzymując tzw. komponent trend+cykl, tj. szereg czasowy oczyszczony z wahań sezonowych i przypadkowych $Y_{-tc_t} = f(T_t, C_t)$. Jednak w oryginalnym podejściu analizy cyklu wzrostowego, zaproponowanym przez Mintz, estymacji trendu dokonuje się na podstawie szeregu wyrównanego sezonowo. Współcześnie w analizach koniunkturalnych najczęściej wykorzystuje się filtry pasmowo-przepustowe. Do estymacji trendu wykorzystuje się filtr górnoprzepustowy Hodricka-Prescotta, co oznacza, że „przepuszczane” są wahania o długim okresie wahań. Do estymacji składnika cyklicznego stosuje się współcześnie filtry pasmowo-przepustowe, co oznacza, że w procesie filtracji eliminuje się zarówno wahania krótkookresowe, jak i wahania długookresowe (trend), czyli „przepuszcza” wahania z pewnego pasma, które jest arbitralne (określone przez badacza). W niniejszym opracowaniu założono, że wahania cykliczne mieszczą się w paśmie 1,5 roku do 10 lat; dla danych kwartalnych pasmo wynosiło (6-40), a dla danych miesięcznych (18-120).

W badaniu zastosowano jedną z najczęściej stosowanych we współczesnej literaturze przedmiotu metodę estymacji czynnika cyklicznego, a mianowicie filtr Christiano-Fitzgeralda¹⁰. Metoda ta, zdaniem autorów, w porównaniu do np. często stosowanego filtra Hodricka-Prescotta daje szacunki bardziej stabilne w czasie i mniej podatne na zmiany wraz z pojawianiem się kolejnych informacji (por. Nilsson i Gyomai, 2011). Konstrukcja tego filtra powoduje, że przy odpowiednio długiej próbie pozwala on na idealne odcięcie „zbędnych” częstotliwości. Podobne własności asymptotyczne ma filtr Baxtera-Kinga, jednak istnieje tylko w wersji symetrycznej (konsekwencją jest „ucinięcie” informacji na końcach szeregu). Ponadto, badania empiryczne wskazują, że filtr Christiano-Fitzgeralda wydaje się być bardziej uniwersalny względem filtra Baxtera-Kinga (por. Gyomai i Guidetti, 2008, Gradzewicz i in., 2010).

Filtr Christiano-Fitzgeralda jest filtrem pasmowo-przepustowym. Dokonuje on niesymetrycznej aproksymacji dla końca i początku próby, w związku z czym umożliwia wypreparowanie komponentu cyklicznego bez utraty obserwacji. Zastosowanie tego filtra wymaga określenia, czy szereg jest stacjonarny – I(0), czy też jest niestacjonarny – I(1). Dodatkowo można usunąć średnią, liniowy trend lub dryf. Wszystkie analizowane szeregi statystyczne były poddane testom pierwiastka jednostkowego, aby móc określić wersję stosowanego filtra CHF. Jeżeli stwierdzono,

⁹ Taką możliwość daje między innymi zastosowanie procedury wyrównywania TRAMO-SEATS lub ARIMA-X12.

¹⁰ Metodę zastosowano dla szeregu wyrównanego sezonowo, z którego usunięto obserwacje nietypowe przy zastosowaniu modułu TRAMO.

że szereg jest zintegrowany w stopniu pierwszym – I(1), to stosowano wersję filtra CHF I(1) z korektą dryfu. Dla szeregów stacjonarnych – I(0) stosowano wersję filtra CHF I(0) z korektą o średnią. Do obliczeń użyto pakietu Eviews 7.0. W przypadku zmiennych „ilościowych” zastosowano wersję filtra dla zmiennych zintegrowanych, a dla zmiennych „jakościowych” wersję dla zmiennych stacjonarnych.

Dodatkowo należy zaznaczyć, że w przypadku zmiennych ilościowych założono dekompozycję multiplikatywną dla zlogarytmowanych szeregów $\log(Y_{sa})_t = \log(T_t) + \log(1 + c_t) + \log(1 + i_t)$. Wówczas wyestymowana składowa cykliczna w przybliżeniu reprezentuje odchylenia komponentu cyklicznego od trendu, zgodnie z aproksymacją $\log(1 + c_t) \cong c_t$. W przypadku zmiennych jakościowych z założenia szeregi nie zawierają trendu i są wyrażone jako saldo w punktach procentowych. Po zastosowaniu filtru otrzymuje się więc komponent cykliczny salda, również wyrażony w punktach procentowych.

II.2. Analiza morfologii wahań

Pierwszym etapem analizy morfologii wahań jest identyfikacja punktów zwrotnych. W niniejszym opracowaniu zastosowano procedurę Bry'a-Boschan. Oryginalna procedura identyfikacji punktów zwrotnych opracowana przez Bry'a i Boschan, opublikowana w 1971, była dedykowana analizie cyklu klasycznego, czyli poziomu szeregów czasowych wyrównanych sezonowo, a więc zawierających trend i składową nieregularną. Oryginalna procedura jest wieloetapowa i polega na poszukiwaniu punktów zwrotnych w przebiegu wygładzonego szeregu czasowego – ważonymi i nieważonymi średnimi ruchomymi – jako lokalnych wartości maksymalnych (lub minimalnych). Wpierw identyfikuje się wstępnie punkty zwrotne w najbardziej wygładzonej postaci średniej ruchomej (która odwzorowuje komponent trend+cykl). W kolejnych etapach w ich otoczeniu poszukuje się punktów zwrotnych w szeregach o coraz niższym stopniu wygładzenia, kończąc identyfikację na pierwotnym szeregu statystycznym (czyli wyrównanym sezonowo). W każdym etapie weryfikuje się zidentyfikowane punkty zwrotne, nakładając pewne restrykcje co do długości cyklu, faz i położenia w pobliżu końców próby.

Bry i Boschan wyróżniają następujące etapy w procedurze automatycznej identyfikacji punktów zwrotnych:

1. Określenie ekstremalnych obserwacji nietypowych i ich zastąpienie.
2. Określenie wahań cyklicznych w przebiegu 12-miesięcznej średniej ruchomej (po usunięciu obserwacji ekstremalnych).

-
- a) identyfikacja wartości wyższych (lub niższych) od wartości obserwacji w okresie 5 miesięcy wprzód i wstecz;
 - b) wymuszenie naprzemienności punktów zwrotnych poprzez wybór wyższego z wielu górnych punktów zwrotnych (lub niższego w przypadku wielu dolnych punktów zwrotnych).
3. Określenie korespondujących punktów zwrotnych na krzywej Spencera (po usunięciu obserwacji ekstremalnych).
- a) identyfikacja najwyższych (lub najniższych) wartości w przedziale +/- 5 miesięcy od punktów zwrotnych zidentyfikowanych w przebiegu 12-miesięcznej średniej ruchomej;
 - b) wymuszenie minimalnej długości trwania cyklu na 15 miesięcy poprzez eliminację niższych górnych punktów zwrotnych i wyższych dolnych punktów zwrotnych w cyklach krótszych.
4. Określenie korespondujących punktów zwrotnych w przebiegu krótkookresowej średniej ruchomej, od 3 do 6 miesięcy, w zależności od liczby miesięcy dominacji cyklicznej MCD (*months of cyclical dominance*). Identyfikacja najwyższych (lub najniższych) wartości w przedziale +/- 5 miesięcy od punktów zwrotnych zidentyfikowanych w przebiegu krzywej Spencera.
5. Określenie punktów zwrotnych w przebiegu szeregu niewygładzonego.
- a) identyfikacja najwyższych (lub najniższych) wartości w przedziale +/- 4 miesięcy lub wartości MCD (w zależności co jest większe) od punktów zwrotnych zidentyfikowanych w przebiegu krótkookresowej średniej ruchomej;
 - b) eliminacja punktów zwrotnych w okresie 6 miesięcy na początku i na końcu szeregu czasowego;
 - c) eliminacja górnych punktów zwrotnych (lub dolnych punktów zwrotnych) na początku i końcu szeregu, które są niższe (lub wyższe) niż wartości bliższe końca;
 - d) eliminacja cykli, których czas trwania jest krótszy niż 15 miesięcy;
 - e) eliminacja faz, których czas trwania jest krótszy niż 5 miesięcy.
6. Określenie ostatecznych punktów zwrotnych.

Z uwagi na to, że w niniejszym opracowaniu wahania koniunkturalne są analizowane w ujęciu cyklu wzrostowego, na podstawie wygładzonego szeregu czasowego, z którego usunięto obserwacje nietypowe, możemy pominąć wiele etapów oryginalnej procedury Bry-Boschan. W szczególności nie musimy szacować 12-miesięcznej średniej ruchomej, krzywej Spencera i średniej MCD. Identyfikujemy punkty zwrotne dla komponentu cyklicznego zgodnie z regułą z punktu 2a:

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

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

i następnie sprawdzamy, czy te wstępne punkty zwrotne spełniają nałożone restrykcje (punkty 5b-e). W niniejszym badaniu przyjęto, że minimalna długość cyklu to 18 miesięcy (6 kwartałów), fazy – 9 miesięcy (3 kwartały), a K wynosi 5 miesięcy. Do identyfikacji punktów zwrotnych użyto pakietu BUSY.

Zidentyfikowanie punktów zwrotnych umożliwiło segmentację wahań na fazy wzrostowe (od dolnego punktu zwrotnego do górnego punktu zwrotnego, T-P) i fazy spadkowe (od górnego punktu zwrotnego do dolnego punktu zwrotnego, P-T). Dla zidentyfikowanych faz obliczono:

1. Miary długości:
 - a) długość trwania poszczególnych faz w miesiącach i kwartałach oraz średnie długości dla analizowanej próby, średnia długość fazy wzrostowej (T-P) i fazy spadkowej (P-T),
 - b) długość trwania kolejnych cykli T-T i P-P oraz średnie długości cykli w obu ujęciach,
2. Miary zmienności i rozproszenia wahań:
 - a) wartości maksymalne i minimalne wahań,
 - b) odchylenie standardowe,
 - c) amplitudę poszczególnych faz oraz średnie dla fazy spadkowej i wzrostowej. Amplitudę obliczano jako różnice absolutne, gdyż wahania były wyrażone w punktach procentowych,
 - d) intensywność zmian, tj. amplitudę na jednostkę czasu (miesiąc lub kwartał).

II.3. Metody badania współbieżności (synchronizacji) wahań

Komponenty cykliczne wszystkich analizowanych zmiennych zostały poddane analizie współbieżności; analizowano pary: dla strefy euro i poszczególnych krajów będących przedmiotem analizy. Do tego celu zastosowano następujące metody, wybrane spośród najczęściej spotykanych w literaturze przedmiotu metod badania zależności pomiędzy parą szeregów czasowych. Niektóre z nich to standardowe podejścia w analizach synchronizacji cykli koniunkturalnych, szeroko opisane w literaturze. W niniejszym opracowaniu zastosowano:

- analizę graficzną,
- analizę porównawczą cech morfologicznych,
- analizę korelacji jednoczesnych i korelacji krzyżowych,

- analizę korelacji rekursywnych,
- analizę przy wykorzystaniu miar spektralnych: współczynnika koherencji i przesunięcia fazowego.

W opracowaniu zamieściliśmy wszystkie wykresy analizowanych zmiennych, gdyż musimy pamiętać, że syntetyczne miary synchronizacji pokazują pewien średni obraz zależności. Korzystając z wykresów, czytelnik może samodzielnie przeanalizować przebieg wyestymowanych wahań cyklicznych. Wyniki szczegółowe obliczeń są dostępne na stronie www.sgh.waw.pl/irg/wahania-cykliczne/.

W analizie porównawczej cech morfologicznych analizowano występowanie punktów zwrotnych względem punktów zwrotnych zmiennej referencyjnej (dla strefy euro jako całości), czyli analizowano tzw. chronologię punktów zwrotnych. Badano, czy punkty zwrotne w danym kraju wyprzedzały, czy też były opóźnione względem cyklu referencyjnego. Oszacowano średnie wyprzedzenia/opóźnienia dla faz wzrostowych, faz spadkowych i średnio dla wszystkich punktów zwrotnych. Jednak na podstawie tej metody trudno jest wyciągnąć jednoznaczne wnioski, musimy bowiem pamiętać, że dysponujemy stosunkowo krótkimi szeregami czasowymi, które obejmują niedużą ilość cykli, w związku z czym te charakterystyki cyklu nie są w pełni miarodajne i muszą być interpretowane z dużą ostrożnością. Oceniając wyprzedzenia lub opóźnienia oraz podobieństwo segmentacji wahań należy brać pod uwagę, czy w przebiegu wahań dla danego kraju występują tzw. dodatkowe punkty zwrotne, tj. takie, których przy przyjętych zasadach nie udało się powiązać z żadnym punktem zwrotnym w cyklu referencyjnym oraz przypadki, kiedy punkt zwrotny w cyklu referencyjnym nie jest powiązany z żadnym punktem zwrotnym w cyklu danego kraju. O takim punkcie zwrotnym w cyklu referencyjnym mówi się, że został pominięty, „przegapiony” (*missed turning point*). Przedmiotem analizy porównawczej były również długość cykli i ich oraz amplitudy i intensywność.

Analizę korelacyjną przeprowadzono za pomocą współczynnika korelacji Pearsona. W przypadku analizy krzyżowej przyjęto roczne wyprzedzenia/opóźnienia (dane kwartalne +/- 4, dane miesięczne +/- 12).

Z punktu widzenia stopnia synchronizacji cykli istotne jest zbadanie, czy siła tej synchronizacji ulega zmianom w czasie. W celu ilustracji tego procesu obliczono rekursywnie współczynniki korelacji jednoczesnej z ruchomą próbą. Zastosowano trzy sposoby:

- współczynnik korelacji z ruchomym 6-letnim oknem (C)¹¹,
- współczynnik korelacji z rozszerzającą się próbą wprzód (6-letnia próba startowa) (C1),
- współczynnik korelacji z rozszerzającą się próbą w tył (6-letnia próba końcowa) (C2).

Obliczone współczynniki korelacji przypisano do ostatniej obserwacji i na wykresach zaprezentowano ich zmienność w czasie. Wykresy korelacji rekursywnych są dostępne na stronie www.sgh.waw.pl/irg/wahania-cykliczne/

Uzupełnieniem analizy korelacyjnej było obliczenie wybranych statystyk spektralnych. Oszacowano koherencję i przesunięcie fazowe. Analiza spektralna umożliwia zbadanie cech szeregu czasowego w dziedzinie częstotliwości. Stosując metody analizy spektralnej, jesteśmy w stanie określić, jak silny jest wpływ na przebieg zmiennej jej poszczególnych komponentów: cyklicznego, sezonowego, nieregularnego i trendu. Metody spektralne dostarczają ponadto narzędzi do badania współzależności pomiędzy dwoma szeregami czasowymi w z góry zadanym przedziale wahań (częstotliwościach)¹². Koherencja określa siłę zbieżności dwóch szeregów czasowych w zadanym paśmie wahań. W niniejszym opracowaniu to pasmo wynosiło dla danych kwartalnych (6-40), a dla danych miesięcznych (18-120). Koherencja szeregu X względem szeregu referencyjnego mówi, w jakim stopniu cykliczne wahania szeregu X są w stanie objaśnić cykliczne wahania szeregu referencyjnego

¹¹ Długość ruchomego okna w analizie korelacyjnej przyjęto arbitralnie, ponieważ nie istnieją formalne kryteria jego ustalania. Określenie długości okna leży w gestii badacza i zależy od celu analizy, aczkolwiek powinna uwzględniać pewne przesłanki natury statystycznej. W niniejszym badaniu przyjęcie długości okna na poziomie 6 lat było wypadkową kilku czynników. Z jednej strony długość okna powinna być na tyle duża, aby pokryło ono przynajmniej jeden cykl. Liczba obserwacji powinna zarazem zapewnić odpowiednią liczbę stopni swobody w kontekście stosowanych narzędzi statystycznych. Długość okna względem całej próby nie powinna być też zbyt duża, aby umożliwić zobrazowanie zmienności współczynnika korelacji, ani zbyt krótka, by nie utrudniać interpretacji jego zmienności. Ponadto, autorzy chcieli, aby długość okna zawierała pełne lata i w przybliżeniu pokrywała połowę całej próby (13 lat). Przyjęcie okna krótszego niż 5 lat byłoby wątpliwe statystycznie, gdyż wówczas dysponowano by jedynie 12-16 obserwacjami. Z kolei przyjęcie okna o długości większej niż 7 lat ograniczyłoby zmienność współczynników korelacji i nie pozwoliłoby na wychwycenie tzw. efektu akcesyjnego. Wstępne analizy wykazały, że przyjęcie długości okna w przedziale 5-6 lat jest optymalne. Należy jednak zaznaczyć, że przedmiotem analizy są trzy rodzaje rekursywnych współczynników korelacji, a mianowicie współczynniki korelacji z ruchomym oknem oraz współczynniki korelacji z rozszerzającą się w tył i wprzód próbą. W dwóch ostatnich przypadkach wyniki nie są wrażliwe na przyjęcie długości okna startowego. Wyniki te należy interpretować łącznie.

¹² Szerzej na temat metod spektralnych Skrzypczyński (2010).

(analogią w równaniach liniowych jest współczynnik dopasowania R-kwadrat). Im wyższa wartość współczynnika, tym bardziej podobne są cykle zmiennej porównywanej i zmiennej referencyjnej. Koherencja przyjmuje wartości od 0 do 1. Im wartości są bliższe 1, tym szeregi są bardziej dopasowane do siebie, są współzależne.

Przesunięcie fazowe informuje o opóźnieniu/wyprzedzeniu względnym szeregów czasowych w zadanym paśmie wahań. W niniejszym opracowaniu wartość przesunięcia fazowego mówi, o ile okresów (miesiący, kwartałów) wahania koniunkturalne w danym kraju wyprzedzają szereg referencyjny.

II.4. Reakcje gospodarek na szoki podażowe i popytowe

Sposób, w jaki gospodarki poszczególnych krajów reagują na szoki, jest ważną informacją dla prowadzenia polityki gospodarczej. Znajomość funkcji reakcji pozwala na podjęcie odpowiednich działań dyskrejonalnych. W zależności od charakteru szoku oddziaływującego na gospodarkę, działania mogą być zarówno po stronie polityki fiskalnej, jak i monetarnej. Decydenci mogą również wykorzystać wiedzę o przebiegu poszczególnych szoków do takiego zaprojektowania automatycznych stabilizatorów koniunktury, aby w przypadku typowych zawirowań, wbudowane w istniejący system instytucjonalny reguły, bez zbędnych opóźnień występujących przy podejmowaniu decyzji dyskrejonalnych, automatycznie łagodziły skutki tych zaburzeń dla gospodarki.

Znajomość reakcji poszczególnych gospodarek na szoki jest szczególnie istotna dla prowadzenia polityki gospodarczej w ramach wspólnych obszarów gospodarczych, jakim jest np. Unia Europejska, czy wspólnych obszarów walutowych, jak np. strefa euro. Ostatni kryzys finansowy pokazał, jak ważnym jest podjęcie skoordynowanych działań przez wszystkie kraje członkowskie takich obszarów. Reakcją państw członkowskich Unii Europejskiej na światowy kryzys finansowy było wypracowanie w ramach współdziałania z Komisją Europejską pakietu działań pod nazwą Europejski Plan Odnowy Gospodarczej w celu utrzymania popytu w krótkim okresie oraz wzmocnienia konkurencyjności krajów członkowskich w dalszej perspektywie. Wydaje się, że w pierwszym etapie podjęte przez kraje członkowskie działania pozwoliły na dość szybkie wyjście z bardzo głębokiego i gwałtownego kryzysu gospodarczego, na co wskazują wnioski płynące z pierwszej części niniejszego opracowania. Niestety, różnice w strukturze gospodarek krajów członkowskich oraz szereg nierównowag makroekonomicznych narosłych w poszczególnych państwach jeszcze przed kryzysem, doprowadziły do kolejnej fali kryzysu, tym razem spowodowanego nierównowagą finansów publicznych. Ta druga fala kryzysu jest

szczególnie niebezpieczna, ponieważ uwzględniając ogromny wzrost awersji do ryzyka, będący skutkiem kryzysu finansowego, może ona zainicjować tzw. spiralę zadłużenia w niektórych krajach, czego skutkiem będzie niewypłacalność kraju i w praktyce jego bankructwo.

W niniejszym badaniu skupimy się na porównaniu reakcji gospodarek wybranych krajów członkowskich UE na szoki podażowe i popytowe. W ramach modelu SVAR (strukturalny model wektorowej autoregresji) zaproponujemy schemat identyfikacji tych szoków, a następnie porównamy reakcję modeli oszacowanych dla poszczególnych krajów na wybrane impulsy. Dodatkowo, dla szoków zidentyfikowanych w okresie historycznym, policzymy współczynniki korelacji między poszczególnymi krajami. Porównanie reakcji badanych gospodarek na szoki popytowe i podażowe ma być uzupełnieniem badania morfologii wahań cyklicznych.

Podstawą teoretyczną identyfikacji szoków o określonej interpretacji ekonomicznej na podstawie analizy przebiegu zmiennych makroekonomicznych jest model zaproponowany w 1989 r. przez Blancharda i Quah. W ramach rozwijanych przez Simsa, Bernanke, Shapiro i Watsona strukturalnych modeli wektorowej autoregresji, zwanych również identyfikowalnymi modelami wektorowej autoregresji (*identified VAR*, por. Lütkepohl, 2005), Blanchard i Quah zaproponowali restrykcje, które dla badanej zależności między PKB a stopą bezrobocia, umożliwiły wyodrębnienie szoków interpretowanych jako popytowe i podażowe. Przy założeniu stacjonarności modelu jego zredukowaną postać można zapisać jako nieskończoną sumę innowacji odpowiadających za dynamikę systemu. Odpowiednie restrykcje długookresowe, obok założenia o niezależności identyfikowanych szoków, pozwoliły w konsekwencji – w ramach estymowanego systemu – wyodrębnić innowacje, które w długim okresie są neutralne dla PKB (innowacje te były interpretowane jako szoki popytowe) oraz innowacje, które w długim okresie mają wpływ na PKB (interpretowane jako szoki podażowe). Zastosowany schemat identyfikacji prezentuje poniższe równanie:

$$\begin{bmatrix} y \\ ur \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} L_i * \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{dt} \end{bmatrix}$$

gdzie y to PKB, ur to stopa bezrobocia, ε_{st} i ε_{dt} to odpowiednio szok podażowy i popytowy, L jest operatorem opóźnień, a $a_{11i} \dots a_{22i}$ to elementy macierzy reprezentującej funkcję odpowiedzi na szoki. Spełnienie postulatów Blancharda i Quah, umożliwiających identyfikację szoków o zaproponowanej przez nich interpretacji, wymaga nałożenia restrykcji postaci $a_{12i} = 0$ (por. np. Blanchard i Quah, 1989; Fry i Pagan, 2005; McGrattan, 2004; czy Kuczyński i Strzała, 2001).

Zaproponowany schemat identyfikacji szoków jest powszechnie wykorzystywany w literaturze ekonomicznej. Istnieją też jego liczne modyfikacje, w których np. stopę bezrobocia zastępuję się zmienną reprezentującą kształtowanie się cen (por. Bayoumi i Eicheingreen, 1992; Adamowicz i inni, 2008), czy podejmuje się dodatkowo próbę identyfikacji szoków zewnętrznych i wewnętrznych oddziałujących na gospodarkę (por. Konopczak, 2008). Pomimo istniejących różnic, wspólną cechą modeli opartych na schemacie dekompozycji Blancharda i Quah jest założenie o braku wpływu szoków popytowych na PKB w długim okresie. W kontekście dostępnych badań to założenie może być dyskusyjne. Przykładowo, Baxter i King pokazali, że zmiany popytu wywołane zmianą polityki wydatkowej, czy inwestycji sektora publicznego, mogą mieć wpływ na poziom PKB w długim okresie. Również Fatas i Mihov stwierdzają – w ramach dokonanej analizy – że kształtowanie się obserwowanych zmiennych makroekonomicznych potwierdza zależność poziomu PKB od impulsów popytowych polityki budżetowej. Trwały wpływ zaburzeń popytu na produkt w swoim badaniu stwierdziła również Jolanta Zięba, podważając tym samym podstawowe założenie identyfikacji szoków metodą Blancharda-Quah. W związku z powyższymi wątpliwościami w niniejszej analizie wykorzystamy schemat identyfikacji szoków zaproponowany przez Jordiego Galí w artykule opublikowanym w 1999 r. Uznał on, że produkt gospodarki można opisać za pomocą jednorodnej stopnia pierwszego (stałe przychody skali) i ściśle wklęsłej zagregowanej funkcji produkcji następującej postaci:

$$Y_t = F(K_t, Z_t L_t)$$

gdzie Y to produkcja, K i L to odpowiednio efektywne kapitał i praca, a Z reprezentuje szok technologiczny. Dodatkowo przyjął on, że relację kapitału i efektywnej pracy można opisać stacjonarnym procesem stochastycznym, a efektywna praca jest funkcją homogeniczną stopnia pierwszego wysiłku (*effort*) i godzin pracy ($L_t = g(U_t, N_t)$), przy czym ponoszony wysiłek na godzinę pracy (U_t/N_t) jest stacjonarnym procesem stochastycznym. Przyjęte założenia nie budzą większych kontrowersji i są dość powszechnie akceptowane w badaniach empirycznych. Pozwalają one równocześnie na wyprowadzenie następującej formuły na wynikową produktywność:

$$X_t = \frac{Y_t}{N_t} = \frac{Y_t}{L_t} * \frac{L_t}{N_t} = Z_t F\left(\frac{K_t}{Z_t L_t}, 1\right) g\left(1, \frac{U_t}{N_t}\right)$$

co po logarytmowaniu można zapisać:

$$x_t = z_t + \log F\left(\frac{K_t}{Z_t L_t}, 1\right) g\left(1, \frac{U_t}{N_t}\right)$$

Jak widać, drugi ze składników sumy logarytmów jest stacjonarny, w związku z czym jedynym szokiem, który w sposób trwały może wpłynąć na poziom wynikowej produktywności, może być szok technologiczny Z , co jest podstawą schematu strukturyzacji zaproponowanego przez Galí. Schemat ten nie wyklucza, w przeciwieństwie do schematu zaproponowanego przez Blancharda i Quah, możliwości trwałego wpływu identyfikowanych szoków na poziom produkcji.

Formalnie, model SVAR, którego użyjemy w niniejszym badaniu, można zapisać w następujący sposób:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ n_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} L_i * \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{dt} \end{bmatrix}$$

gdzie x to wynikowa produktywność na godzinę pracy, n to liczba godzin pracy, a ε_{st} i ε_{dt} to odpowiednio szok technologiczny podaży i szok nietechnologiczny popytowy. L jest operatorem opóźnień, a $a_{11i} \dots a_{22i}$ to elementy macierzy reprezentującej funkcję odpowiedzi na szoki. W celu identyfikacji szoków, zgodnie z prezentowanym wyżej schematem, wymagana jest restrykcja postaci $a_{12i} = 0$.

II.5. Metoda porównania struktur

W tej części badania analizowane jest podobieństwo między strukturą gospodarki strefy euro a strukturami gospodarek wybranych krajów UE. Jako miarę podobieństwa przyjęliśmy wskaźnik zaproponowany przez Statteva i Ralewą w nieco zmienionej formule:

$$w = \sum_i \frac{(w_i^k - w_i^e)^2}{w_i^e},$$

gdzie w_i^k oznacza udział i -tej składowej w strukturze gospodarczej kraju k , a w_i^e - udział tejże składowej w strukturze gospodarczej strefy euro. Jeśli wartość wskaźnika jest równa zero, struktura gospodarcza kraju k pokrywa się z referencyjną strukturą gospodarczą (tj. strefy euro). Im większa wartość wskaźnika, tym bardziej porównywane struktury się od siebie różnią. Wskaźnik jest wrażliwy na stopień złożoności struktury, tzn. z im więcej elementów się ona składa, tym – *ceteris paribus* – wyższa wartość wskaźnika. Z tej przyczyny porównania wartości wskaźnika, obliczonych dla struktur o odmiennych stopniach dezagregacji, mogą prowadzić do błędnych wniosków.

Porównaniem objęto struktury badanych gospodarek w trzech przekrojach:

- strukturę produkcji (tworzenie wartości dodanej brutto w 10/64 grupach klasyfikacji NACE Rev.2/PKD 2007);
- strukturę konsumpcji gospodarstw domowych (wg 12/40 grup towarowych klasyfikacji COICOP);
- strukturę inwestycji (wg 6 grup klasyfikacji CPA).

III. SYNCHRONIZACJA WAHAŃ CYKLICZNYCH MIĘDZY KRAJAMI

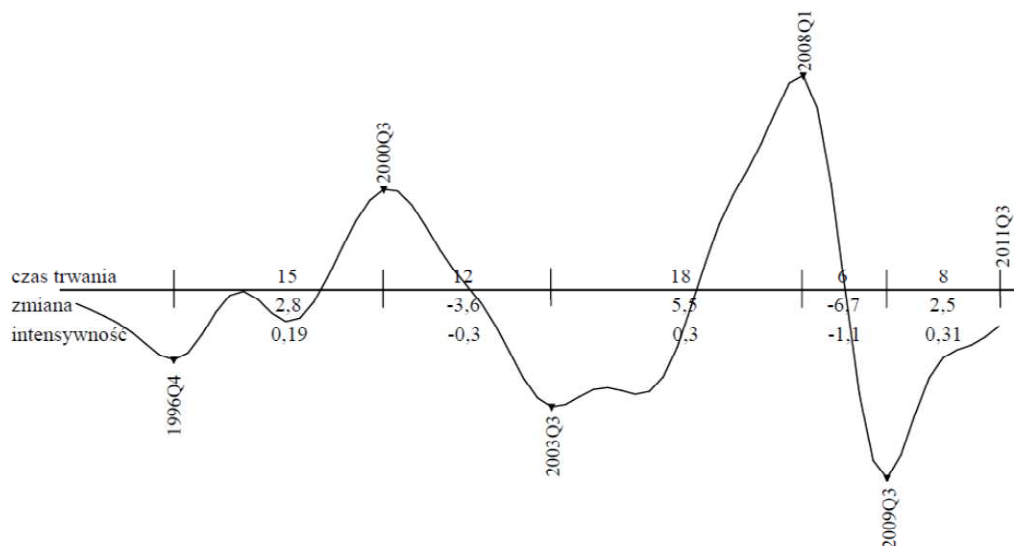
III.1. Produkt krajowy brutto

III.1.1. Wahania cykliczne PKB w strefie euro

Zmienną referencyjną do oceny synchronizacji wahań cyklicznych PKB w krajach UE jest składnik cykliczny PKB dla strefy euro jako całości. W waniach czynnika cyklicznego PKB dla strefy euro (EA17) w okresie 1995-2011 wyróżniono dwa pełne cykle. Licząc odległości między dolnymi punktami zwrotnymi T-P-T pierwszy z nich trwał 27 kwartałów (prawie 4 lata), od VI kwartału 1996 roku do III kwartału 2003, drugi zaś 24 kwartały (6 lat), od III kwartału 2003 do IV kwartału 2009. Dla odległości między górnymi punktami zwrotnymi (P-T-P) w przebiegu czynnika cyklicznego PKB można wyróżnić jeden cykl, trwający od III kwartału 2000 roku I kwartału 2008 roku. Czas trwania tego cyklu wyniósł 30 kwartałów (7,5 roku). Odmienny był także czas trwania poszczególnych faz. Fazy wzrostowe w były dłuższe niż spadkowe. Pierwsza faza wzrostowa trwała 15 kwartałów (3,75 roku), druga 18 kwartałów (4,5 roku), dając średnią 16,5 kwartału (ponad 4 lata). Czas trwania faz spadkowych był krótszy, ale także zróżnicowany. Pierwsza trwała 12 kwartałów (3 lata), druga 6 kwartałów (1,5 roku). Średni czas trwania fazy spadkowej wyniósł zatem 9 kwartałów (powyżej dwóch lat). Do III kwartału 2011 nie stwierdzono w przebiegu komponentu cyklicznego PKB dla strefy euro tendencji spadkowej. Załamanie koniunktury w pierwszym z wyróżnionych cykli spowodowane było pęknięciem tzw. bańki internetowej. Kryzys, jaki po tym nastąpił, miał charakter globalny. Odnotowano go w większości krajów europejskich oraz USA. Załamanie tendencji wzrostowej w drugim cyklu, jakie nastąpiło w pierwszym kwartale 2008, jest skutkiem kryzysu na rynkach finansowych. Także w tym przypadku zmiany miały charakter globalny. Skutków kryzysu finansowego, jaki rozpoczął się na rynku kredytów mieszkaniowych w USA, a którego spektakularnym symbolem stał się upadek banku Lehman Brothers, doświadczyła większość gospodarek świata. Ze względu na skutki w sferze realnej

można określić go jako światowy kryzys finansowy i gospodarczy. Oczekiwane obecnie w sferze euro kolejne załamanie koniunktury, spowodowane nadmiernym zadłużeniem finansów publicznych krajów członkowskich strefy euro, w przebiegu czynnika cyklicznego PKB jeszcze się nie ujawniło.

Zmiany aktywności gospodarczej, mierzone przy pomocy głównych cech morfologicznych przebiegały odmiennie. Różnice będziemy omawiać dla klasyfikacji cykli T-P-T, w więc odległości między dolnymi punktami zwrotnymi. Największe odchylenie komponentu cyklicznego PKB od długookresowej tendencji, na poziomie 3,73 punktu procentowego, miało miejsce w szczycie drugiego w wyróżnionych cykli, w I kwartale 2008 roku. W szczycie poprzedniego cyklu wartość odchylenia była o 1,2 punktu procentowego niższa. Podobne różnice dotyczą wartości w dolnych punktach zwrotnych, wynoszących odpowiednio 1,8 i 2,94 punktu procentowego. Zatem w drugim cyklu wartości odchylenia komponentu cyklicznego PKB od długookresowego trendu osiągnęły swe ekstrema. Ze względu na stwierdzone różnice czasu trwania i wartości ekstremalnych odchyleń czynnika cyklicznego od trendu, największe różnice między wyróżnionymi cyklami prowadzą się do amplitudy i intensywności wahań. W ostatnim wyróżnionym cyklu są one zdecydowanie większe niż w poprzednim. Amplituda wahań komponentu cyklicznego PKB między górnym a dolnym punktem zwrotnym jest prawie dwukrotnie większa, 7 punktów procentowych wobec 3,5 pkt. Dla poszczególnych faz wielkości odchyleń czynnika cyklicznego od trendu także były zróżnicowane. W fazach wzrostowych wynosiły odpowiednio 1,8 i 3,0 punktu procentowego, w fazach spadkowych 3,6 i 6,7 punktu. Tak więc wzrosty przebiegały spokojniej od spadków, które były w obu przypadkach bardziej gwałtowne. W drugim cyklu różnica była prawie dwukrotna. Potwierdzają to zmiany wskaźnika intensywności, pokazujące zachodzące zmiany w jednostce czasu. Ze względu na różnice w czasie trwania poszczególnych faz są one jeszcze większe. I tak intensywność zmian w fazie wzrostowej wynosiła odpowiednio 0,19 i 0,3 punktu procentowego. W fazie spadkowej odpowiednie wartości wskaźnika wyniosły 0,30 i 1,10 punktu procentowego. Tak więc zarówno w fazie wzrostowej jak i spadkowej intensywność zmian była większa podczas ostatniego kryzysu finansowego i gospodarczego. Wskazuje ona wyraźnie, iż spadki wynikały z gwałtownych szoków zewnętrznych, jakich doznawała sfera realna gospodarki, podczas gdy wzrosty następowały w wyniku endogenicznych procesów dostosowawczych. Przebieg wahań czynnika cyklicznego PKB w strefie euro pokazany jest na rysunku III.1.1.



Rysunek III.1.1. Składnik cykliczny PKB w strefie euro

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

III.1.2. Wahania cykliczne PKB w krajach UE

Wahania czynnika cyklicznego PKB w badanych krajach członkowskich UE przebiegają podobnie jak w strefie euro a podobieństwo wahań zwiększa się w czasie. Nie dla wszystkich krajów dysponowaliśmy taką samą ilością obserwacji. Dla 10 krajów szeregi czasowe obejmowały okres od stycznia do października 2011, obejmując 67 obserwacji. Dla Czech szereg liczy 63 obserwacji, dla Słowacji 59, dla Grecji dostępny szereg był najkrótszy, liczący 47 obserwacji. Podobną ilość cykli w przebiegu PKB co dla strefy euro stwierdzono w 3 krajach członkowskich: Hiszpanii, Francji i na Węgrzech i Słowacji. Po jednym dodatkowym cyklu wyróżniono w Czechach, Niemczech, Estonii, na Litwie, Łotwie, Portugalii i na Słowacji. We Włoszech i w Polsce miały miejsce dwa dodatkowe cykle. Dla Polski pierwszy z dodatkowych cykli, określany mianem kryzysu rosyjskiego miał miejsce w latach 1997-1998, drugi tzw. boom akcesyjny w latach 2002 - 2004 r. O ile boom akcesyjny wystąpił tylko w Polsce, to załamanie koniunktury w wyniku kryzysu rosyjskiego, miało miejsce w tych krajach, w których wyróżniono dodatkowy cykl, poza Portugalią. Należy podkreślić, iż także w wahaniami czynnika cyklicznego PKB dla strefy euro w latach 1997-1998 miało miejsce odchylenie od trendu, które jednak przez formalną procedurę Bry- Boschan, zastosowaną do lokalizacji punktów zwrotnych, nie zostało

zakwalifikowane jako odrębny cykl. Można zatem powiedzieć, iż reakcja na kryzys rosyjski miała miejsce w większości krajów UE i w strefie euro, chociaż skutki tego kryzysu były w poszczególnych krajach różne. Przebieg wahań komponentu cyklicznego PKB w krajach UE na tle strefy euro pokazany jest na rysunkach III.1.2-14.

Rosnącą w czasie synchronizację wahań komponentu cyklicznego PKB potwierdzają wartości głównych cech morfologicznych. W przypadku lokalizacji punktów zwrotnych największy rozrzut miał miejsce w przypadku dna pierwszego z wyróżnionych cykli. Tylko w Niemczech, we Włoszech i na Łotwie wystąpił on w tym samym czasie co w strefie euro, a więc w IV kwartale 1996 r. Największe wyprzedzenie miało miejsce na Litwie, gdzie wyniosło 11 kwartałów, w Czechach i w Polsce wyprzedzenie wyniosło 9 kwartałów, we Francji jeden kwartał. Z opóźnieniem 4 kwartałów punkt ten zlokalizowano w Portugalii, 3 kwartałów w Estonii, na Węgrzech opóźnienie wyniosło dwa kwartały. W przypadku ostatniego dolnego punktu zwrotnego różnice w lokalizacji nie przekraczały jednego kwartału, a pełna zgodność w czasie dotyczyła siedmiu krajów. Podobne różnice dotyczyły lokalizacji górnych punktów zwrotnych. Pierwszy górny punkt zwrotny w tym samym czasie co w strefie euro zlokalizowano w 4 krajach europejskich. Największe opóźnienie, o 11 kwartałów miało miejsce na Łotwie, z opóźnieniem 9 miesięcy punkt ten zlokalizowano na Węgrzech, 7 kwartałów na Słowacji. W Polsce opóźnienie wyniosło dwa kwartały, a w pozostałych krajach miało miejsce wyprzedzenie bądź opóźnienie o jeden kwartał. W przypadku ostatniego górnego punktu zwrotnego zgodność w czasie miała miejsce w 8 krajach, dla pozostałych różnice nie przekraczały jednego kwartału.

Widoczne jest zróżnicowanie wielkości odchyłeń komponentu cyklicznego od trendu w punktach zwrotnych. Zarówno wartości maksymalne jak minimalne dla małych nowych krajów członkowskich: Czech, Estonii, Litwy, Łotwy i Słowacji są odpowiednio większe/mniejsze niż w strefie euro. Największe różnice stwierdzono dla krajów bałtyckich. W ostatnim górnym punkcie zwrotnym są one ponad 6 punktów procentowych większe niż dla strefy euro, dla ostatniego dolnego punktu różnice przekraczają siedem punktów. Dla starych krajów członkowskich różnica nie przekracza jednego punktu procentowego. Wejście do strefy euro dla tych krajów oznaczało zatem przyspieszenie tempa wzrostu gospodarczego, określane mianem doganiania, jednak efekt ten został zahamowany przez kryzys finansowy. Spadki na skutek kryzysu były także większe niż dla strefy euro i pozostałych jej członków. W Polsce efekt doganiania ujawnił się w postaci dodatkowego cyklu, określanego

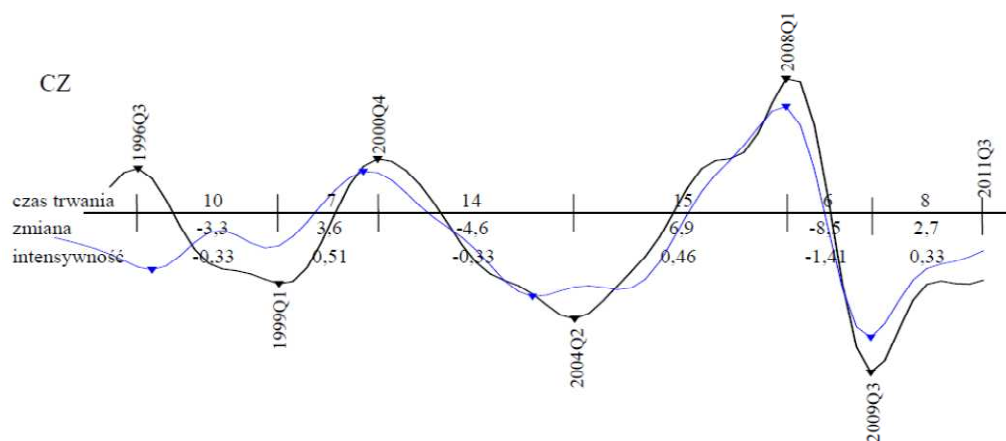
mianem boomu akcesyjnego. O postępującej synchronizacji wahań PKB świadczy fakt, iż dla wszystkich krajów wartości ekstremalne wystąpiły w ostatnim cyklu.

Mniejsze podobieństwa stwierdzono w czasie trwania poszczególnych faz. Wynika to zarówno z różnic w lokalizacji punktów zwrotnych, jak i dodatkowych cykli, jakie miały miejsce w siedmiu krajach. Także w tym przypadku różnice malały z czasem. Najbardziej zbliżony jest czas trwania ostatniej fazy spadkowej. To zróżnicowanie oddają różne wartości średniego czasu trwania fazy wzrostowej w badanych krajach. W strefie euro wyniosła ona 16, 5 kwartału (około 4 lat). W żadnym kraju członkowskim średnia nie osiągnęła tej długości. Najbardziej zbliżone do strefy euro były średnie czasy trwania fazy wzrostowej we Francji, Hiszpanii, Portugalii i na Węgrzech. Najkrótsze, poniżej 10 kwartałów, a więc 2,5 roku średnie czasy trwania faz wzrostowych odnotowano w Niemczech, Estonii, Włoszech, na Litwie, Łotwie i w Polsce. Podobnie wygląda zróżnicowanie średniego czasu trwania fazy spadkowej. Dla strefy euro wyniosło ono 9 kwartałów (2,25 roku). Najwyższe wartości średnia przyjęła dla Czech, Hiszpanii, Łotwy i Węgier. Krótsze średnie czasy trwania faz spadkowych miały miejsce w pięciu krajach: Grecji, Włoszech, Polsce, Portugalii i Słowacji. Zróżnicowanie wartości ekstremalnych i czasu trwania poszczególnych faz powoduje także różnice w intensywności zachodzących zmian. We wszystkich krajach zmiany przebiegały z większą intensywnością w fazach spadkowych. Najwyższe wartości wskaźniki intensywności przyjęły dla Słowacji, Węgier i krajów bałtyckich. Szczegółowe informacje o lokalizacji punktów zwrotnych, czasie trwania poszczególnych faz, wartościach ekstremalnych i intensywności zmian zawarte są w tabelach III.1.1 i III.1.2.

Wysoką synchronizację wahań cyklicznych potwierdzają wartości wskaźników korelacji i koherencji. Najwyższą wartość, 0,95 punktu wskaźniki korelacji jednoczesnych i krzyżowych przyjęły dla Niemiec, Francji, Włoch. Tym samym widoczne staje się, iż gospodarki krajów starej Unii reagują w sposób najbardziej zbliżony. Ale także dla nowych krajów członkowskich wartości wskaźników korelacji są wysokie. Dla Hiszpanii wskaźnik jest tylko o 0,01 punktu niższy niż dla Niemiec i wynosi 0,94 pkt. Najniższe wartości wskaźniki korelacji przyjmują dla Polski: 0,75 pkt., Słowacji: 0,78, i Grecji),79 pkt. Dla pozostałych krajów wartości wskaźników korelacji są wyższe od 0.8 pkt. O dużym stopniu synchronizacji wahań świadczą wartości wskaźników koherencji. Dla Niemiec, Estonii, Francji i Włoch są one wyższe od 0,9 pkt. Najmniejszą wartość świadcząca o braku dopasowania w wahaniami czynnika cyklicznego, na poziomie 0,18 pkt. wskaźnik przyjął dla Grecji. Szczegółowe informacje o wartościach wskaźników korelacji i konkordancji zawarte są w tabeli

III.1.3. Zmiany wartości wskaźników korelacji rekursywnych, dostępne na stronie www.sg.waw.pl/irg/wahania-cykliczne/ potwierdzają rosnącą korelację wahań komponentu cyklicznego PKB w sferze euro z większością badanych krajów członkowskich. Wyjątkiem jest Hiszpania.

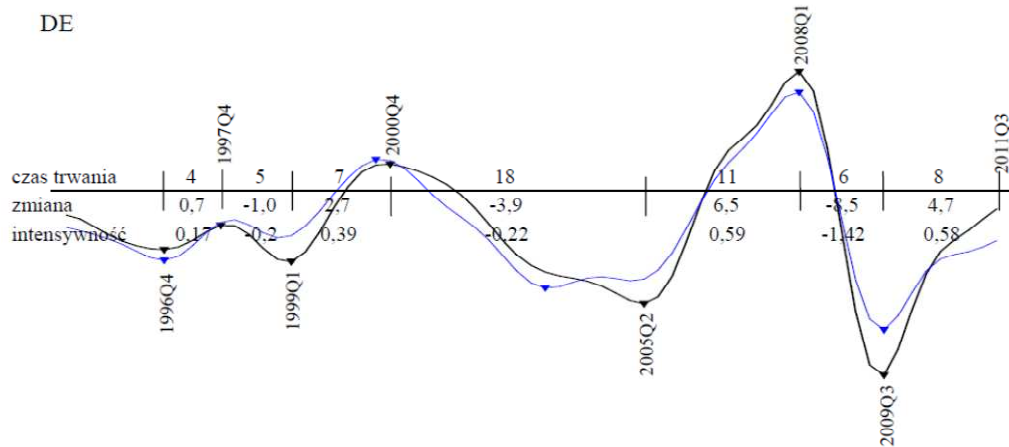
Przeprowadzana analiza wykazuje rosnącą synchronizację wahań cyklicznych PKB w krajach członkowskich UE. Pozostaje jednak do zbadania, na ile proces ten wynika z zacieśniania powiązań gospodarczych między krajami członkowskimi i wynikającymi z tego zmianami w strukturze tych gospodarek, na ile zaś z globalnego charakteru szoków, które miały miejsce w badanym okresie, a których skutki objęły wszystkie gospodarki świata. Więcej na ten temat będzie można powiedzieć po kolejnym cyklu, jeśli jego przyczyną będą deficyty fiskalne krajów strefy euro. Tymczasem w większości badanych krajów obecnie utrzymuje się tendencja wzrostowa. Tylko w Czechach, Estonii i Polsce widoczne są oznaki spowolnienia. W Portugalii PKB osiągnęło górny punkt zwrotny w kolejnym cyklu i obecnie jest w fazie spadkowej trzeciego cyklu. Jeszcze inna jest sytuacja w Grecji, w której ciągle trwa faza spadkowa drugiego z wyróżnionych cykli. Można zatem stwierdzić, iż kolejny kryzys, oczekiwany w strefie euro, w przebiegu PKB jeszcze się nie ujawnił.



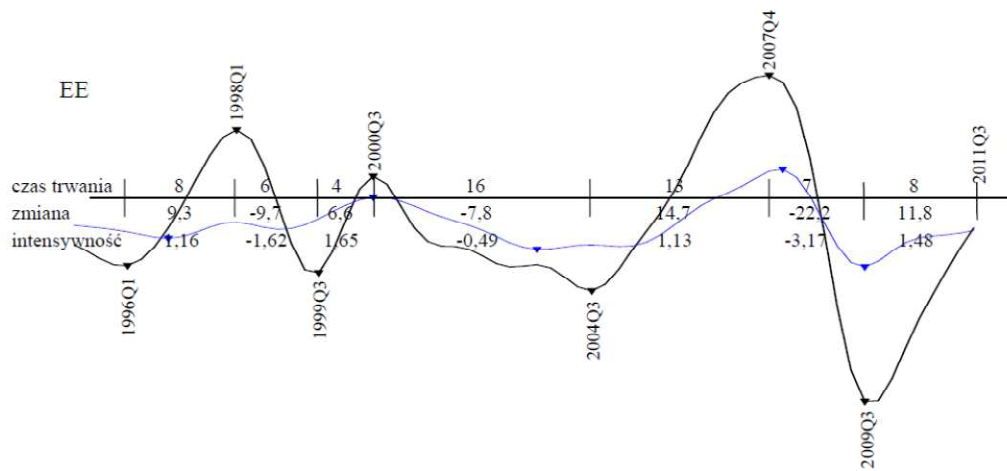
Rysunek III.1.2. Składnik cykliczny PKB w Czechach

Uwagi: linia (grubsza) z etykietami dat punktów zwrotnych – składnik cykliczny PKB w kraju UE, linia (cieńsza) bez etykiet – składnik cykliczny PKB w strefie euro ogółem. Linie zostały tak nałożone na siebie, aby pokazać względne położenie punktów zwrotnych i względne odchylenia (amplitudy). Rysunek nie oddaje wartości absolutnych (brak osi pionowej).

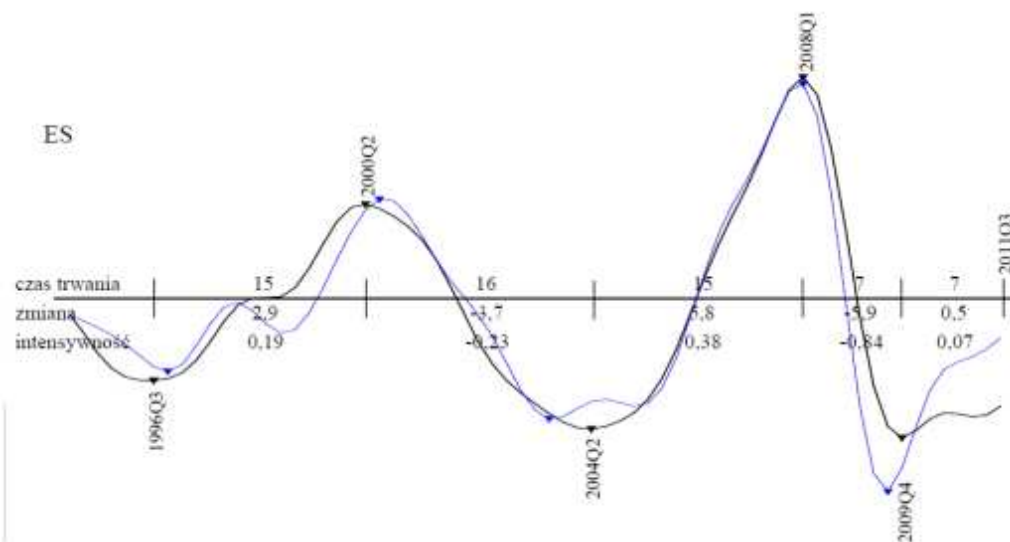
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



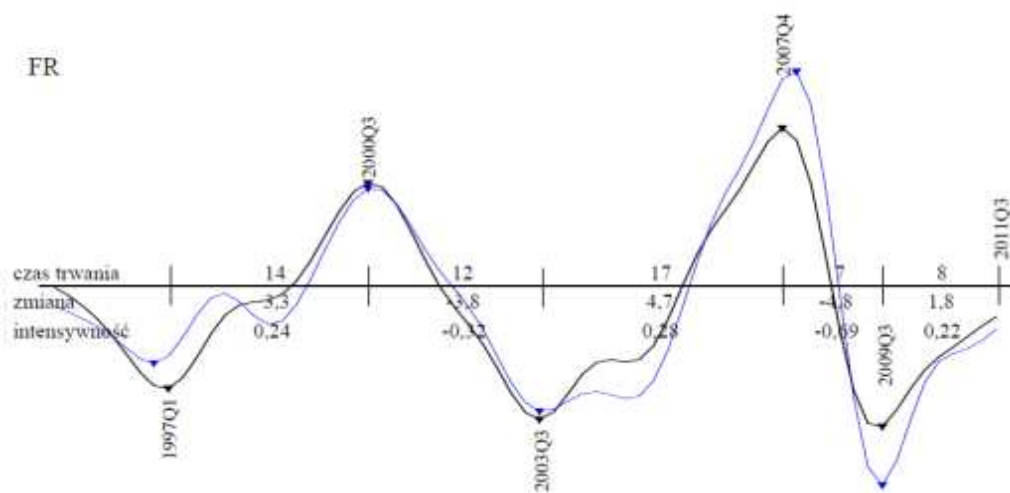
Rysunek III.1.3. Składnik cykliczny PKB w Niemczech



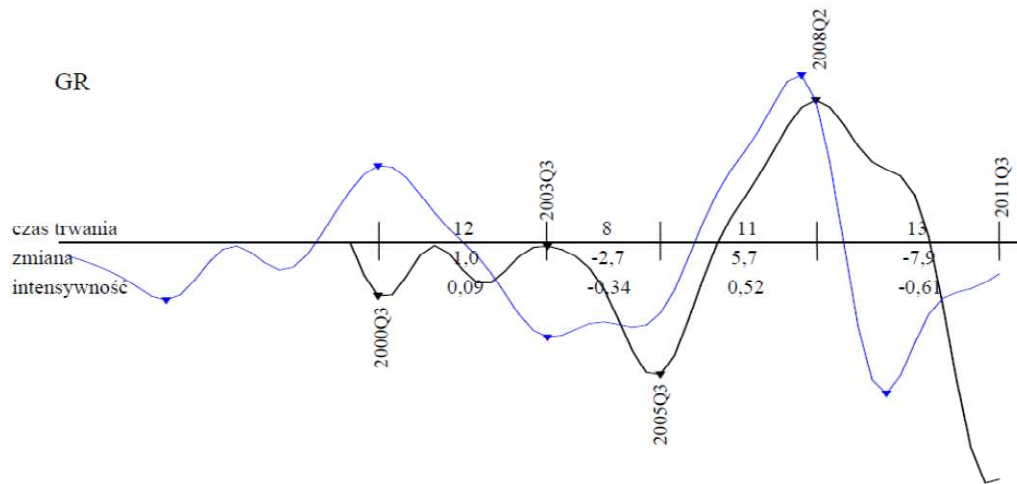
Rysunek III.1.4. Składnik cykliczny PKB w Estonii



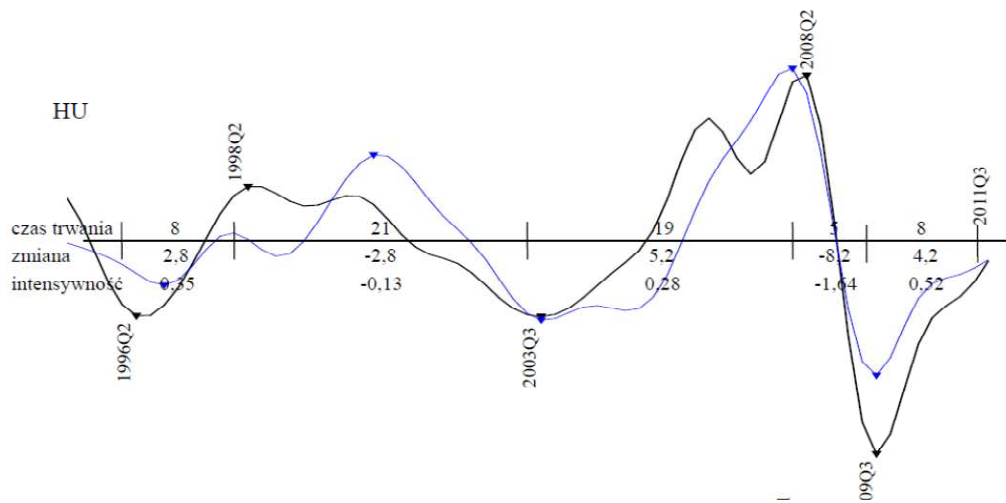
Rysunek III.1.5. Składnik cykliczny PKB w Hiszpanii



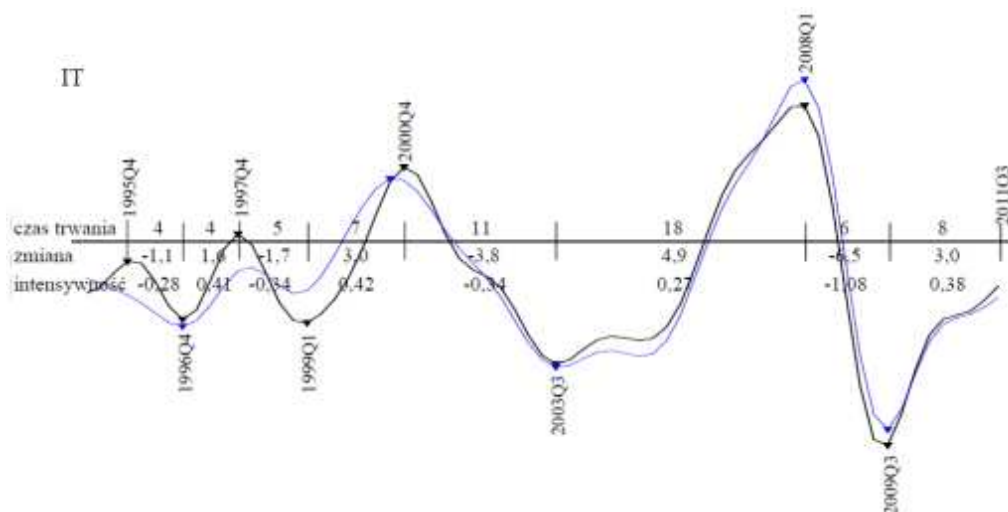
Rysunek III.1.6. Składnik cykliczny PKB we Francji



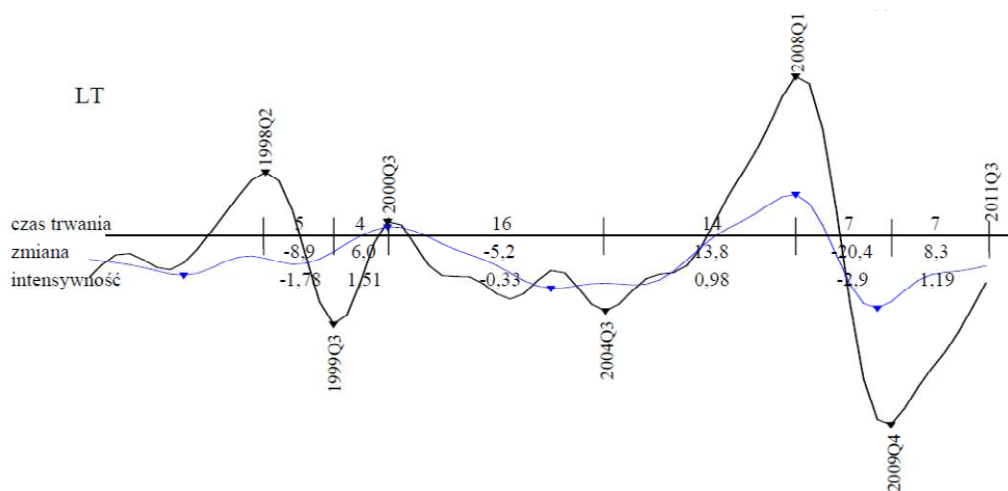
Rysunek III.1.7. Składnik cykliczny PKB w Grecji



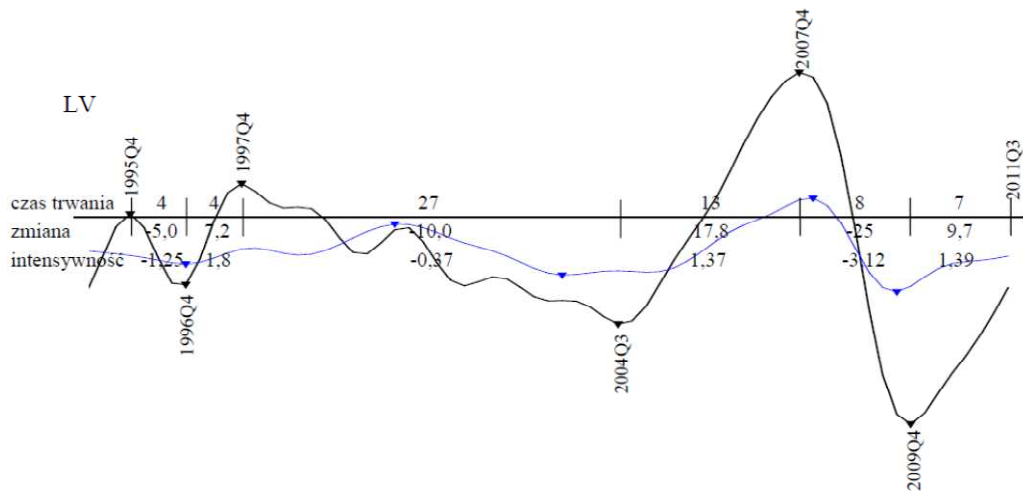
Rysunek III.1.8. Składnik cykliczny PKB na Węgrzech



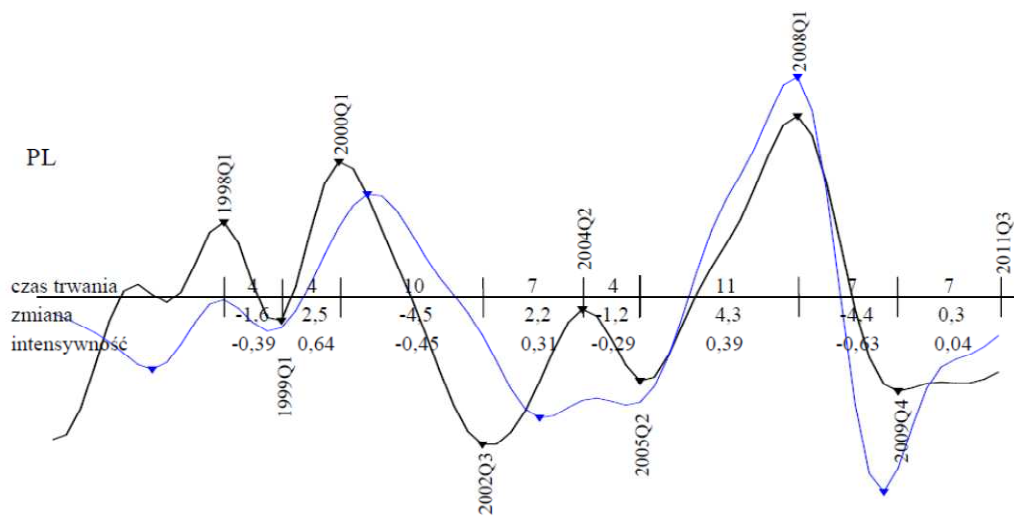
Rysunek III.1.9. Składnik cykliczny PKB we Włoszech



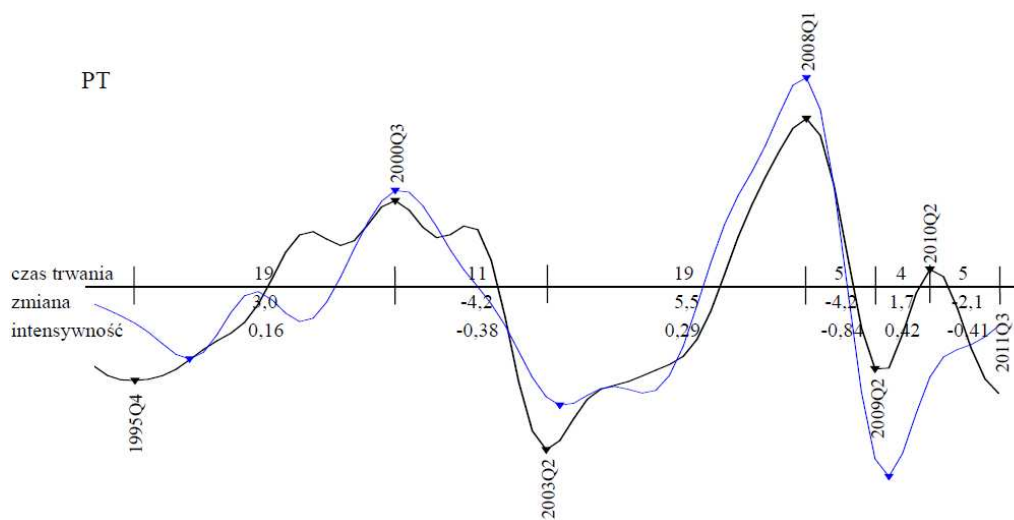
Rysunek III.1.10. Składnik cykliczny PKB na Litwie



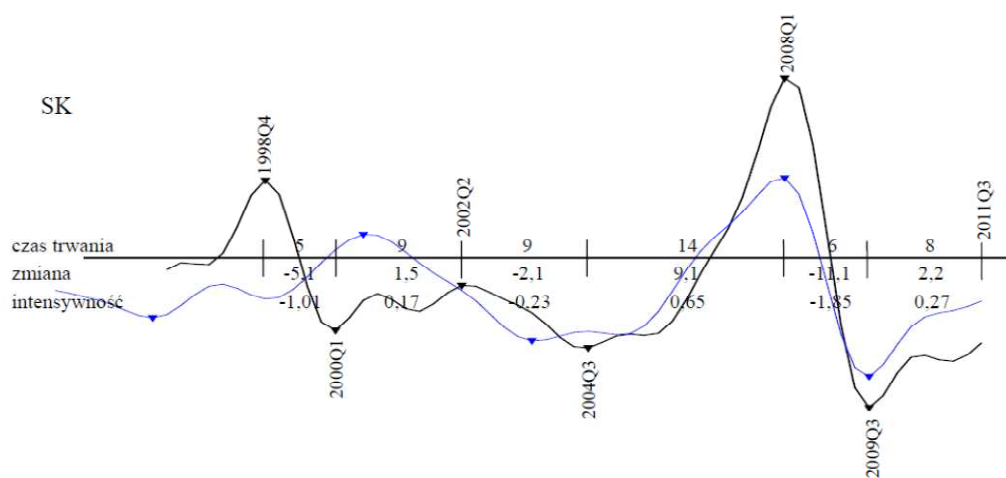
Rysunek III.1.11. Składnik cykliczny PKB na Łotwie



Rysunek III.1.12. Składnik cykliczny PKB w Polsce



Rysunek III.1.13. Składnik cykliczny PKB w Portugalii



Rysunki III.1.14. Składnik cykliczny PKB na Słowacji

Tabela III.1.1. Składnik cykliczny PKB - morfologia

| | obs | min | max | SD | #T/P | #P | #T | P-P | T-T | UP/sd | UP/sz | UP/si | DN/sd | DN/sz | DN/si |
|------|-----|--------|-------|------|------|----|----|-------|------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| EA17 | 67 | -2,94 | 3,73 | 1,49 | 5 | 2 | 3 | 30,0 | 25,0 | 16,5 | 4,15 | 0,25 | 9,0 | -5,13 | -0,71 |
| CZ | 63 | -3,95 | 4,53 | 1,96 | 6 | 3 | 3 | 22,5 | 20,5 | 11,0 | 5,26 | 0,49 | 10,0 | -5,46 | -0,69 |
| DE | 67 | -4,20 | 4,31 | 1,74 | 7 | 3 | 4 | 20,0 | 16,3 | 7,30 | 3,30 | 0,38 | 9,70 | -4,48 | -0,61 |
| EE | 67 | -12,06 | 10,11 | 5,10 | 7 | 3 | 4 | 19,0 | 17,3 | 8,30 | 10,18 | 1,31 | 9,70 | -13,25 | -1,76 |
| ES | 67 | -2,06 | 3,84 | 1,57 | 5 | 2 | 3 | 31,0 | 26,0 | 15,0 | 4,32 | 0,29 | 11,5 | -4,79 | -0,54 |
| FR | 67 | -2,0 | 2,81 | 1,25 | 5 | 2 | 3 | 29,0 | 24,5 | 15,5 | 4,0 | 0,26 | 9,50 | -4,31 | -0,50 |
| GR | 47 | -4,81 | 3,21 | 1,91 | 4 | 2 | 2 | 19,0 | 20,0 | 11,5 | 3,39 | 0,30 | 8,0 | -2,69 | -0,34 |
| HU | 67 | -4,64 | 3,57 | 1,70 | 5 | 2 | 3 | 40,0 | 26,0 | 13,5 | 4,03 | 0,31 | 13,0 | -5,52 | -0,89 |
| IT | 67 | -3,24 | 3,23 | 1,44 | 8 | 4 | 4 | 15,7 | 16,3 | 9,70 | 3,17 | 0,37 | 6,50 | -3,26 | -0,51 |
| LT | 67 | -9,73 | 10,66 | 4,23 | 6 | 3 | 3 | 19,0 | 20,0 | 9,0 | 9,90 | 1,25 | 9,30 | -11,52 | -1,68 |
| LV | 67 | -12,34 | 12,62 | 5,59 | 6 | 3 | 3 | 23,57 | 25,5 | 8,50 | 12,52 | 1,59 | 13,0 | -13,31 | -1,58 |
| PL | 67 | -2,18 | 3,10 | 1,39 | 8 | 4 | 4 | 12,7 | 13,7 | 7,30 | 3,0 | 0,45 | 6,25 | -2,93 | -0,44 |
| PT | 67 | -2,49 | 3,04 | 1,37 | 6 | 3 | 3 | 19,0 | 26,5 | 14,0 | 3,40 | 0,29 | 8,0 | -4,17 | -0,61 |
| SK | 59 | -4,01 | 7,08 | 2,47 | 6 | 3 | 3 | 18,0 | 18,5 | 11,5 | 5,28 | 0,41 | 6,70 | -6,07 | -1,03 |

Objaśnienia: obs – liczba obserwacji, min – wartość najniższa w pp, max – wartość najwyższa w pp, SD – odchylenie standardowe w pp, #T/P – liczba punktów zwrotnych, #P – liczba górnych punktów zwrotnych, #T – liczba dolnych punktów zwrotnych, P-P – średni czas trwania cyklu, liczony między górnymi punktami zwrotnymi, T-T – średni czas trwania cyklu, liczony między dolnymi punktami zwrotnymi, UP/sd – średni czas trwania fazy wzrostowej, UP/sz – średnia zmiana wartości w fazie wzrostowej, UP/si – średnia intensywność w fazie wzrostowej, DN/sd – średni czas trwania fazy spadkowej, DN/sz – średnia zmiana wartości w fazie spadkowej, DN/si – średnia intensywność w fazie spadkowej.

Zródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.1.2. Składnik cykliczny PKB – punkty zwrotne

| | 1996Q4 | | 2000Q3 | | 2003Q3 | | 2008Q1 | | 2009Q3 | | średnie -/+ | | T/P |
|----|--------|-----|--------|----|--------|----|--------|---|--------|---|-------------|------|-------|
| | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | P | T | |
| CZ | - | 1 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,5 | 1,5 | 1 |
| DE | 0 | 1 | 7 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,5 | 2,3 | 1,6 |
| EE | -3 | 0 | 4 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -0,5 | 0,33 | 0 |
| ES | -1 | -1 | 3 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -0,5 | 1 | 0,4 |
| FR | 1 | 0 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -0,5 | 0,3 | 0 |
| GR | - | 12 | 8 | 1 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 6,5 | 8 | 7 |
| HU | -2 | -9 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -4 | -0,7 | -2 |
| IT | - | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,5 | 0 | 0,2 |
| LT | 11 | 0 | 4 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 5,3 | 3,2 |
| LV | 0 | -11 | 4 | -1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -6 | 1,7 | -1,4 |
| PL | 9 | -2 | -4 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | -1 | 2 | 0,8 |
| PT | -4 | 0 | -1 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -2 | -1,2 |
| SK | - | -7 | 4 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -3,5 | 2 | -0,75 |

Objaśnienia: P/T – górny/dolny punkt zwrotny, -/+ – wyprzedzenie/opóźnienie, #cykle – liczba dodatkowych cykli, średnie -/+ – średnie wyprzedzenie/opóźnienie w punktach zwrotnych (górnym, dolnym)/ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.1.3. Składnik cykliczny PKB – miary podobieństwa

| | koherencja | przesunięcie fazowe | korelacja krzyżowa | |
|----|------------|---------------------|--------------------|-----------|
| | | | r_0 | r_{max} |
| CZ | 0,78 | 0,11 | 0,86 | 0,87 |
| DE | 0,93 | 0,02 | 0,95 | 0,95 |
| EE | 0,69 | -0,10 | 0,82 | 0,82 |
| ES | 0,90 | 0,11 | 0,93 | 0,94 |
| FR | 0,93 | -0,11 | 0,95 | 0,95 |
| GR | 0,18 | 0,88 | 0,34 | 0,79 |
| HU | 0,71 | -0,10 | 0,83 | 0,83 |
| IT | 0,93 | -0,06 | 0,95 | 0,95 |
| LT | 0,64 | 0,17 | 0,78 | 0,80 |
| LV | 0,71 | -0,02 | 0,83 | 0,83 |
| PL | 0,58 | -0,03 | 0,75 | 0,75 |
| PT | 0,71 | 0,04 | 0,83 | 0,83 |
| SK | 0,58 | 0,26 | 0,73 | 0,78 |

Objaśnienia: r_0 – wartość współczynnika korelacji krzyżowej, r_{max} – wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (-) / opóźnieniu (+) o t_{max} okresów.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

III.2. Nastroje gospodarcze

III.2.1. Wahania cykliczne wskaźnika nastrojów gospodarczych w strefie euro

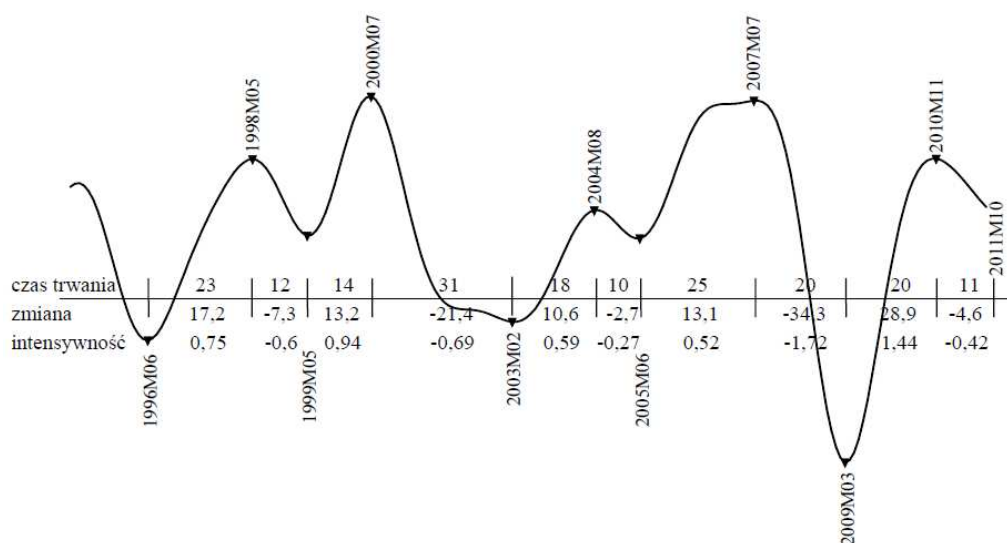
Wśród zmiennych jakościowych odpowiednikiem syntetycznej zmiennej ilościowej, jaką jest PKB, jest wskaźnik nastrojów gospodarczych, ESI (*economic sentiment indicator*), określane także mianem barometru koniunktury. Zgodnie z zaleceniami UE wskaźnik jest liczony jako zmienna syntetyczna, składająca się z 15 komponentów, uwzględnionych we wskaźnikach koniunktury w pięciu branżach: przemyśle przetwórczym, usługach, budownictwie, handlu oraz gospodarstwach domowych. Są one wliczane do wskaźnika nastrojów gospodarczych z następującymi wagami: przemysł 40 %, usługi 30%, gospodarstwa domowe 20%, budownictwo 5%, handel 5%¹.

Analiza wahań komponentu cyklicznego wskaźnika nastrojów gospodarczych dla strefy euro wskazuje na nieco inny przebieg tych wahań, niż miało to miejsce w przypadku PKB. Mimo to wahania komponentu cyklicznego ESI są dość dobrze skorelowane z wahaniami komponentu cyklicznego PKB. Wartość współczynnika korelacji jednoczesnej jest dość wysoka, wynosi 0,59 punktów, maksymalna wartość współczynnika korelacji krzyżowych dla wyprzedzenia o 2 kwartały jest wyższa, wynosi 0,81 pkt. Na różnice w przebiegu wahań wskazuje niższa wartość wskaźnika koherencji, 0,48 pkt., zaś przesunięcie fazowe wskazuje na wyprzedzenie o 2 kwartały.

W przebiegu wskaźnika wyróżniono cztery pełne cykle. Licząc odległości pomiędzy dolnymi punktami zwrotnymi T-P-T czas ich trwania wynosił odpowiednio: pierwszy od 06.1996 do 05.1999, a więc 36 miesięcy (3 lata), drugi od 05.1999 do 02.2003, czyli 45 miesięcy (3,75 roku), trzeci od 02.2003 do 06.2005, czyli 28 miesięcy (2,3 roku), czwarty zaś od 06.2005 do 03.2009 roku, co daje 45 miesięcy (3,75 roku). Średni czas trwania cyklu wyniósł 37,5 miesięcy (ponad 3 lata). Licząc odległości między górnymi punktami zwrotnymi (P-T-P) czas trwania poszczególnych cykli wyniósł odpowiednio: dla pierwszego cyklu, od 05.1998 do 07. 2000, czyli 27 miesięcy (2,25 roku), od 07. 2000 do 08.2004, 49 miesięcy (4lata i 1 miesiąc), od 08. 2004 do 07.2007, 35 miesięcy (2,9 roku), od 07.2007 do 11.2011, 40 miesięcy (3,3 roku), dając średnią 36,75 miesiąca (ponad 3 lata). Tylko w drugim z wyróżnionych cykli faza spadkowa trwała dłużej niż wzrostowa. W pozostałych czas trwania faz wzrostowych był dłuższy niż spadkowych. Średni czas trwania faz wzrostowych

¹ Więcej informacji na temat zharmonizowanych zasad liczenia wskaźników koniunktury w: *The joint*

wyniósł 20 miesięcy, faz spadkowych 18,25 miesięcy. Uzyskane wyniki wskazują na większą zmienność wskaźnika nastrojów ekonomicznych. Wynika ona nie tylko z większej częstotliwości obserwacji (dla ESI jest ona miesięczna, dla PKB kwartalna) ale przede wszystkim z natury tej zmiennej. Jak każda zmienna jakościowa, wskaźnik nastrojów ekonomicznych jest bardziej wrażliwy na zmiany, zachodzące w systemie gospodarczym, rejestrując zmiany opinii bezpośrednich uczestników działalności gospodarczej. Przebieg wahań komponentu cyklicznego tego wskaźnika wskazuje, że zareagowali oni nie tylko na pęknięcie bańki internetowej i kryzys finansowy, ale także na kryzys rosyjski i dołączanie nowych krajów członkowskich do UE w latach 2004-2005. Inna zmiana w porównaniu z PKB to fakt, iż wartości ESI spadają od listopada 2011 roku. Tak więc kolejny kryzys, wynikający z deficytu finansów publicznych niektórych państw członkowskich strefy euro, w przebiegu tej zmiennej ujawnił się z całą wyrazistością. Przebieg wahań komponentu cyklicznego wskaźnika nastrojów gospodarczych pokazany jest na rysunku III.2.1.



Rysunek III.2.1. Składnik cykliczny ESI w strefie euro

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Większość punktów zwrotnych wskaźnika nastrojów ekonomicznych była zlokalizowana wcześniej niż PKB. W ostatnim cyklu pogorszenie nastrojów w strefie euro rozpoczęło się z półrocznym wyprzedzeniem w stosunku do zmian PKB, podobnie ich poprawa. Wyrazem większej wrażliwości ESI na zmiany warunków prowadzenia działalności gospodarczej jest też duży zakres wahań komponentu

cyklicznego wskaźnika. Amplitudy odchyień wskaźnika od jego komponentu cyklicznego w punktach zwrotnych są wysokie. Największą amplitudę wahań, z poziomu +11,99 punktu procentowego do -22,38, a więc 34,38 pkt. procentowych odnotowano podczas ostatniego kryzysu finansowego i ekonomicznego. W poprzednich cyklach amplituda była mniejsza, wynosząc odpowiednio 7, 26, 21,42 i 2,68 pkt. Tak więc najsilniejsze reakcje podmiotów gospodarczych, mierzone zakresem wahań wskaźnika, miały miejsce podczas kryzysu internetowego i finansowego. Maksymalne odchylenie czynnika cyklicznego od trendu w fazie wzrostowej, +12,39 pkt. procentowego, miało miejsce w czasie kryzysu internetowego. W fazie spadkowej było to -22,38 pkt. podczas ostatniego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Głębokie odchylenia od trendu, w połączeniu z krótszym czasem trwania poszczególnych faz prowadzą do większej intensywności zmian wskaźnika nastrojów ekonomicznych. Największą intensywność zmian dla fazy wzrostowej odnotowano po zakończeniu kryzysu finansowego. Wyniosła ona 1,44 punkty procentowe. Dla fazy spadkowej największą intensywność, -1,71 punktów procentowych, odnotowano w czasie ostatniego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Średnia intensywność zmian w fazie wzrostowej wyniosła 0,85 punktów procentowych, w fazie spadkowej 0,82 punktów. Szczegółowe informacje na temat lokalizacji punktów zwrotnych, czasu trwania poszczególnych faz, wartości ekstremalnych i intensywności zmian wskaźnika nastrojów ekonomicznych zawierają tabele III.2.1. i III.2.2.

III.2.2. *Wahania cykliczne wskaźnika nastrojów gospodarczych w krajach UE*

Także w przypadku tej zmiennej nie dla wszystkich krajów dysponujemy szeregami takiej samej długości. Dla 11 krajów szeregi zawierają 202 obserwacje, krótsze szeregi są dostępne dla Węgier (190 obserwacji) i Polski (158). Wahania komponentu cyklicznego wskaźnika nastrojów gospodarczych są także dobrze zsynchronizowane. W sześciu krajach odnotowano taką samą liczbę cykli jak w strefie euro: Niemczech, Francji, Grecji, na Węgrzech, w Polsce i Portugalii. Dwa dodatkowe cykle miały miejsce na Słowacji, o dwa cykle mniej niż w strefie euro miały miejsce w Czechach, o jeden mniej w Hiszpanii, Estonii, we Włoszech, na Litwie i Łotwie.

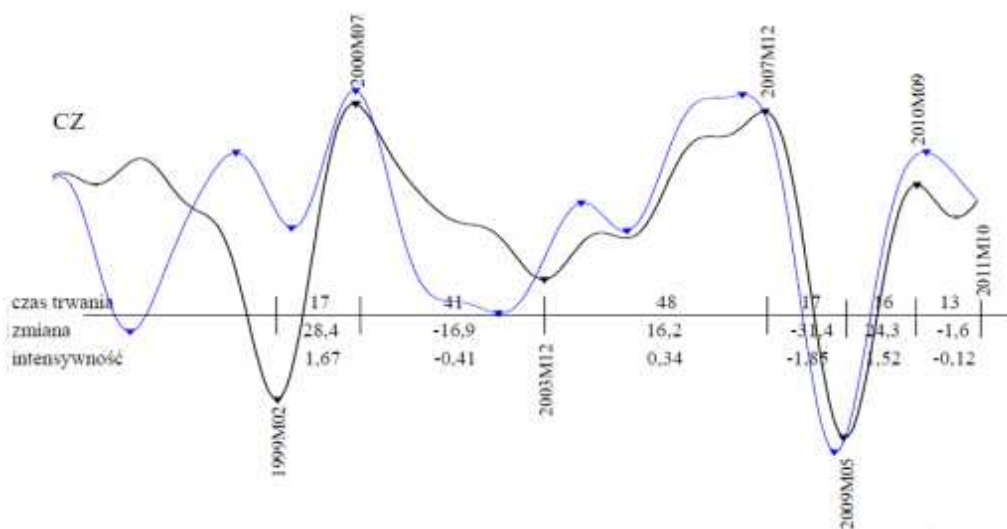
Najmniejsze różnice w lokalizacji punktów zwrotnych miało miejsce podczas kryzysu internetowego. Różnice w wyprzedzeniach czy opóźnieniach w lokalizacji górnego punktu zwrotnego dla większości krajów nie przekraczały jednego miesiąca. Najwcześniej, z wyprzedzeniem czterech miesięcy, odnotowano go na Łotwie, dwa miesiące wcześniej na Węgrzech. Tylko w Polsce opóźnienie w lokalizacji tego punktu wyniosło 3 miesiące. W czasie ostatniego kryzysu finansowego różnice w lokalizacji

punktów zwrotnych były większe. Dla górnego punktu zwrotnego wahały się od -15 do +5 miesięcy. Najwcześniej, z pięciomiesięcznym wyprzedzeniem, punkt ten zlokalizowano w Czechach, miesiąc później w Portugalii, dla Grecji i Litwy wyprzedzenie wyniosło 3 miesiące, dla Polski dwa. Największe opóźnienie w lokalizacji tego punktu miało miejsce na Węgrzech, gdzie wyniosło 15 miesięcy, we Włoszech 11 miesięcy, w Estonii 10. Najmniejsze opóźnienie, o 1 miesiąc, odnotowano w Hiszpanii. Dolny punkt zwrotny tego cyklu tylko w Estonii i we Włoszech miał miejsce w tym samym czasie co w strefie euro. Dla pozostałych krajów zarówno wyprzedzenia jak i opóźnienia nie przekraczały 2 miesięcy. Ostatni górny punkt zwrotny w przebiegu ESI najwcześniej zlokalizowano na Litwie, Łotwie i w Niemczech. Największe opóźnienie miało miejsce w krajach, w których pojawiły się największe problemy z zadłużeniem sektora finansów publicznych: Grecji i Portugalii oraz w Hiszpanii. W wahaniami ESI dla większości krajów średnia długość trwania poszczególnych cykli była zróżnicowana ze względu na ich ilość. Najdłuższy czas trwania, liczony zarówno jako odległość między górnymi jak i dolnymi punktami zwrotnymi, ponad 60 miesięcy (5 lat), miały cykle w Czechach, a więc kraju w którym zlokalizowano najmniejszą ilość cykli (dwa). Odpowiednio najkrótszy czas trwania cykli, nieco ponad 27 miesięcy (2,25 roku), odnotowano na Słowacji, a więc w kraju, w którym liczba cykli była największa. Dla większości krajów, podobnie jak dla strefy euro, średni czas trwania faz wzrostowych był dłuższy niż spadkowych. Najwyższą wartość średniego czasu trwania fazy wzrostowej odnotowano w krajach bałtyckich. Najniższą wartość średniej dla fazy spadkowej odnotowano dla Słowacji i Polski. Amplitudy wahań komponentu cyklicznego wskaźnika wahały się w przedziale 9,57-16,93 pkt. Najniższą wartość w górnym punkcie zwrotnym wskaźnik przyjął dla Hiszpanii, najwyższą dla Grecji. Dla starych krajów członkowskich, Niemiec, Francji, Włoch wartość ta była zbliżona do poziomu, jaki wartość maksymalna przyjęła do strefy euro. Wartości minimalne zmieniały się w przedziale od -15,64 do -24,83 pkt. Najwyższą wartość odnotowano we Włoszech, najwyższą w Słowacji. Dla większości krajów wartości minimalne wystąpiły w dolnym punkcie zwrotnym ostatniego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Większa intensywność zmian miała miejsce w fazach wzrostowych. Najwyższe wartości wskaźnik intensywności przyjął dla nowych krajów członkowskich Unii: Węgier (1,28 pkt.), Czech (1,18 pkt.), najniższe także dla krajów z tej grupy: Łotwy (0,57 pkt.), Hiszpanii (0,57 pkt.), Polski (0,67 pkt.) i Litwy (0,70 pkt.). W fazie spadkowej zróżnicowanie wartości wskaźnika było mniejsze. Najniższą wartość, 1,13 pkt., wskaźnik intensywności przyjął dla Czech, najniższe dla Hiszpanii (0,60 pkt.), Łotwy (0,66 pkt.) i Niemiec (0,68 pkt.). Największe amplitudy

wahań czynnika cyklicznego oraz największa intensywność zmian w większości krajów odnotowano w czasie ostatniego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Szczegółowe dane dotyczące lokalizacji punktów zwrotnych, czasu trwania poszczególnych faz, wartości ekstremalnych oraz intensywności zmian wskaźnika nastrojów ekonomicznych w badanych krajach zawarte są w tabelach III.2.1. i III.2.2. Przebieg wahań czynnika cyklicznego ESI w krajach członkowskich UE na tle strefy euro pokazane są na rysunkach III.2.2-14.

Wysoką synchronizację wahań komponentu cyklicznego wskaźnika nastrojów ekonomicznych potwierdzają wskaźniki korelacji i koherencji. Maksymalne wartości wskaźników korelacji jednoczesnych i krzyżowych dla wszystkich krajów przekraczają wartość 0,6 punktu. Najwyższą wartość, 0,97 pkt. wskaźnik przyjął dla Niemiec i Francji. Dla Polski wartość wskaźnika wyniosła 0,93 pkt. Najniższe wartości, poniżej 0,7 pkt., wskaźnik przyjął dla Czech, Estonii, Grecji, Węgier i Słowacji. Wskaźniki koherencji, informujące o dopasowaniu przebiegu ESI w poszczególnych krajach członkowskich ze strefą euro przyjmują wartości w przedziale 0,35 – 0,94 pkt. Zakres ich wartości jest więc większy niż w przypadku korelacji krzyżowych. Najwyższe wartości, powyżej 0,9 pkt., wskaźnik przyjął dla Niemiec i Francji. Dla Polski wartość wskaźnika również jest wysoka, wynosi 0,87 pkt. Najniższe wartości, wskazujące na mniejsze dopasowanie przebiegu zmian ESI stwierdzono dla Czech, Grecji, Estonii, Słowacji i Węgier. Tak więc wskaźniki koherencji potwierdzają zróżnicowanie stopnia synchronizacji wahań komponentu cyklicznego ESI, wskazane przez wskaźniki korelacji krzyżowych. Także zmiany wartości wskaźników korelacji rekursywnych, dostępne na stronie www.sgh.waw.pl/irg/wahania-cykliczne/, wskazują na rosnącą synchronizację wahań czynnika cyklicznego ESI w poszczególnych krajach ze strefą euro. Szczegółowe wartości wskaźników korelacji i koherencji zawarte są w tabeli III.2.3.

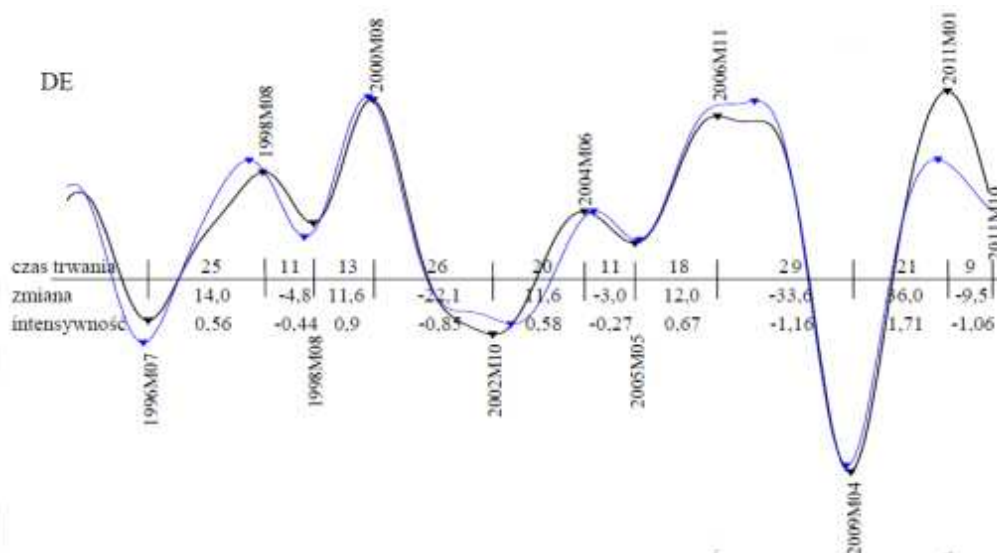
Przeprowadzona analiza wykazuje, iż nastroje gospodarcze zmieniały się ze znacznym wyprzedzeniem w stosunku do zmian PKB, potwierdzając wyprzedzający charakter zmiennych jakościowych. Cechy morfologiczne zmian nastrojów były bardziej zróżnicowane niż miało to miejsce w przypadku PKB, zarówno w odniesieniu do lokalizacji punktów zwrotnych, czasu trwania fazy spadkowej, głębokości i intensywności spadków gospodarcze. Wynika to głównie z większej ilości cykli, stwierdzonych w wahaniami komponentu cyklicznego tej zmiennej .



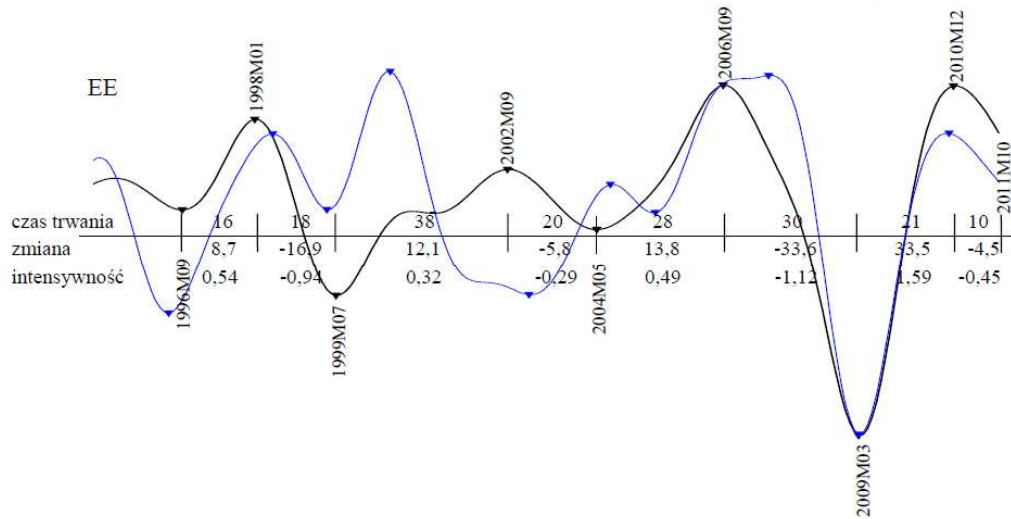
Rysunek III.2.2. Składnik cykliczny wskaźnika ESI w Czechach

Uwagi: linia (grubsza) z etykietami dat punktów zwrotnych – składnik cykliczny ESI w kraju UE, linia (cieńsza) bez etykiet – składnik cykliczny ESI w strefie euro ogółem. Linie zostały tak nałożone na siebie, aby pokazać względne położenie punktów zwrotnych i względne odchylenia (amplitudy). Rysunek nie oddaje wartości absolutnych (brak osi pionowej).

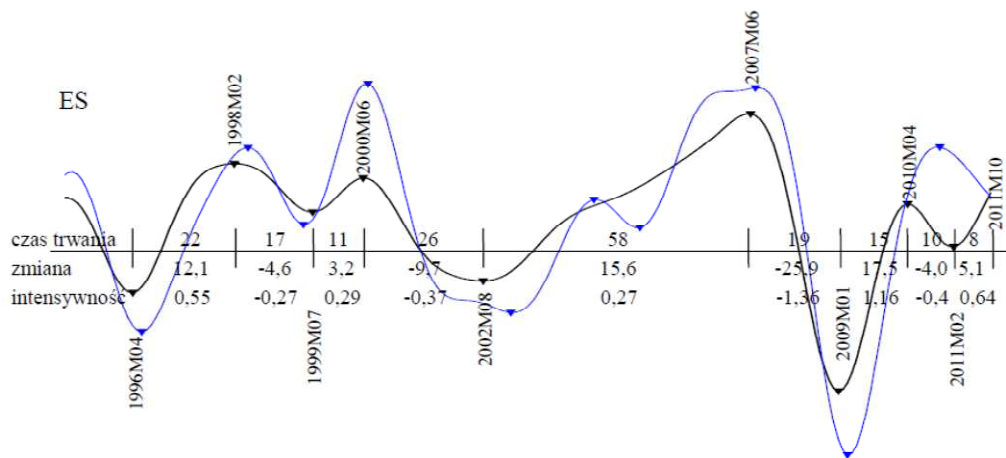
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



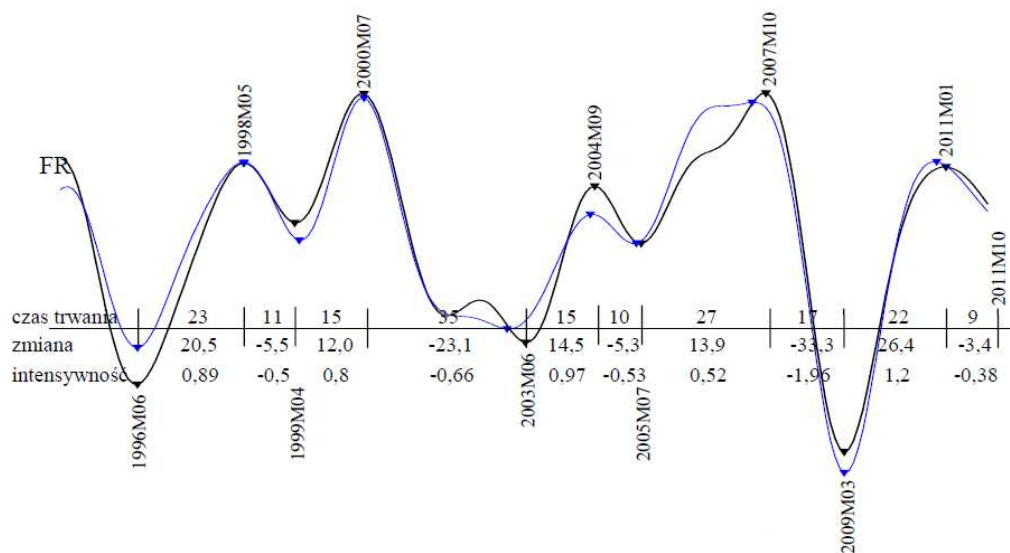
Rysunek III.2.3. Składnik cykliczny wskaźnika ESI w Niemczech



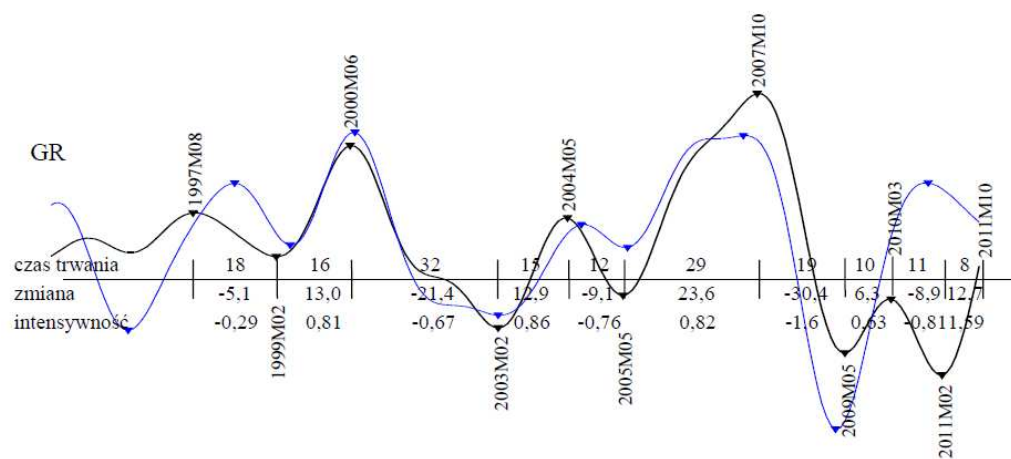
Rysunek III.2.4. Składnik cykliczny wskaźnika ESI w Estonii



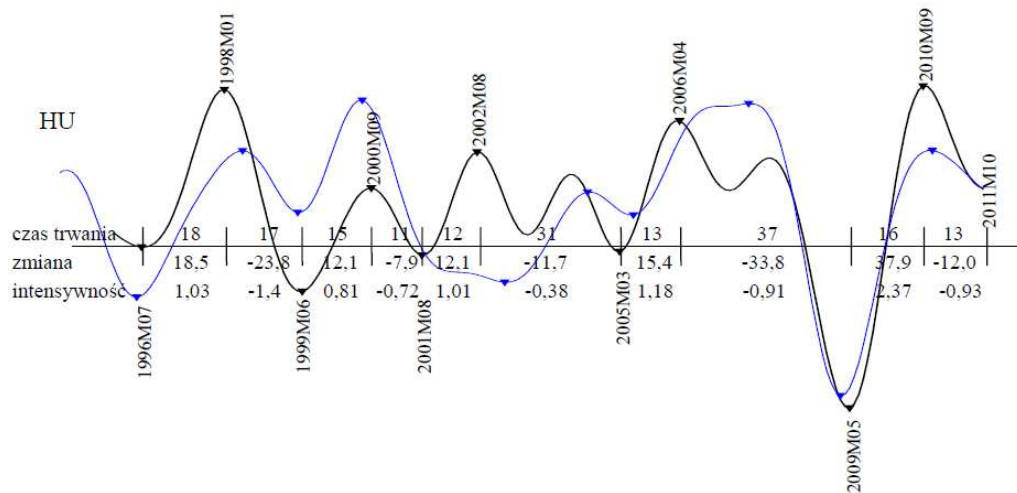
Rysunek III.2.5. Składnik cykliczny wskaźnika ESI w Hiszpanii



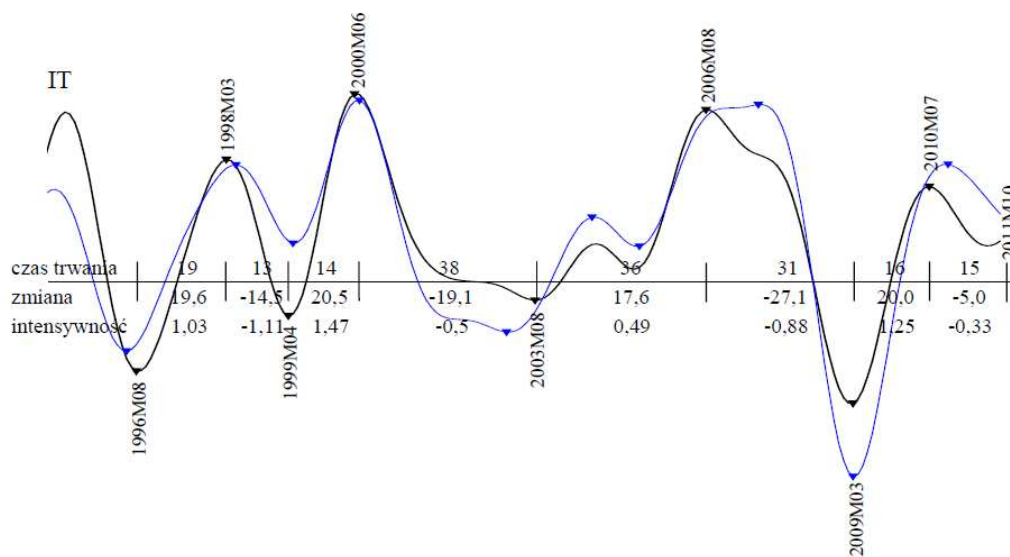
Rysunek III.2.6. Składnik cykliczny wskaźnika ESI w Francji



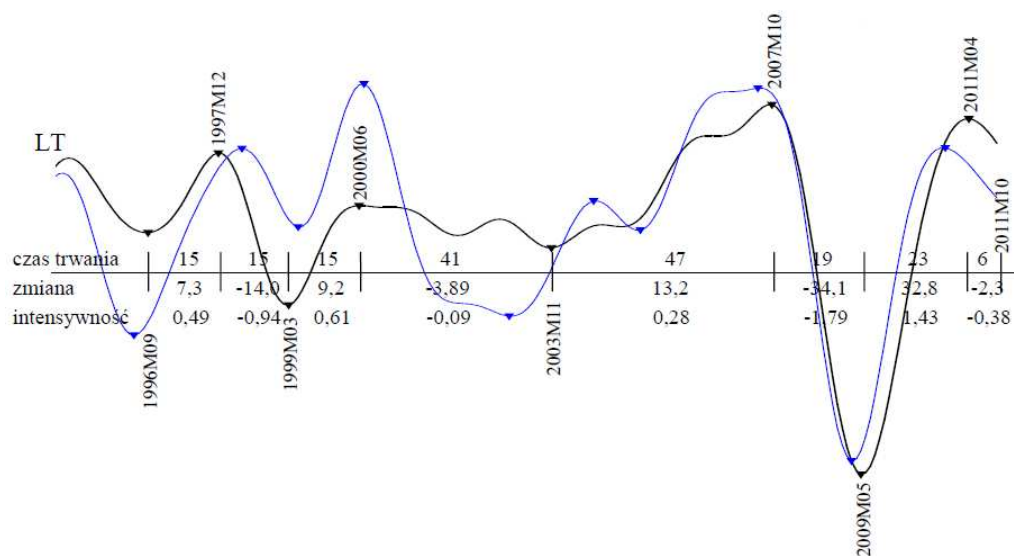
Rysunek III.2.7. Składnik cykliczny wskaźnika ESI w Grecji



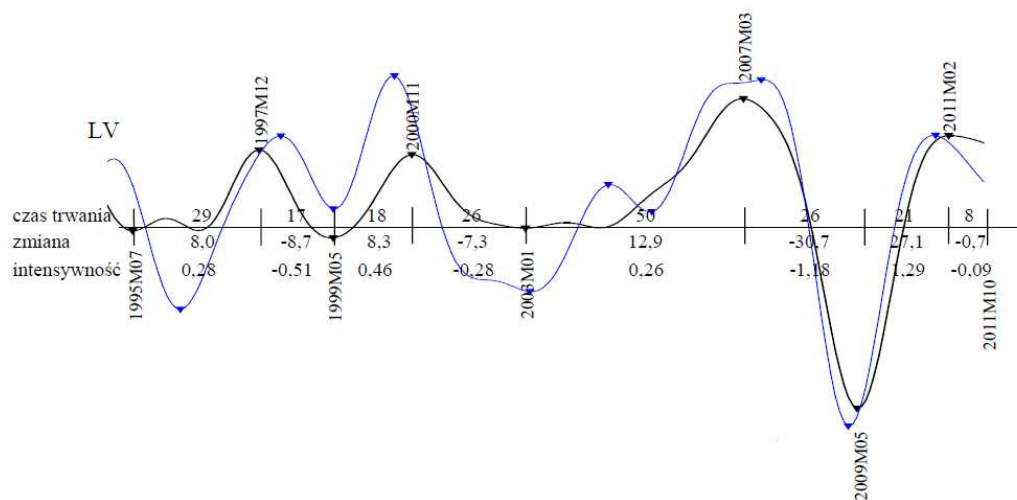
Rysunek III.2.8. Składnik cykliczny wskaźnika ESI na Węgrzech



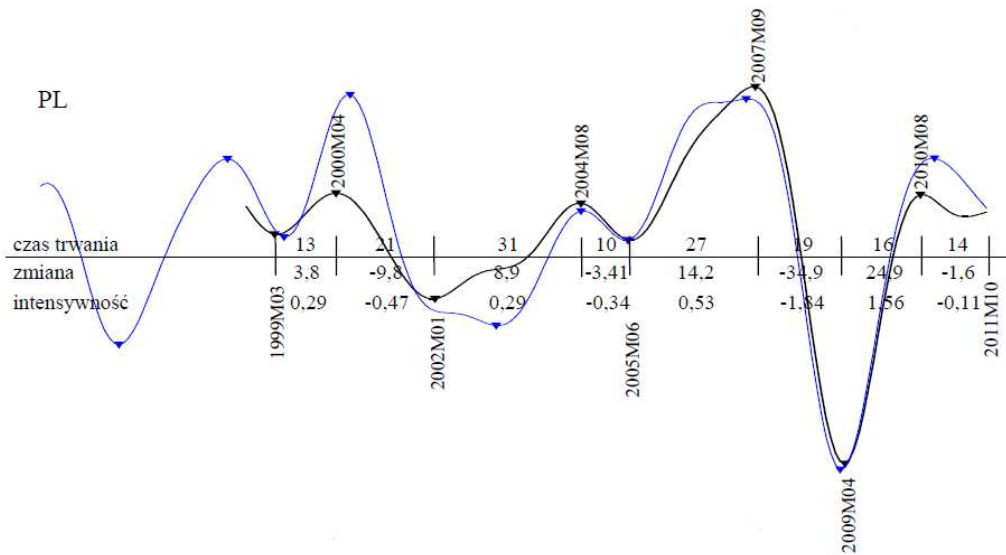
Rysunek III.2.9. Składnik cykliczny wskaźnika ESI we Włoszech



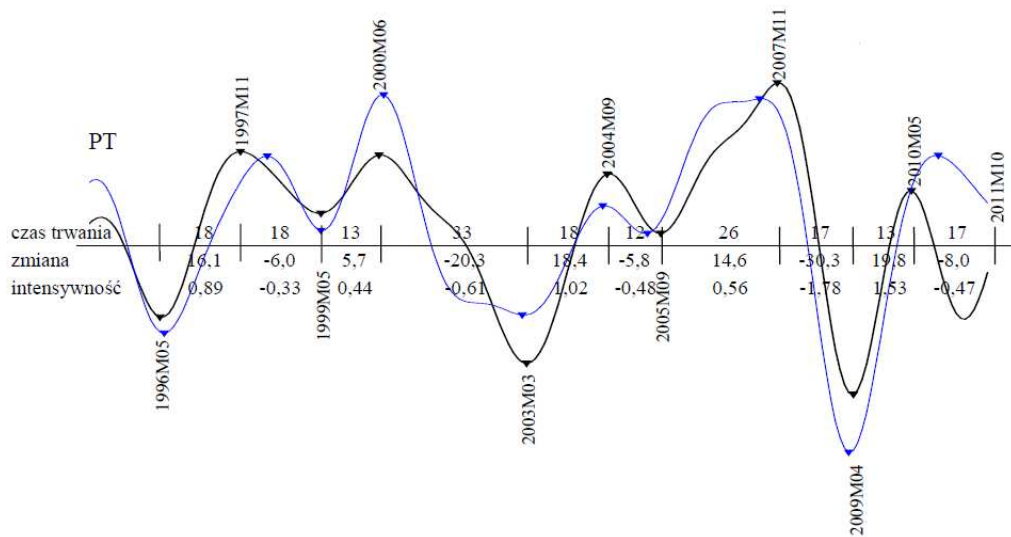
Rysunek III.2.10. Składnik cykliczny wskaźnika ESI na Litwie



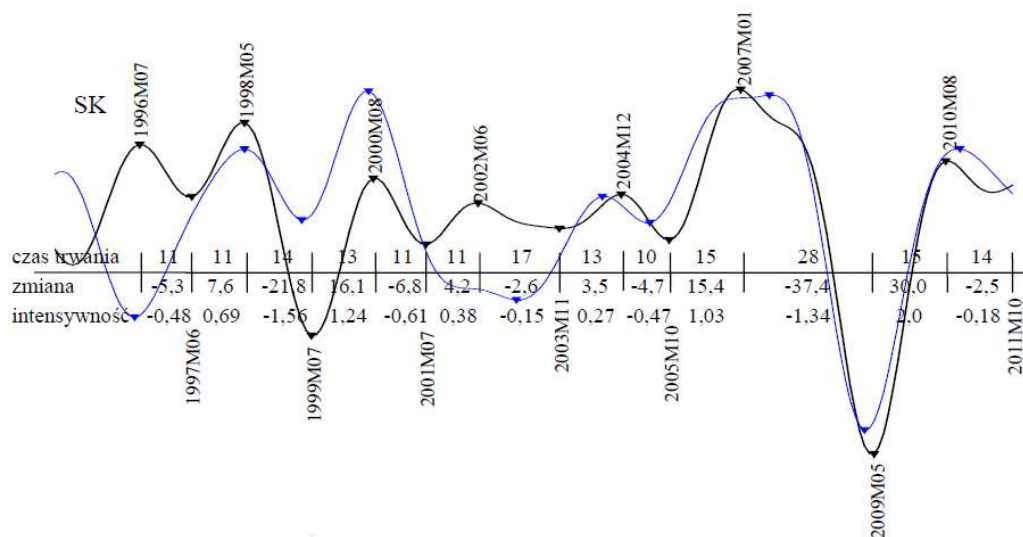
Rysunek III.2.11. Składnik cykliczny wskaźnika ESI na Łotwie



Rysunek III.2.12. Składnik cykliczny wskaźnika ESI w Polsce



Rysunek III.2.13. Składnik cykliczny wskaźnika ESI w Portugalii



Rysunek III.2.14. Składnik cykliczny wskaźnika ESI na Słowacji

Tabela III.2.1.1. Składnik cykliczny wskaźnika ESI - morfologia

| kraj | obs | obs | | | średnia | SD | #T/P | #P | #T | P-P | T-T | UP/sd | UP/sz | UP/si | DN/sd | DN/sz | DN/si |
|------|-----|--------|-------|---------|---------|----|------|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | | min | max | średnia | | | | | | | | | | | | | |
| EA17 | 202 | -22,38 | 12,39 | -0,21 | 8,09 | 10 | 5 | 5 | 36,75 | 37,5 | 20,0 | 16,60 | 0,85 | 18,25 | -16,43 | -0,82 | |
| CZ | 202 | -21,01 | 11,12 | -0,17 | 7,47 | 6 | 3 | 3 | 60,5 | 61,0 | 27,0 | 22,98 | 1,18 | 29,0 | -24,14 | -1,13 | |
| DE | 202 | -23,0 | 12,95 | 0,13 | 8,23 | 10 | 5 | 5 | 36,5 | 37,5 | 19,4 | 17,03 | 0,88 | 19,25 | -15,88 | -0,68 | |
| EE | 202 | -22,48 | 11,07 | 0,05 | 7,26 | 8 | 4 | 4 | 51,0 | 49,3 | 25,75 | 17,01 | 0,74 | 22,7 | -18,74 | -0,78 | |
| ES | 202 | -16,32 | 9,57 | -0,42 | 5,41 | 9 | 4 | 5 | 48,0 | 43,75 | 26,5 | 12,11 | 0,57 | 18,0 | -11,03 | -0,60 | |
| FR | 202 | -20,45 | 12,83 | -0,35 | 8,10 | 10 | 5 | 5 | 37,25 | 37,5 | 20,4 | 17,47 | 0,87 | 18,25 | -16,80 | -0,91 | |
| GR | 202 | -16,04 | 16,93 | -0,81 | 7,74 | 10 | 5 | 5 | 37,0 | 35,25 | 17,5 | 13,96 | 0,78 | 18,4 | -14,97 | -0,82 | |
| HU | 190 | -23,85 | 14,06 | -0,05 | 7,94 | 10 | 5 | 5 | 37,25 | 37,75 | 14,8 | 19,22 | 1,28 | 24,0 | -19,29 | -0,85 | |
| IT | 202 | -15,64 | 12,98 | -0,11 | 6,98 | 8 | 4 | 4 | 48,7 | 49,7 | 21,25 | 19,43 | 1,06 | 27,3 | -20,22 | -0,83 | |
| LT | 202 | -23,63 | 10,46 | -0,06 | 7,14 | 8 | 4 | 4 | 52,7 | 50,0 | 25,0 | 15,63 | 0,70 | 25,0 | -17,34 | -0,94 | |
| LV | 202 | -20,62 | 10,12 | -0,38 | 6,14 | 8 | 4 | 4 | 52,0 | 54,7 | 29,5 | 14,06 | 0,57 | 23,0 | -15,60 | -0,66 | |
| PL | 158 | -21,83 | 13,11 | -0,55 | 7,24 | 8 | 4 | 4 | 40,7 | 39,7 | 21,75 | 12,95 | 0,67 | 16,7 | -16,05 | -0,88 | |
| PT | 202 | -16,76 | 13,55 | -0,44 | 7,0 | 10 | 5 | 5 | 36,75 | 38,0 | 17,6 | 14,93 | 0,89 | 20,0 | -15,59 | -0,80 | |
| SK | 202 | -24,83 | 12,57 | -0,20 | 7,44 | 13 | 7 | 6 | 27,30 | 27,8 | 13,0 | 12,81 | 0,94 | 15,17 | -13,10 | -0,77 | |

Objaśnienia: obs – liczba obserwacji, min – wartość najniższa w pkt, max – wartość najwyższa w pkt, SD – odchylenie standardowe w pkt, #T/P – liczba punktów zwrotnych, #P – liczba górnych punktów zwrotnych, #T – liczba dolnych punktów zwrotnych, P-P – średni czas trwania cyklu, liczony między górnymi punktami zwrotnymi, T-T – średni czas trwania cyklu, liczony między dolnymi punktami zwrotnymi, UP/sd – średni czas trwania fazy wzrostowej, UP/sz – średnia zmiana wartości w fazie wzrostowej, UP/si – średnia intensywność w fazie wzrostowej, DN/sd – średni czas trwania fazy spadkowej, DN/sz – średnia zmiana wartości w fazie spadkowej, DN/si – średnia intensywność w fazie spadkowej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

Tabela III.2.2. Składnik cykliczny wskaźnika ESI – punkty zwrotne

| T | 1996M6 | | 1998M5 | | 1999M5 | | 2000M7 | | 2003M2 | | 2004M8 | | 2005M6 | | 2007M7 | | 2009M3 | | 2010M11 | | średnie +/- | | |
|----|--------|----|--------|----|--------|---|--------|---|--------|---|--------|---|--------|---|--------|---|--------|---|---------|---|-------------|---|-------|
| | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | |
| CZ | - | | - | | 0 | | 10 | | - | | - | | 5 | | -2 | | 2 | | 2 | | 1 | | 3 |
| DE | 1 | 3 | 2 | 1 | -4 | | - | | -8 | | 1 | | 2 | | 0 | | 2 | | 2 | | -0,8 | | -0,2 |
| EE | 3 | -4 | 2 | - | - | | 23 | | -1 | | 0 | | 1 | | -1 | | 0 | | 1 | | -9 | | -2 |
| ES | -2 | -3 | 2 | 1 | -6 | | - | | -1 | | -2 | | -7 | | -1 | | -2 | | -7 | | -3 | | -2 |
| FR | 0 | 0 | -1 | 0 | 4 | | 1 | | 3 | | 0 | | 2 | | 0 | | 0 | | 2 | | 1,2 | | 0,8 |
| GR | - | -9 | -3 | -1 | 0 | | -3 | | 3 | | 2 | | 2 | | 8 | | 2 | | 8 | | -3,6 | | -0,5 |
| HU | - | -4 | 1 | 2 | -18 | | - | | -15 | | 2 | | 2 | | -2 | | 2 | | -2 | | -4,75 | | -4,63 |
| IT | 2 | -2 | -1 | -1 | 6 | | - | | -11 | | 0 | | 0 | | -4 | | 2 | | 0 | | -4,5 | | 1,75 |
| LT | 3 | -5 | -2 | -1 | 9 | | - | | 3 | | 2 | | 2 | | 5 | | 2 | | 3 | | 0,5 | | 3 |
| LV | -11 | -5 | 0 | 4 | -1 | | - | | -4 | | 2 | | 2 | | -1 | | 2 | | 3 | | -0,5 | | -2,5 |
| PL | - | -2 | -2 | -3 | -13 | | 0 | | 2 | | 1 | | 1 | | -3 | | 1 | | -3 | | -1 | | -3,5 |
| PT | -1 | -6 | 0 | -1 | 1 | | 1 | | 4 | | 1 | | 3 | | 4 | | 1 | | -6 | | -1,6 | | 0,8 |
| SK | 12 | 0 | 2 | 1 | 9 | | 4 | | -6 | | 2 | | 2 | | -3 | | 2 | | -3 | | -0,8 | | 5,8 |

Objaśnienia: P/T – górny/dolny punkt zwrotny, +/- – wyprzedzenie/opóźnienie, #cykle – liczba dodatkowych cykli, średnie +/- – średnie wyprzedzenie/opóźnienie w punktach zwrotnych (górnym, dolnym)/ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

Tabela III.2.3. Składnik cykliczny ESI – miary podobieństwa

| | koherencja | | przesunięcie fazowe | | korelacja krzyżowa | |
|----|------------|-----------|---------------------|-----------|--------------------|-----------|
| | r_0 | r_{max} | r_0 | r_{max} | r_0 | r_{max} |
| CZ | 0,35 | 0,19 | 0,59 | 0,62 | 0,62 | 2 |
| DE | 0,94 | 0,03 | 0,97 | 0,97 | 0,97 | 1 |
| EE | 0,41 | -0,07 | 0,64 | 0,65 | 0,65 | -1 |
| ES | 0,80 | -0,16 | 0,89 | 0,93 | 0,93 | -2 |
| FR | 0,95 | 0,03 | 0,97 | 0,97 | 0,97 | 1 |
| GR | 0,40 | 0,14 | 0,63 | 0,65 | 0,65 | 2 |
| HU | 0,46 | -0,04 | 0,68 | 0,60 | 0,60 | 0 |
| IT | 0,79 | 0,01 | 0,88 | 0,88 | 0,88 | 0 |
| LT | 0,58 | 0,13 | 0,76 | 0,78 | 0,78 | 2 |
| LV | 0,73 | 0,10 | 0,84 | 0,86 | 0,86 | 2 |
| PL | 0,87 | 0,02 | 0,93 | 0,93 | 0,93 | 1 |
| PT | 0,67 | 0,05 | 0,81 | 0,82 | 0,82 | 1 |
| SK | 0,44 | 0,10 | 0,66 | 0,68 | 0,68 | 1 |

Objaśnienia: r_0 – wartość współczynnika korelacji krzyżowej, r_{max} – wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (-) / opóźnieniu (+) o r_{max} okresów.
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

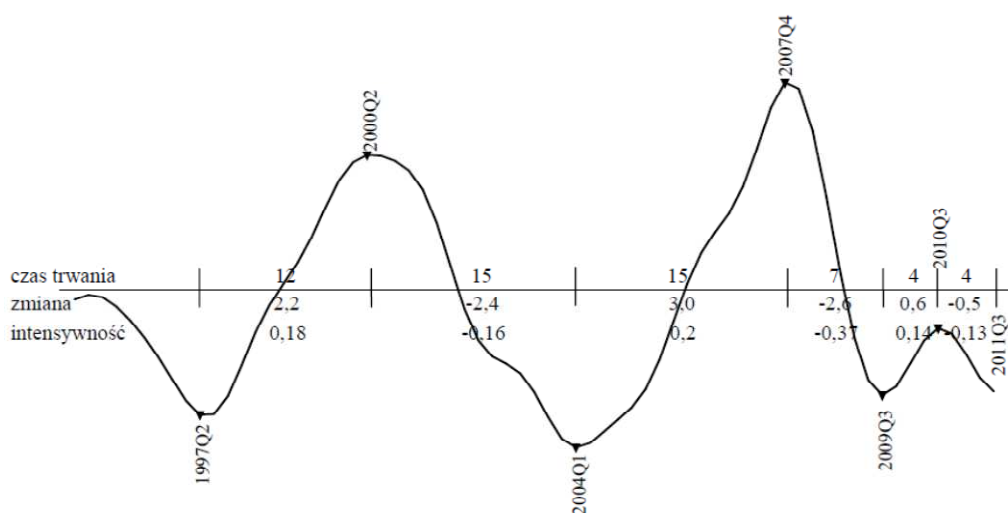
III.3. Spożycie gospodarstw domowych

III.3.1. *Wahania cykliczne konsumpcji prywatnej w strefie euro*

Wahania czynnika cyklicznego konsumpcji gospodarstw domowych w strefie euro (EA17) są silnie skorelowane z komponentem cyklicznym PKB, współczynnik korelacji jednoczesnej wynosi 0,89 i jest maksymalny dla rozkładu wyprzedzeń i opóźnień. Współczynnik koherencji wyniósł 0,82, a przesunięcie fazowe 0 kwartałów. W przypadku konsumpcji w okresie 1995 – 2011 podobnie jak dla PKB wyróżniono dwa pełne cykle. Segmentacja faz cyklu jest zbliżona do tej zidentyfikowanej dla PKB. Pierwszy cykl (T-P-T) podobnie jak w przypadku PKB trwał 27 kwartałów (tj. prawie 7 lat), od II kwartału 1997 roku do I kwartału 2004 roku, jakkolwiek dolne punkty zwrotne w tym cyklu były opóźnione o 2 kwartały, a górny punkt zwrotny (w II kwartale 2002 r.) wyprzedzał o 1 kwartał zmiany PKB. Drugi cykl w ujęciu T-P-T był krótszy, trwał 22 kwartały, tj. 5,5 roku (wobec PKB – 6 lat). Trwał do III kw. 2009, identycznie jak w przypadku PKB. W drugim cyklu górny punkt zwrotny wystąpił w IV kwartale 2007 i wyprzedzał o 1 kwartał PKB. Ponadto w przebiegu wahań komponentu cyklicznego konsumpcji zidentyfikowano dodatkowy, górny punkt zwrotny na końcu próby (tj. w III kwartale 2010 r.), który oznacza, że faza przyspieszenia po globalnym kryzysie finansowym się już zakończyła, co może oznaczać ujawnienie się negatywnych konsekwencji kryzysu zadłużeniowego w strefie euro. Jakkolwiek należy mieć na uwadze, że jest to koniec szeregu czasowego i w przypadku wydłużenia szeregu o kolejne obserwacje lokalizacja tego punktu zwrotnego może ulec zmianie. W ujęciu P-T-P, długość cykli wynosiła odpowiednio 30 kwartałów (7,5 lat) i 11 kwartałów (tj. ok. 3 lata). Podobnie jak dla PKB obserwujemy więc skracanie się długości trwania cykli wzrostowych w przebiegu konsumpcji w strefie euro, od 6-7 lat do 3-4 lat. Skracaniu ulegają również poszczególne fazy. Fazy wzrostowe trwały odpowiednio 12, 15 i 4 kwartały. Fazy spadkowe 15 i 7 kwartałów. Analiza chronologii czasowej wahań konsumpcji względem PKB ukazuje niejednoznaczne wyniki. Analiza korelacji i koherencji wskazuje na równoczesny charakter konsumpcji, z kolei analiza chronologii punktów zwrotnych pozwala stwierdzić, że konsumpcja z wyprzedzeniem sygnalizuje fazy spadkowe komponentu cyklicznego PKB, ale z opóźnieniem fazy wzrostowe.

Analiza wartości maksymalnych i amplitud komponentu cyklicznego konsumpcji (jako odchyień od trendu) potwierdziła prawidłowość, zgodnie z którą reakcje konsumpcji na szoki są znacznie mniejsze niż PKB, co jest związane z hipotezą wygładzania konsumpcji. Największe odchylenie komponentu cyklicznego

konsumpcji od długookresowej tendencji, na poziomie 1,8 punktu procentowego, miało miejsce w szczycie drugiego w wyróżnionych cyklach, tj. IV kwartale 2007 r. (w przypadku PKB było to ok. 4 pp.), w szczycie poprzedniego cyklu było to ok. 1,2 pp. (PKB: 1,8 pp.). W przypadku dolnych punktów zwrotnych maksymalne odchylenia wynosiły odpowiednio -1,0 pp. (PKB -0,1 pp.), -1,2 pp. (PKB: -1,8 pp.), -0,8 pp. (-3,0 pp.). W konsekwencji amplitudy poszczególnych faz były znacznie mniejsze niż w przypadku PKB. W ujęciu średnim amplituda fazy wzrostowej dla konsumpcji wynosiła ok. 1,9 pp. (wobec 4,2 pp. dla PKB), dla fazy spadkowej -2,5 pp. (wobec -5,1 pp.) dla PKB.



Rysunek III.3.1. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej w strefie euro

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Co jest również istotne amplitudy poszczególnych faz dla konsumpcji były relatywnie stabilne, w porównaniu do PKB gdzie uległy one znacznemu zwiększeniu w trakcie ostatniego kryzysu. W przypadku konsumpcji w trakcie kryzysu z lat 2000-2004 komponent cykliczny zmniejszył się o ok. 2,4 pp., podobnie jak w fazie spadkowej globalnego kryzysu finansowego lat 2007-2009 (-2,6 pp.). Jednak ta druga faza spadkowa była znacznie, krótsza i w konsekwencji charakteryzowała się ponad dwukrotnie większą intensywnością, tj. -0,37 pp. (wobec -0,16 pp.). W przypadku fazy wzrostowej komponentu cyklicznego amplituda w latach 1997-2000 wynosiła ok. 2,2 pp., a w fazie wzrostowej przed kryzysem finansowym ok. 3 pp. Ostatnia, krótka faza wzrostowa to ok. 0,5 pp. Dla faz wzrostowych intensywności wynosiły

odpowiednio, 0,18 pp., 0,2 pp. i 0,14 pp., wobec czego były bardziej stabilne. W ujęciu średnim intensywność zmian była większa w fazie spadkowej.

III.3.2. *Wahania cykliczne konsumpcji prywatnej w krajach UE*

Wahania czynnika cyklicznego konsumpcji w badanych krajach członkowskich UE w analizowanym okresie były zróżnicowane. Dotyczy to w szczególności nowych krajów członkowskich. Zgodnie z oczekiwaniami bardzo wysokie współczynniki korelacji jednoczesnej uzyskano dla największych krajów strefy euro Niemiec, Francji i Włoch, odpowiednio: 0,74, 0,86 i 0,83, jakkolwiek najwyższy zanotowano dla Hiszpanii, tj. 0,94, dla Portugalii wyniósł on 0,81 a dla Grecji 0,5. Jednak w przypadku Grecji współczynnik korelacji krzyżowej przy opóźnieniu o 5 kwartałów wyniósł 0,81². W analizie korelacyjnej opóźnienie uzyskano również dla Niemiec (2 kwartały przy współczynniku korelacji 0,83). W przypadku pozostałych, starych krajów członkowskich analiza korelacyjna wskazywała na wyprzedzenia od -2 kwartałów lub równoczesny charakter zmian konsumpcji. Dla nowych krajów członkowskich współczynniki korelacji jednoczesnych wahają się od 0,05 dla Czech do 0,67 dla Litwy, a korelacje krzyżowe od 0,29 do 0,67, wskazując w większości przypadków raczej na opóźnionych charakter zmian. W przypadku Polski współczynnik korelacji wyniósł ok. 0,42 przy opóźnieniu o 4 kwartały (współczynnik korelacji jednoczesnej 0,41). W krajach Bałtyckich współczynniki korelacji są wyższe. W przypadku krajów NMS7 widoczna jest trwała tendencja wzrostowa rekursywnych współczynników korelacji, szczególnie po 2004 r. Po koniec próby rekursywne współczynniki korelacji dla nowych krajów przekraczają 0,7, a dla niektórych przekraczają nawet 0,8.

Segmentacja faz wahań cyklicznych w starych krajach członkowskich jest zbliżona do strefy euro jako całości, przy czym we Włoszech i Grecji nie zidentyfikowano górnego punktu zwrotnego na końcu analizowanej próby. W przypadku Niemiec z kolei zlokalizowano dodatkowy górny punkt zwrotny na początku próby, jakkolwiek należy pamiętać o wrażliwości wyników na końcach szeregów czasowych. W rezultacie uzyskano podobne długości trwania cykli wzrostowych, średnio w okresie 1995-2011 (T-P-T) dla starych krajów członkowskich, z wyjątkiem Grecji i Portugalii długość cyklu wynosiła ok. 22,5-24,5 miesiąca, tj. ok. 6 lat. W Grecji i Portugalii było to ok. 27 miesięcy, czyli ok. 7 lat. W tych dwóch krajach również występowały największe rozbieżności w chronologii punktów zwrotnych, od +6 do -7 kwartałów (średnio w cyklu dla Grecji to +3 kwartały, a dla Portugalii ok. -2 kwartały, jednak co

² Przy czym należy mieć na uwadze, że szereg czasowy dla Grecji nie obejmuje lat 1995-1999.

jest zaskakujące również w Niemczech średnio w górnych i dolnych punktach zwrotnych mieliśmy do czynienia z opóźnieniem o ok. 2 kwartały.

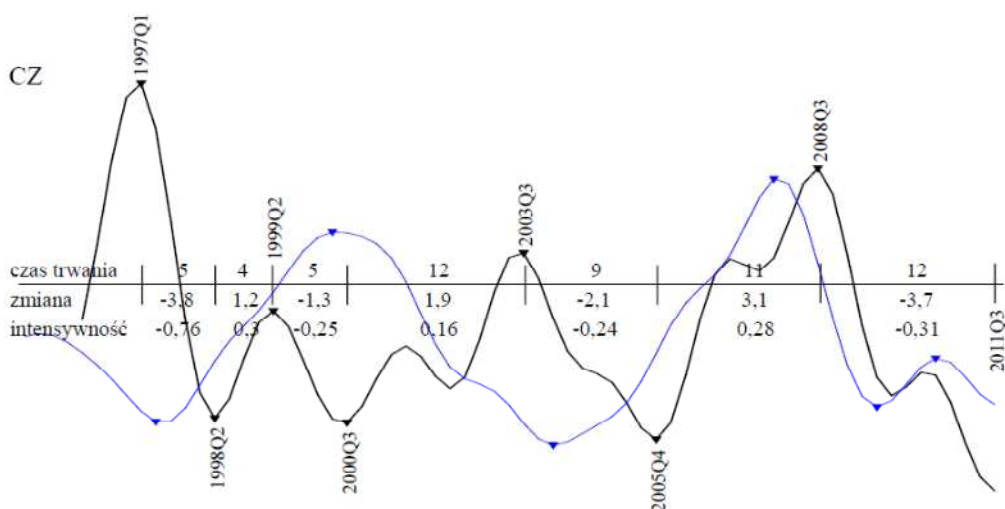
W nowych krajach członkowskich chronologia punktów zwrotnych, a co za tym idzie również długość trwania faz i cykli wzrostowych jest mniej podobna do tej zaobserwowanej dla strefy euro. W Czechach, Polsce i na Słowacji nie wystąpił dolny punkt zwrotnych w II połowie 2009 r. kończący fazę spadkową komponentu cyklicznego konsumpcji w związku z globalnym kryzysem finansowym, w pozostałych krajach NMS7 z kolei nie zaobserwowano górnego punktu zwrotnego na końcu próby (w EA17 III kwartał 2010). Ponadto na Łotwie faza spadkowa po kryzysie rosyjskim była na tyle silna, że nie ujawniło się w tych krajach ożywienie związane z „boomem” internetowym. W przypadku Polski wystąpił dodatkowy cykl w 2004 roku związany z akcesją do UE. W przypadku NMS7 mamy więc do czynienia zarówno z sytuacjami dodatkowych cykli, jak i sytuacjami pominięcia wahań zidentyfikowanych dla strefy euro jako całości wobec czego miary średnie wyprzedzeń i opóźnień punktów zwrotnych są trudno interpretowalne.

Ogromne zróżnicowanie wahań cyklicznych konsumpcji w analizowanych krajach ukazuje analiza amplitud wahań i maksymalnych odchyłeń od trendu. Zróżnicowanie zmienności występuje również w ramach strefy euro. O ile w Niemczech maksymalne odchylenie od trendu w dolnym punkcie zwrotnym wyniosło ok. 1,06 pp., to w Grecji było to -4,6 pp., a w Portugalii -2,7 pp. Jedynie jeszcze we Włoszech nie przekraczało 2 pp. W przypadku górnych punktów zwrotnych maksymalne odchylenie również było bardzo zróżnicowane, w Niemczech było to +1,3 pp., a w Hiszpanii +4,5 pp. We Włoszech i Francji nie przekraczało 2 pp. W konsekwencji również amplitudy poszczególnych faz były bardzo zróżnicowane. W przypadku Niemiec w ujęciu średnim wahania są stosunkowo symetryczne (ok. +/- 1,6 pp.), co jest również istotne amplitudy w cyklu w okresie globalnego kryzysu finansowego były niższe niż w latach 1998-2004. Podobnie jest w przypadku Francji (przy średniej amplitudzie +/- 2,3 pp.). We Włoszech amplituda fazy wzrostowej była większa niż fazy spadkowej. W pozostałych starych krajach członkowskich średnia amplituda fazy spadkowej była większa niż fazy wzrostowej, szczególnie w trakcie globalnego kryzysu finansowego. W Hiszpanii i Grecji było to średnio -5,7-5,8 pp., w Portugalii ok. -4,5 pp. Amplituda fazy wzrostowej wynosiła odpowiednio 4,0, 5,8 i 4,1 pp.

Jeszcze większe zróżnicowanie amplitudy i maksymalnych odchyłeń od trendu zaobserwowano dla nowych krajów członkowskich. W przypadku krajów bałtyckich odchylenia od trendu sięgały nawet kilkunastu punktów procentowych w dolnych punktach zwrotnych było to od -12,1 do -16,7 pp., a w górnych punktach zwrotnych od

+12,4 pp. do +18,4 pp. maksymalne odchylenia w tych krajach wystąpiły w trakcie w cyklu obejmującym globalny kryzys finansowy. W poprzednich cyklach nie odchylenia nie przekraczały znacząco 5 pp. W krajach grupy wyszehradzkiej odchylenia od trendu dolnych punktach zwrotnych wynosiły od -1,75 pp. w Czechach do -3,14 pp. w Słowacji, w górnych punktach zwrotnych od 2,2 pp. w Polsce do 3,9 pp. w Słowacji. Odchylenia były więc mniejsze niż w krajach peryferyjnych strefy euro, jakkolwiek były większe niż średnio w strefie euro EA17. W rezultacie w krajach bałtyckich zanotowano największe średnie amplitudy, sięgające w fazie wzrostowej do +26 pp. (Łotwa), a w fazie spadkowej -24 pp. (Łotwa). W krajach grupy wyszehradzkiej było to maksymalnie -5,5 pp. (Słowacja) i +5,7 (Słowacja).

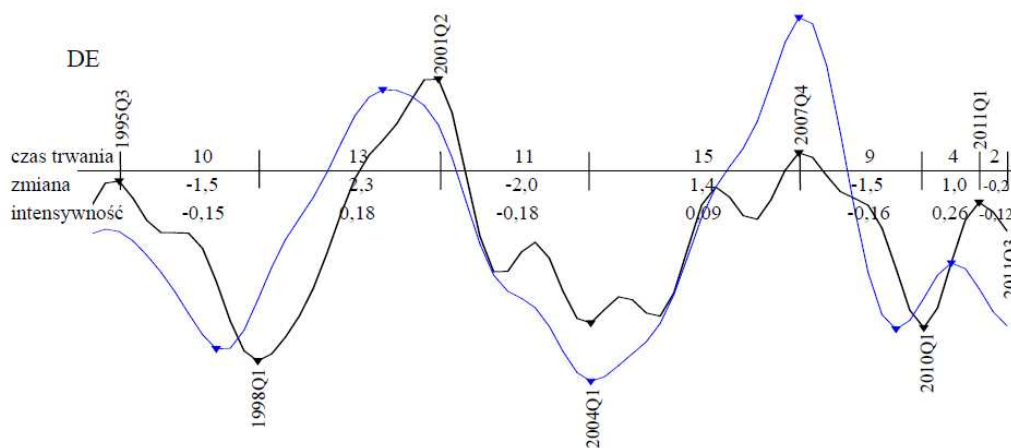
Szczegółowe wartości współczynników zawarte są w tabelach III.3.1, III.3.2, III.3.3. Przebieg wahań komponentu cyklicznego konsumpcji prywatnej na wykresach III.3.2-14



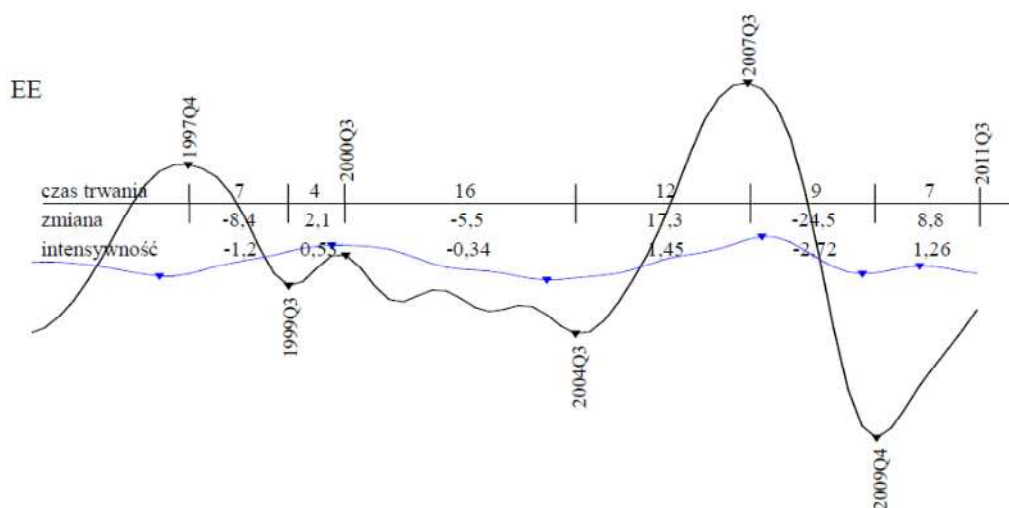
Rysunek III.3.2. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej w Czechach

Uwagi: linia (grubsza) z etykietami dat punktów zwrotnych – składnik cykliczny konsumpcji prywatnej w kraju UE, linia (cieńsza) bez etykiet – składnik cykliczny konsumpcji prywatnej w strefie euro ogółem. Linie zostały tak nałożone na siebie, aby pokazać względne położenie punktów zwrotnych i względne odchylenia (amplitudy). Rysunek nie oddaje wartości absolutnych (brak osi pionowej).

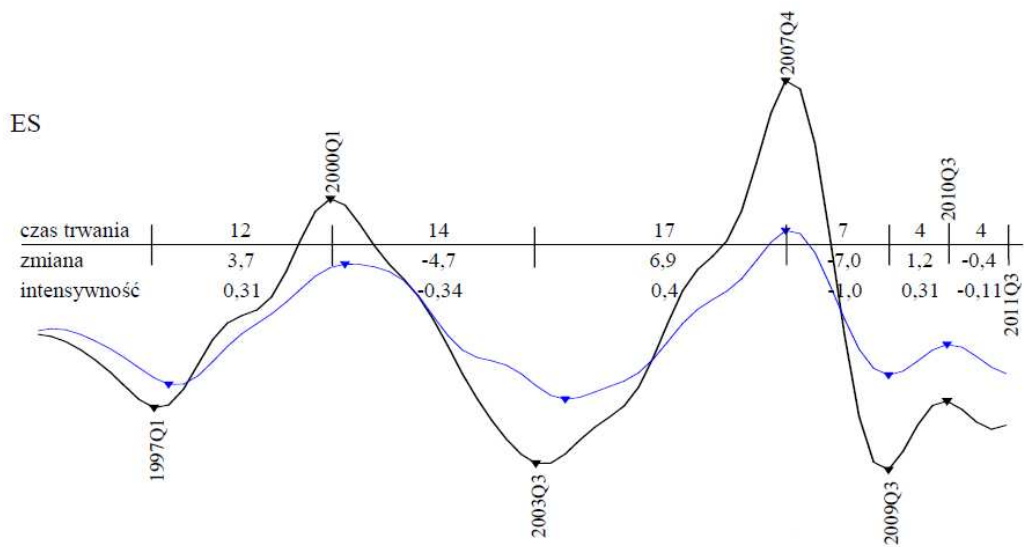
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



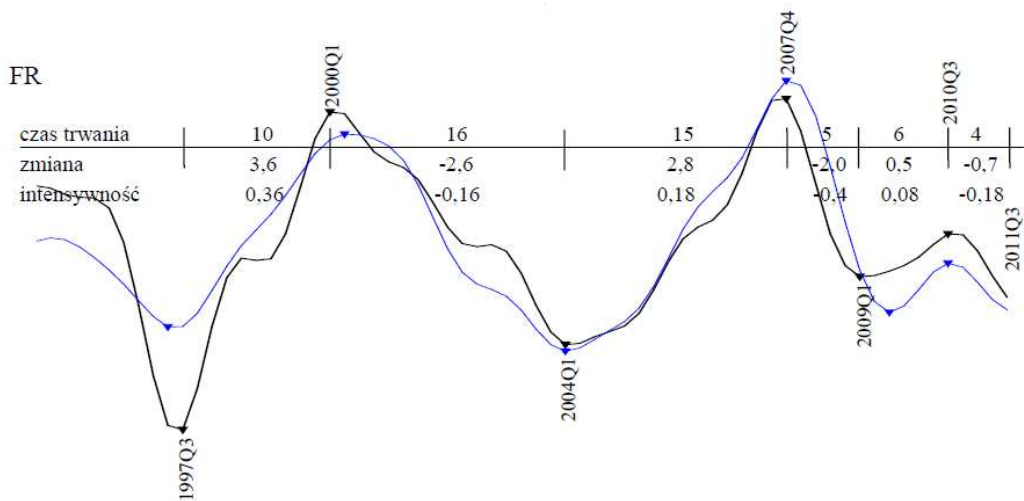
Rysunek III.3.3. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej w Niemczech



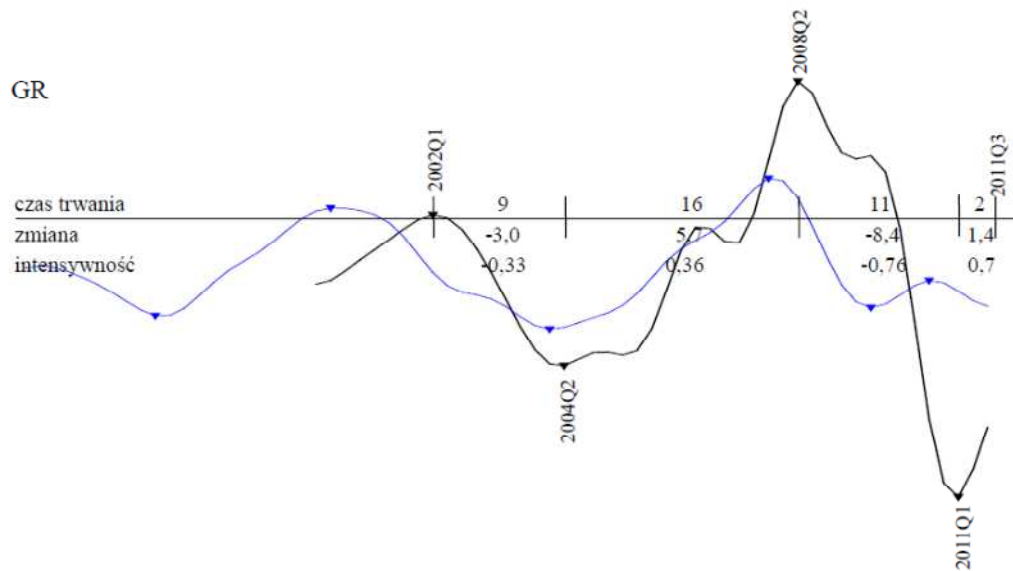
Rysunek III.3.4. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej w Estonii



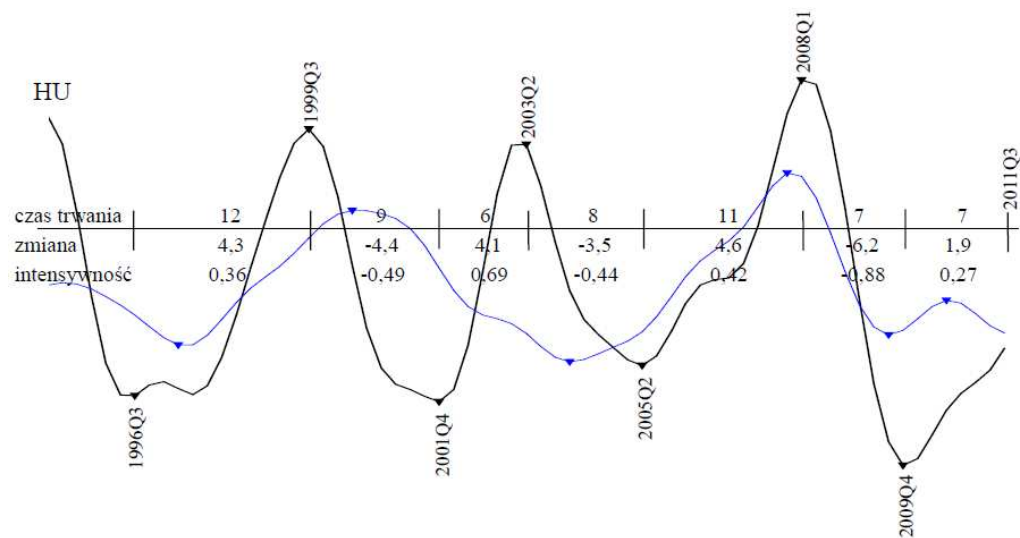
Rysunek III.3.5. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej w Hiszpanii



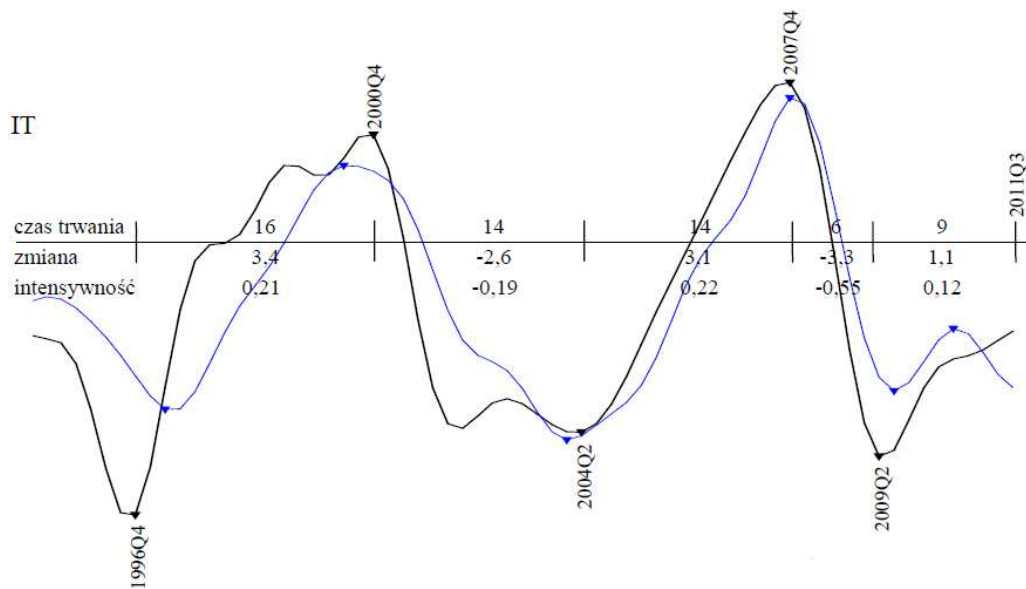
Rysunek III.3.6. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej we Francji



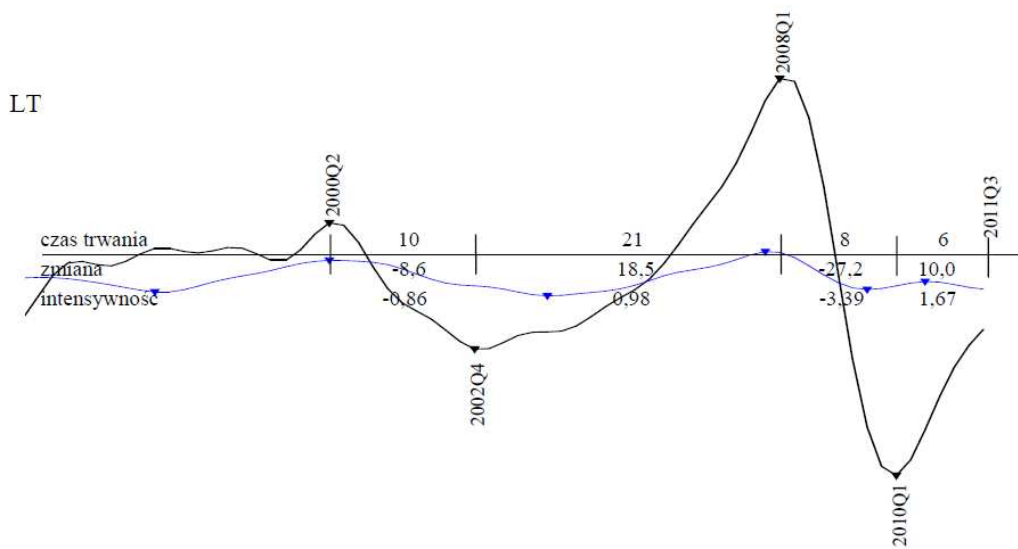
Rysunek III.3.7. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej w Grecji



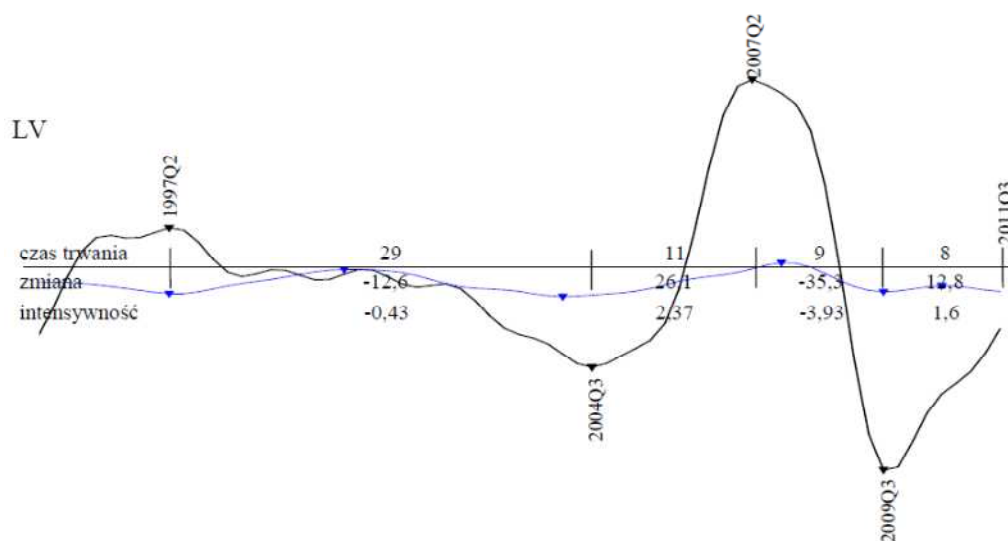
Rysunek III.3.8. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej na Węgrzech



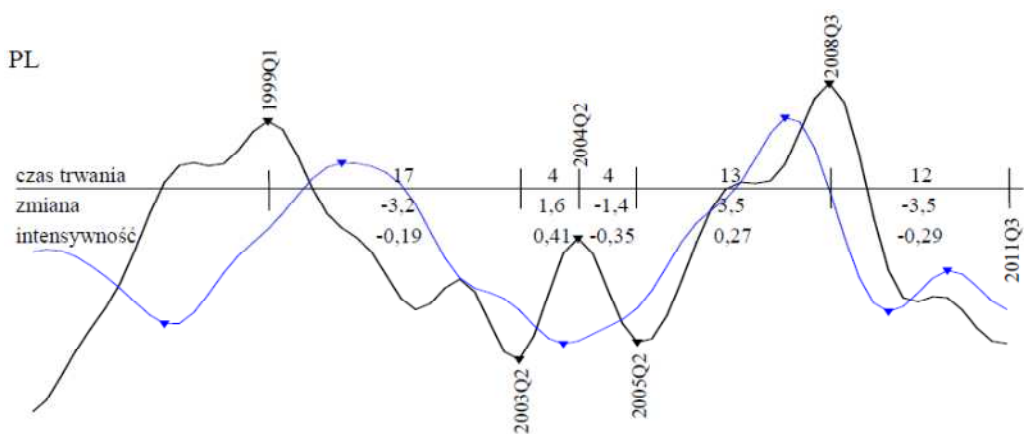
Rysunek III.3.9. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej we Włoszech



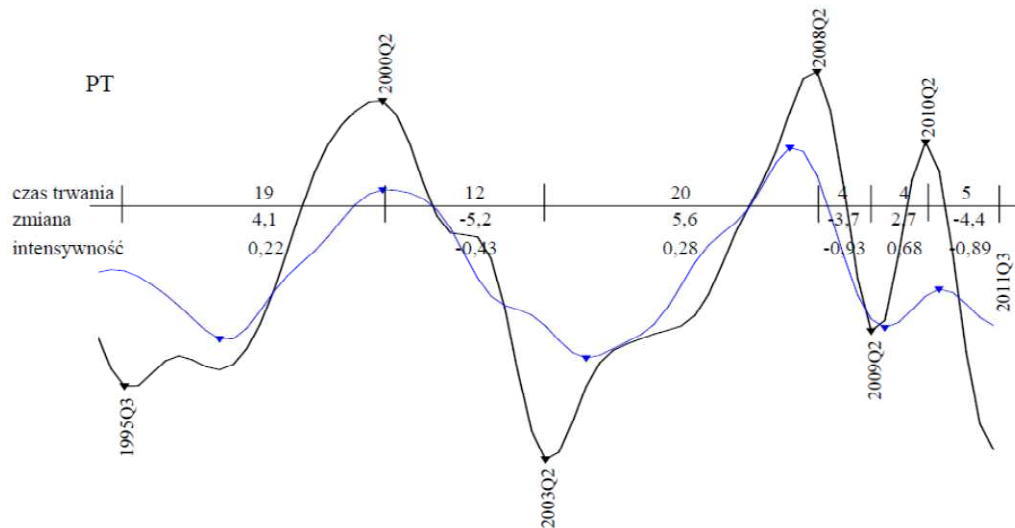
Rysunek III.3.10. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej na Litwie



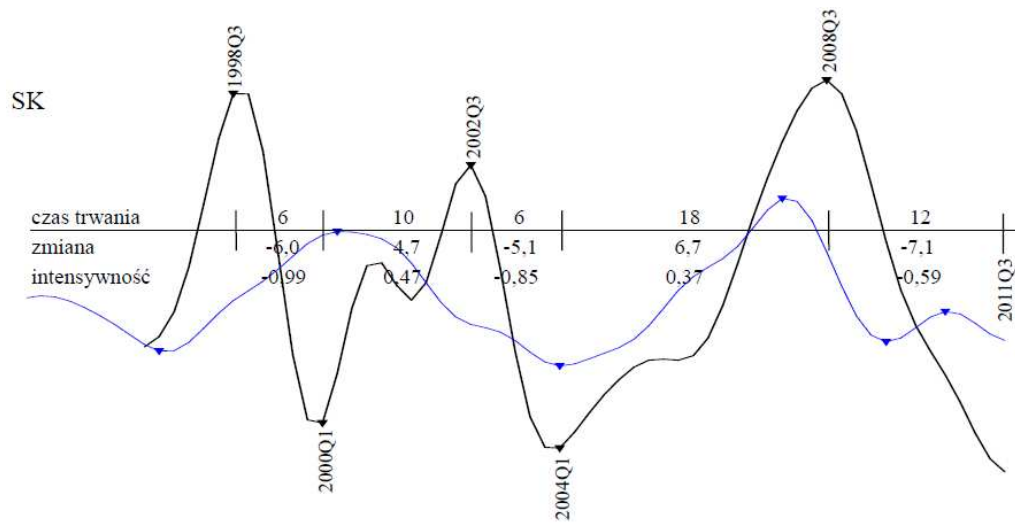
Rysunek III.3.11. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej na Łotwie



Rysunek III.3.12. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej w Polsce



Rysunek III.3.13. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej w Portugalii



Rysunek III.3.12. Składnik cykliczny konsumpcji prywatnej na Słowacji

Tabela III.3.1.1. Składnik cykliczny konsumpcji gospodarstw domowych – morfologia

| obs | min | max | SD | #T/P | #P | #T | P-P | T-T | UP/sd | UP/sz | UP/si | DN/sd | DN/sz | DN/si |
|------|--------|-------|------|------|----|----|------|------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| EA17 | -1,23 | 1,80 | 0,81 | 6 | 3 | 3 | 20,0 | 24,0 | 10,3 | 1,91 | 0,17 | 11,0 | -2,51 | -0,27 |
| CZ | -1,75 | 2,89 | 1,03 | 7 | 4 | 3 | 14,7 | 14,5 | 9,0 | 2,08 | 0,25 | 6,30 | -2,40 | -0,42 |
| DE | -1,06 | 1,29 | 0,56 | 7 | 4 | 3 | 20,0 | 23,5 | 10,7 | 1,60 | 0,18 | 10,0 | -1,66 | -0,17 |
| EE | -12,1 | 12,39 | 5,94 | 6 | 3 | 3 | 19,0 | 20,0 | 8,0 | 9,74 | 0,99 | 10,7 | -12,78 | -1,42 |
| ES | -2,49 | 4,49 | 1,75 | 6 | 3 | 3 | 20,5 | 24,5 | 11,0 | 3,95 | 0,34 | 10,5 | -5,86 | -0,67 |
| FR | -2,11 | 1,60 | 0,84 | 6 | 3 | 3 | 20,5 | 22,5 | 10,3 | 2,26 | 0,21 | 10,5 | -2,30 | -0,28 |
| GR | -4,60 | 3,75 | 1,99 | 4 | 2 | 2 | 25,0 | 27,0 | 16,0 | 5,71 | 0,36 | 10,0 | -5,69 | -0,55 |
| HU | -2,88 | 3,29 | 1,66 | 7 | 3 | 4 | 16,5 | 17,0 | 9,70 | 4,32 | 0,49 | 8,0 | -4,70 | -0,60 |
| IT | -1,89 | 1,94 | 1,04 | 5 | 2 | 3 | 28,0 | 24,5 | 15,0 | 3,23 | 0,22 | 10,0 | -2,97 | -0,37 |
| LT | -13,51 | 13,65 | 5,62 | 4 | 2 | 2 | 31,0 | 29,0 | 21,0 | 18,51 | 0,88 | 9,0 | -17,89 | -2,13 |
| LV | -16,91 | 18,41 | 8,0 | 4 | 2 | 2 | 40,0 | 20,0 | 11,0 | 26,05 | 2,37 | 19,0 | -23,96 | -2,18 |
| PL | -2,85 | 2,18 | 1,11 | 5 | 3 | 2 | 21,5 | 9,0 | 9,0 | 2,40 | 0,29 | 13,0 | -2,20 | -0,23 |
| PT | -2,70 | 2,89 | 1,53 | 6 | 3 | 3 | 19,5 | 27,0 | 14,3 | 4,15 | 0,39 | 8,0 | -4,45 | -0,68 |
| SK | -3,14 | 3,94 | 2,01 | 5 | 3 | 2 | 19,5 | 16,0 | 14,0 | 5,66 | 0,42 | 6,0 | -5,54 | -0,92 |

Objaśnienia: obs – liczba obserwacji, min – wartość najniższa w pp, max – wartość najwyższa w pp, SD – odchylenie standardowe w pp, #T/P – liczba punktów zwrotnych, #P – liczba górnych punktów zwrotnych, #T – liczba dolnych punktów zwrotnych, P-P – średni czas trwania cyklu, liczone między górnymi punktami zwrotnymi, T-T – średni czas trwania cyklu, liczone między dolnymi punktami zwrotnymi, UP/sd – średni czas trwania fazy wzrostowej, UP/sz – średnia zmiana wartości w fazie wzrostowej, UP/si – średnia intensywność w fazie wzrostowej, DN/sd – średni czas trwania fazy spadkowej, DN/sz – średnia zmiana wartości w fazie spadkowej, DN/si – średnia intensywność w fazie spadkowej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.3.2. Składnik cykliczny konsumpcji gospodarstw domowych – punkty zwrotne

| | 1997Q2 | | 2000Q2 | | 2004Q1 | | 2007Q4 | | 2009Q3 | | 2010Q3 | | średnie -/+ | |
|----|--------|-----|--------|----|--------|---|--------|------|--------|------|--------|---|-------------|-----|
| | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | T/P |
| CZ | 4 | -4 | 7 | 3 | - | - | 1 | -0,5 | 5,5 | 2,5 | | | | |
| DE | 3 | 4 | 0 | 0 | 2 | 2 | 1 | 2 | 1,7 | 1,83 | | | | |
| EE | 9 | 1 | 2 | -1 | 1 | - | 0 | 4 | 2,4 | | | | | |
| ES | -1 | -1 | -2 | 0 | 0 | 0 | 0 | -0,3 | -1 | -0,7 | | | | |
| FR | 1 | 1 | 0 | 0 | -2 | 0 | 0 | -0,3 | -0,3 | -0,3 | | | | |
| GR | - | - | 1 | 2 | 6 | 2 | 3,5 | 3 | | | | | | |
| HU | -3 | -3 | 5 | 1 | 1 | - | 0 | -1 | 1 | 0,2 | | | | |
| IT | -2 | 2 | 1 | 0 | -1 | - | -1 | 1 | -0,7 | 0 | | | | |
| LT | - | 0 | -5 | 1 | 2 | - | -1 | 0,5 | -1,5 | -0,5 | | | | |
| LV | - | -12 | 2 | -2 | 0 | - | -1 | -7 | 1 | -3 | | | | |
| PL | - | -5 | -3 | 3 | - | - | 0 | -1 | -3 | -1,7 | | | | |
| PT | -7 | 0 | -3 | 2 | -1 | - | 0 | 0,3 | -3,7 | -1,7 | | | | |
| SK | - | -7 | 0 | 3 | - | - | 0 | -2 | 0 | -1,3 | | | | |

Objaśnienia: P/T – górny/dolny punkt zwrotny, -/+ – wyprzedzenie/opóźnienie, #cykle – liczba dodatkowych cykli,

średnie -/+ – średnie wyprzedzenie/opóźnienie w punktach zwrotnych (górnym, dolnym) ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.3.3. Składnik cykliczny CONS – miary podobieństwa

| | koherencja | przesunięcie fazowe | korelacja krzyżowa | |
|----|------------|---------------------|--------------------|-----------|
| | | | r_0 | r_{max} |
| CZ | 0,04 | 2,51 | 0,05 | 0,29 |
| DE | 0,60 | 0,34 | 0,74 | 0,83 |
| EE | 0,28 | -0,28 | 0,51 | 0,55 |
| ES | 0,91 | -0,11 | 0,94 | 0,95 |
| FR | 0,77 | 0,04 | 0,86 | 0,86 |
| GR | 0,31 | 0,58 | 0,50 | 0,81 |
| HU | 0,23 | 0,03 | 0,47 | 0,47 |
| IT | 0,75 | -0,34 | 0,83 | 0,94 |
| LT | 0,47 | 0,04 | 0,67 | 0,67 |
| LV | 0,44 | -0,06 | 0,65 | 0,65 |
| PL | 0,18 | 0,06 | 0,41 | 0,42 |
| PT | 0,68 | -0,01 | 0,81 | 0,81 |
| SK | 0,18 | 0,52 | 0,40 | 0,54 |

Objaśnienia: r_0 – wartość współczynnika korelacji krzyżowej, r_{max} – wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (-) / opóźnieniu (+) o r_{max} okresów.
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

III.4. Nastroje konsumenckie

III.4.1. Wahania cykliczne nastrojów konsumenckich w strefie euro

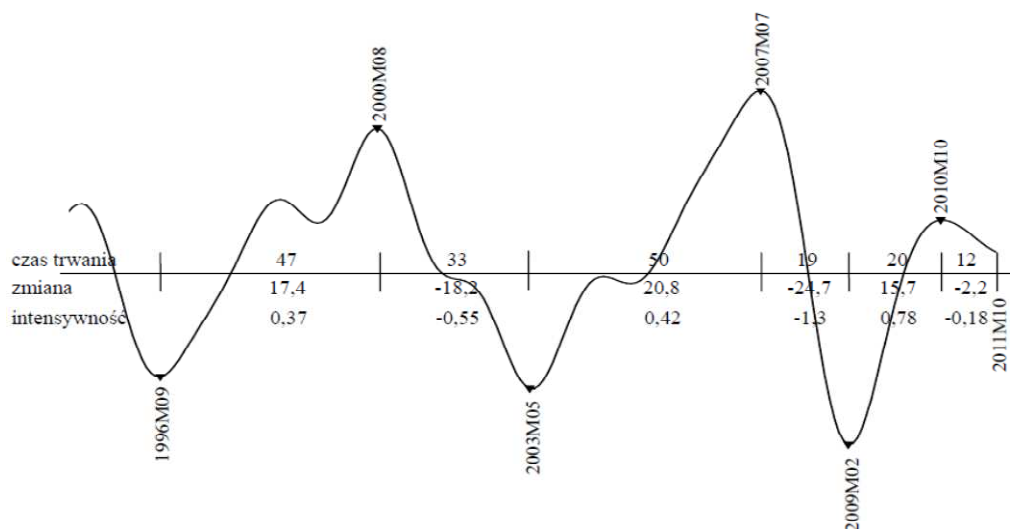
Wskaźnik nastrojów konsumenckich/gospodarstw domowych (ang. consumer sentiment indicator, CSI), który nazywany jest również wskaźnikiem ufności konsumenckiej jest obliczany dla wszystkich krajów UE na podstawie zharmonizowanej metodologii (por. EC DG-ECFIN, 2007) i jest publikowany przez EUROSTAT. W przypadku Polski wykorzystano wskaźnik koniunktury gospodarstw domowych obliczany przez IRG SGH również na podstawie zharmonizowanej metodologii. Wskaźnik jest obliczany jako średnia arytmetyczna z czterech sald tj. sald odnoszących się do ocen w zakresie przyszłej sytuacji finansowej, przyszłej sytuacji gospodarki, przewidywanego bezrobocia (ze znakiem ujemnym) i przewidywanej skłonności do oszczędzania. W wielu badaniach empirycznych potwierdzono dużą użyteczność wskaźnika koniunktury konsumenckiej do wyjaśniania zmian konsumpcji lub nawet ogólnej sytuacji gospodarczej.

Wahania czynnika cyklicznego wskaźnika nastrojów konsumenckich w strefie euro (EA17) są pozytywnie skorelowane z komponentem cyklicznym PKB, współczynnik korelacji jednoczesnej wynosi 0,69³, maksymalny współczynnik korelacji krzyżowej dla wyprzedzenia o ok. 2 kwartały wynosi 0,89. Współczynnik koherencji wyniósł 0,59, a przesunięcie fazowe wskazuje na ok. 1 kwartalne wyprzedzenie. Wahania czynnika cyklicznego nastrojów konsumenckich są również silnie skorelowane z wahaniami konsumpcji. W przypadku nastrojów konsumenckich w strefie euro w okresie 1995 – 2011 podobnie jak dla PKB i konsumpcji wyróżniono dwa pełne cykle. Segmentacja faz cyklu jest wobec tego zbliżona do tej zidentyfikowanej dla PKB i konsumpcji. Pierwszy cykl (T-P-T) podobnie jak w przypadku PKB i konsumpcji trwał ok. 7 lat (tj. ok. 80 miesięcy), od września 1996 r. do maja 2003 r., wobec czego dolne punkty zwrotne w tym cyklu wyprzedzały wahania konsumpcji i PKB, a górny punkt zwrotny był zbliżony do PKB i opóźniony względem konsumpcji (sierpień 2003 r.). Drugi cykl w ujęciu T-P-T był krótszy, trwał 69 miesięcy, tj. nieco ponad 5,5 roku (wobec 6 lat dla PKB i 5,5 roku dla konsumpcji). Cykl ten trwał do lutego 2009 r. W drugim cyklu górny punkt zwrotny, rozpoczynający fazę spadkową związaną z globalnym kryzysem finansowym wystąpił w lipcu 2007 r. i wyprzedzał, zarówno konsumpcję, jak i PKB. Podobnie jak w przypadku konsumpcji w przebiegu wahań komponentu cyklicznego nastrojów konsumenckich zidentyfikowano dodatkowy,

³ Oszacowano po zagregowaniu miesięcznych danych dla nastrojów konsumenckich do kwartałów jako średnią arytmetyczną.

górnym punktem zwrotnym na końcu próby (tj. w październiku 2010 r.). W ujęciu P-T-P, długość cykli wynosiła odpowiednio 83 miesiące (ok. 7 lat) i 39 miesięcy (tj. ok. 3 lata), czyli bardzo podobnie jak w przypadku konsumpcji. Podobnie jak dla PKB, konsumpcji obserwujemy skracanie się długości trwania cykli w przebiegu nastrojów konsumenckich w strefie euro, od 6-7 lat do 3 lat. Skracaniu ulegają również poszczególne fazy. Fazy wzrostowe trwały odpowiednio 47, 50 i 20 miesięcy, czyli skróciły się z ok. 4 lat do nieco ponad 1,5 roku. Fazy spadkowe 33 i 19 miesięcy, czyli z ok. 3 lat do ok., 1,5 roku. Analiza chronologii czasowej wahań konsumpcji względem PKB i konsumpcji, wskazuje na wyprzedzający charakter wahań nastrojów konsumenckich względem PKB i konsumpcji.

Analiza wartości maksymalnych wahań nastrojów konsumenckich ukazuje również intensyfikację wahań w drugiej połowie próby, a więc w okresie globalnego kryzysu finansowego, wówczas wartości ekstremalne wskaźnika nastrojów konsumenckich odchyliły się od średniej o +11,6 i o -13,2 pp., podczas gdy wcześniej nie przekraczały 10 pp. W konsekwencji zwiększeniu uległy amplitudy faz. Amplituda fazy spadkowej zwiększyła się z ok. -18,2 pp. do ok. -24,8 pp., czyli średnio wynosiła ok. -21,5 pp. Intensywność spadków uległa ponad dwukrotnemu zwiększeniu, z ok. 0,6 pp. do ok. 1,3 pp. Fazy wzrostowe wynosiły +17,4 pp., +20,8 pp., +15,7 pp., czyli średnio ok. 18 pp. Intensywności również się zwieszały, z ok. 0,4 pp. do ok. 0,8 pp.



Rysunek III.4.1. Składnik cykliczny CSI w strefie euro

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

III.4.2. Wahania cykliczne nastrojów konsumenckich w krajach UE

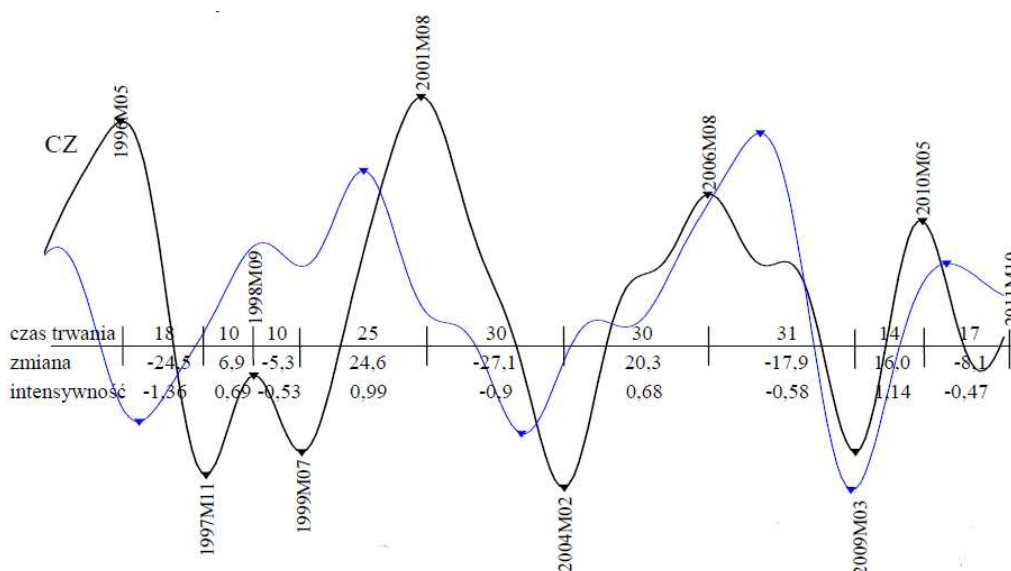
Spośród starych krajów członkowskich najwyższe współczynniki korelacji jednoczesnej dla wahań nastrojów konsumenckich uzyskano dla Francji, Niemiec i Hiszpanii (odpowiednio 0,95, 0,91 i 0,7). Zaskakująco niski współczynnik korelacji uzyskano dla Włoch (jedynie 0,4), nieznacznie większy niż dla Grecji (0,34) i mniejszy niż dla Portugalii (0,54). Podobne wnioski o sile zależności wahań w tych krajach ze strefą euro jako całością potwierdza również analiza współczynników koherencji. Analiza korelacji krzyżowych wskazuje na wyprzedzający charakter wahań względem strefy euro z wyjątkiem Niemiec (opóźnienie o ok. 2 miesiące), podobne wnioski uzyskano na bazie analizy przesunięć fazowych. Dla nowych krajów członkowskich bardzo wysokie współczynniki korelacji jednoczesnych uzyskano dla Litwy, Łotwy i Słowacji (odpowiednio 0,79, 0,79 i 0,74). Przy czym w przypadku Litwy i Słowacji dysponowano krótszymi szeregami czasowymi, wobec czego w analizie zależności w większym stopniu dominował globalny kryzys finansowy, który w wszystkich krajach wzmocnił współczynniki korelacji. Dla pozostałych NMS współczynnik korelacji mieściły się w przedziale 0,1 dla Węgier do 0,37 dla Estonii. Wskazuje to znacznie większą siłę zależności dla krajów bałtyckich niż krajów grupy wyszehradzkiej w analizowanym okresie. Przy czym analiza rekursywnych współczynników korelacji, wskazuje na zwiększającą się siłę zależności wahań w NMS z strefą euro, współczynniki korelacji wraz z czasem zwiększały się, osiągając w końcowej części próby wielkości powyżej 0,8 (z wyjątkiem Węgier, gdzie maksymalny współczynnik korelacji rekursywnej wyniósł ok. 0,4).

Analiza cech morfologicznych faz cykli w poszczególnych krajach w dużym stopniu potwierdza wyniki analizy korelacyjnej. Zbliżone długości faz i cykli uzyskano dla Francji i Niemiec. Przy podobnej lokalizacji punktów zwrotnych. W przypadku Hiszpanii zidentyfikowano podobną ilość punktów zwrotnych co w strefie euro, jednak odmienna była chronologia (wyprzedzenia od 1 do 10 miesięcy) i w konsekwencji długości faz i cykli (średnia długość cyklu ok. 4-5 lat). W przypadku Polski, Słowacji i Łotwy zidentyfikowano podobną ilość punktów zwrotnych jednak przy odmiennej chronologii, dla pozostałych krajów zidentyfikowano znacznie więcej punktów zwrotnych od 9 do 12 (wobec 6-ciu dla strefy euro) i w konsekwencji zidentyfikowano znacznie krótsze cykle i fazy. Jednak generalnie relatywnie lepszą chronologię faz zidentyfikowano w cyklu obejmującym globalny kryzys finansowy.

Największe zróżnicowanie morfologii wahań nastrojów konsumenckich uzyskano dla amplitud. Dotyczy to zarówno starych krajów członkowskich, jak i nowych. Wśród starych krajów członkowskich wahania nastrojów konsumenckich we Włoszech

oscylowały w przedziale -6,4 pp. do +7,2 pp. podczas gdy w pozostałych starych krajach wartości minimalne sięgały od -15 pp. we Francji do ok. 26 pp. w Grecji, wartości maksymalne sięgały od ok. +10 pp. w Hiszpanii do +16 pp. w Grecji. W nowych krajach członkowskich wartości minimalne wahały się od -13 pp. w Czechach do ponad -30 pp. na Litwie, a dodatnie odchylenia od +10 w Czechach do +19,7 pp. na Węgrzech. W konsekwencji uzyskano bardzo duże różnice w amplitudach wahań, we Włoszech w fazie spadkowej ok. -10 pp. a w fazie wzrostowej ok. 9 pp., a w Litwie odpowiednio -50 pp. i +33 pp.

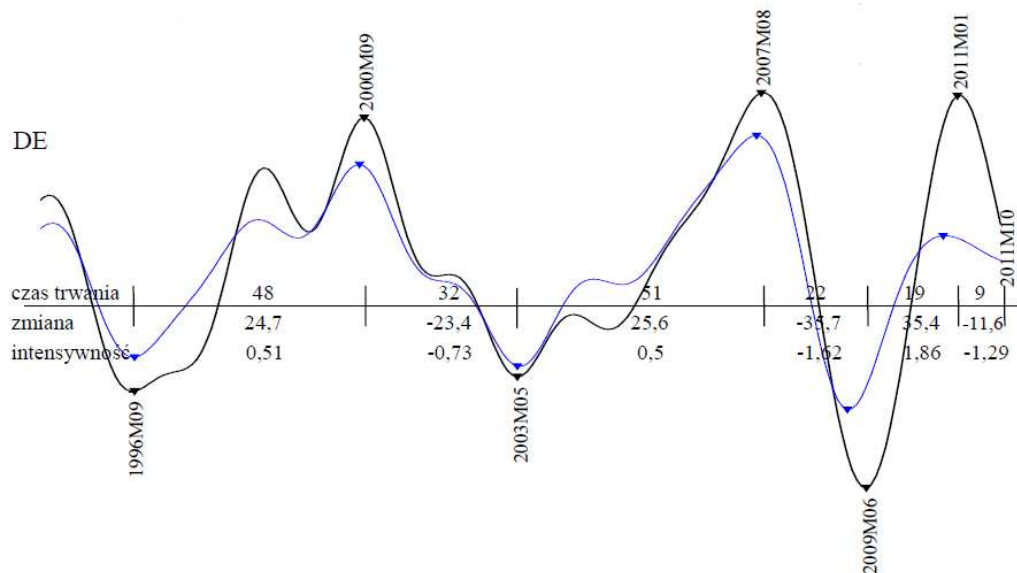
Szczegółowe wartości omawianych cech morfologicznych zawierają tabele III.4.1. III.4.2, III.4.3. Przebieg wahań komponentu cyklicznego wskaźnika nastrojów konsumenckich przedstawiono na rysunkach III.4.1-14.



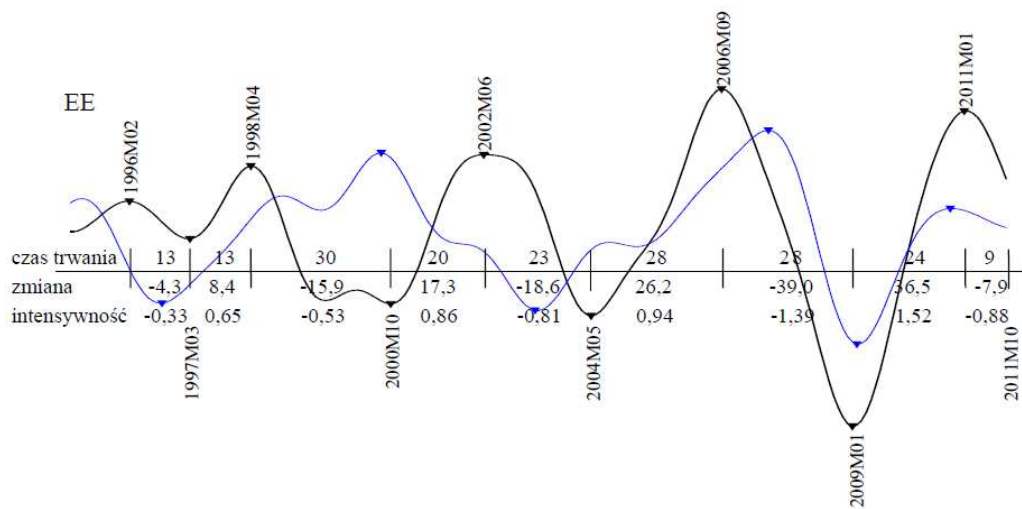
Rysunek III.4.2. Składnik cykliczny wskaźnika CSI w Czechach

Uwagi: linia (grubsza) z etykietami dat punktów zwrotnych – składnik cykliczny CSI w kraju UE, linia (cieńsza) bez etykiet – składnik cykliczny CSI w strefie euro ogółem. Linie zostały tak nałożone na siebie, aby pokazać względne położenie punktów zwrotnych i względne odchylenia (amplitudy). Rysunek nie oddaje wartości absolutnych (brak osi pionowej).

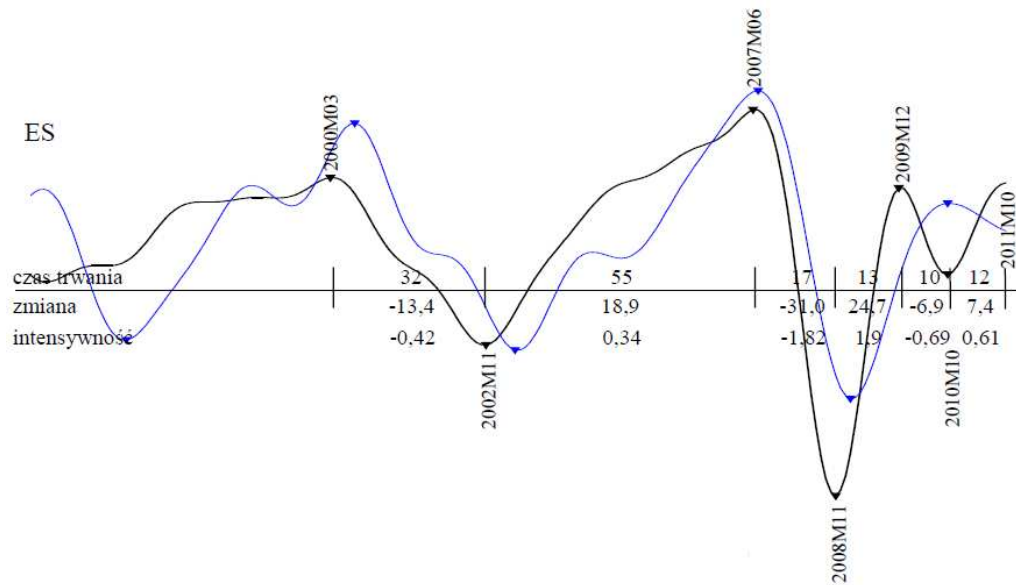
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



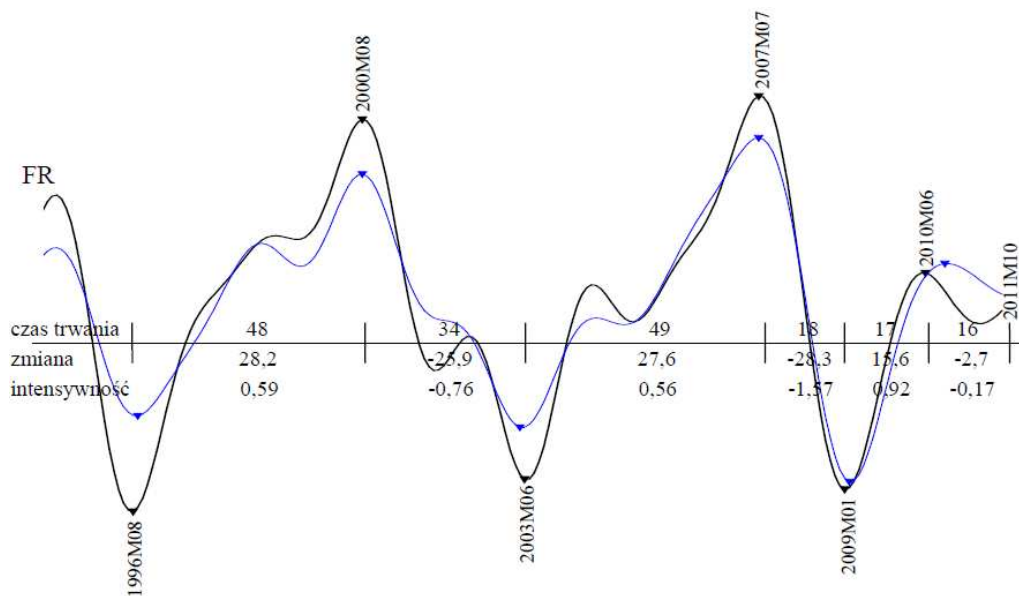
Rysunek III.4.3. Składnik cykliczny wskaźnika CSI w Niemczech



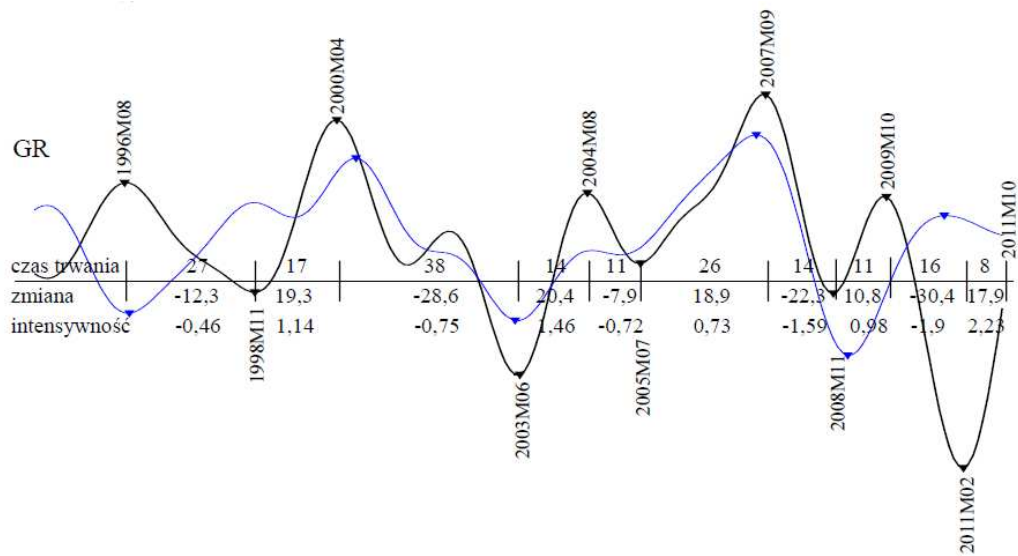
Rysunek III.4.4. Składnik cykliczny wskaźnika CSI w Estonii



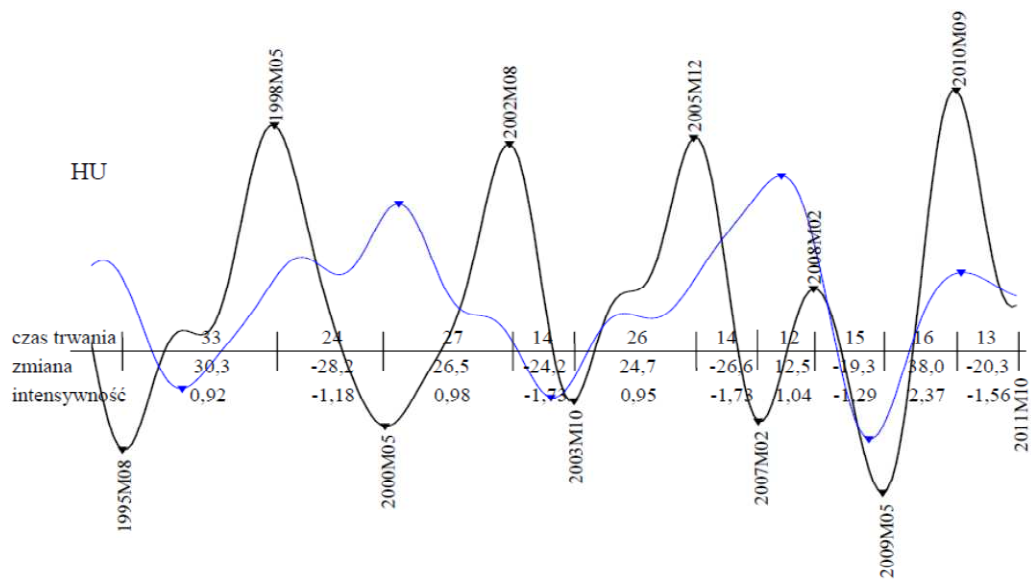
Rysunek III.4.5. Składnik cykliczny wskaźnika CSI w Hiszpanii



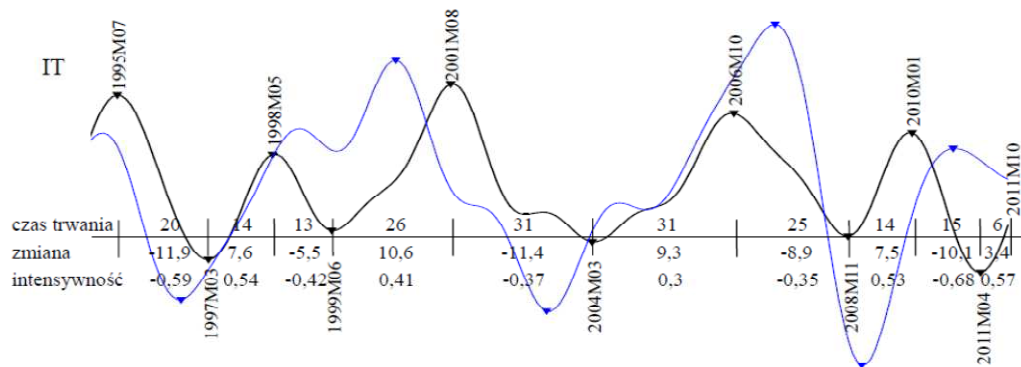
Rysunek III.4.6. Składnik cykliczny wskaźnika CSI we Francji



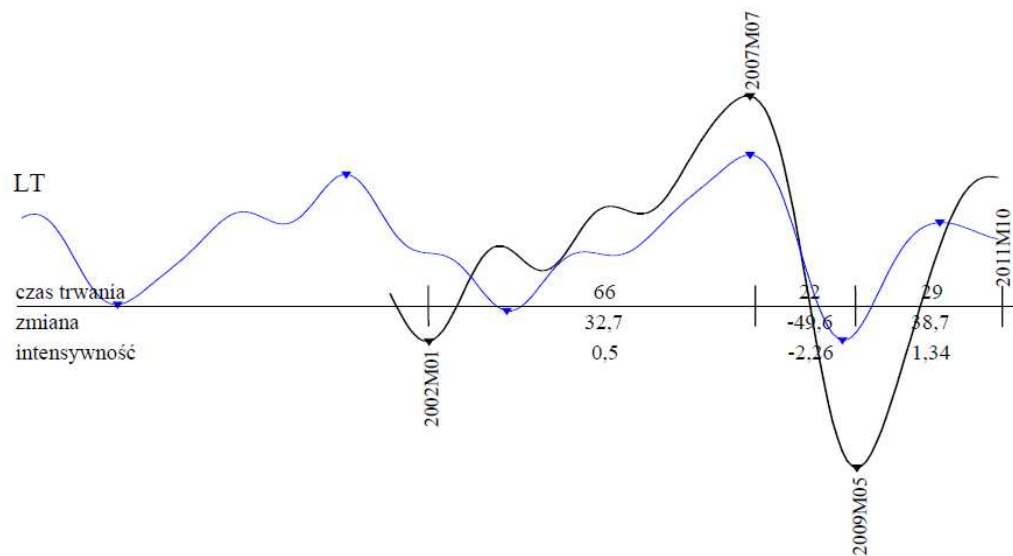
Rysunek III.4.7. Składnik cykliczny wskaźnika CSI w Grecji



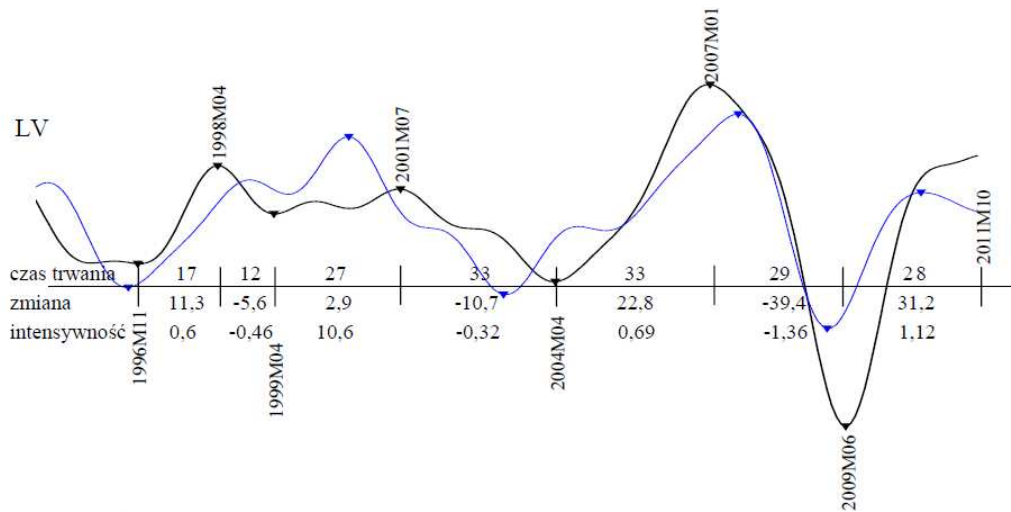
Rysunek III.4.8. Składnik cykliczny wskaźnika CSI na Węgrzech



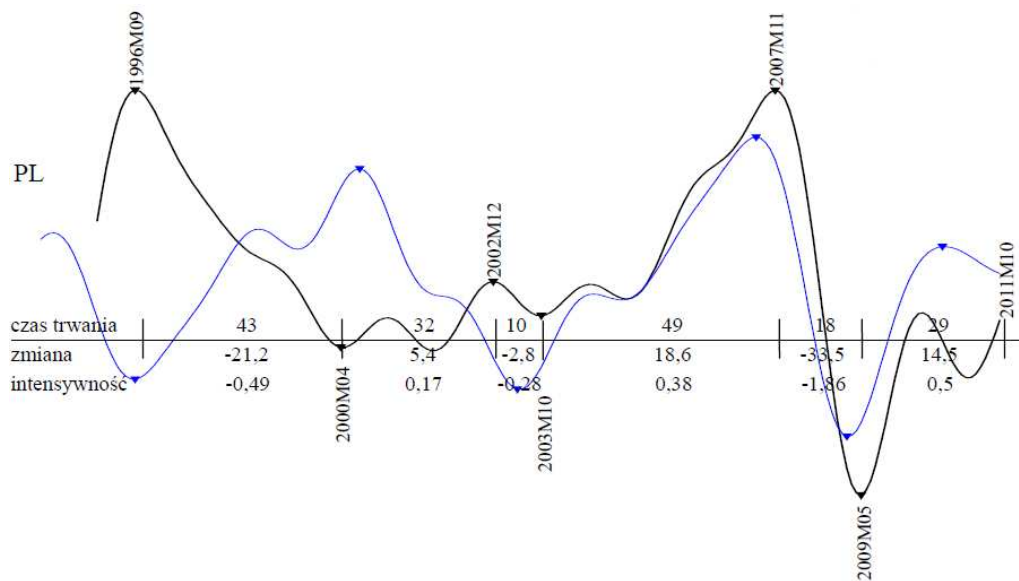
Rysunek III.4.9. Składnik cykliczny wskaźnika CSI we Włoszech



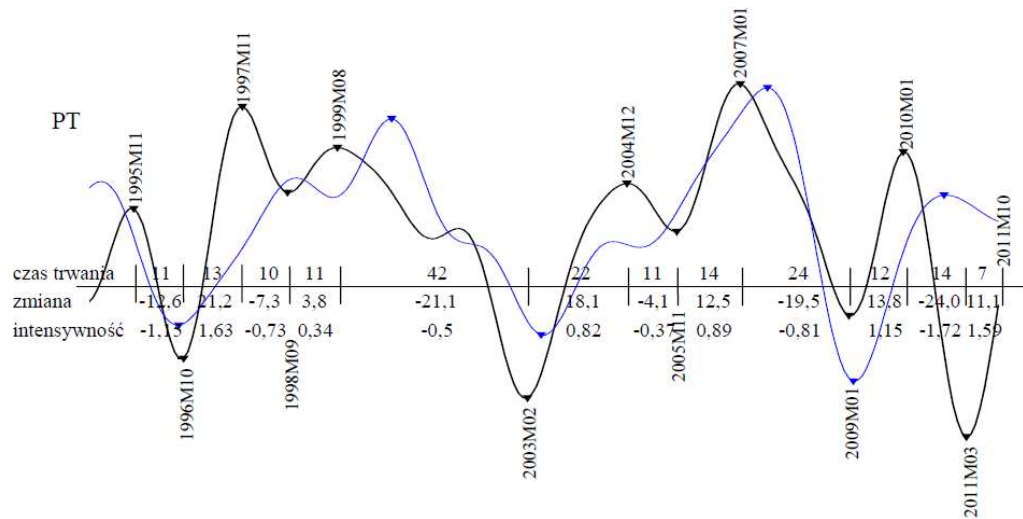
Rysunek III.4.10. Składnik cykliczny wskaźnika CSI na Litwie



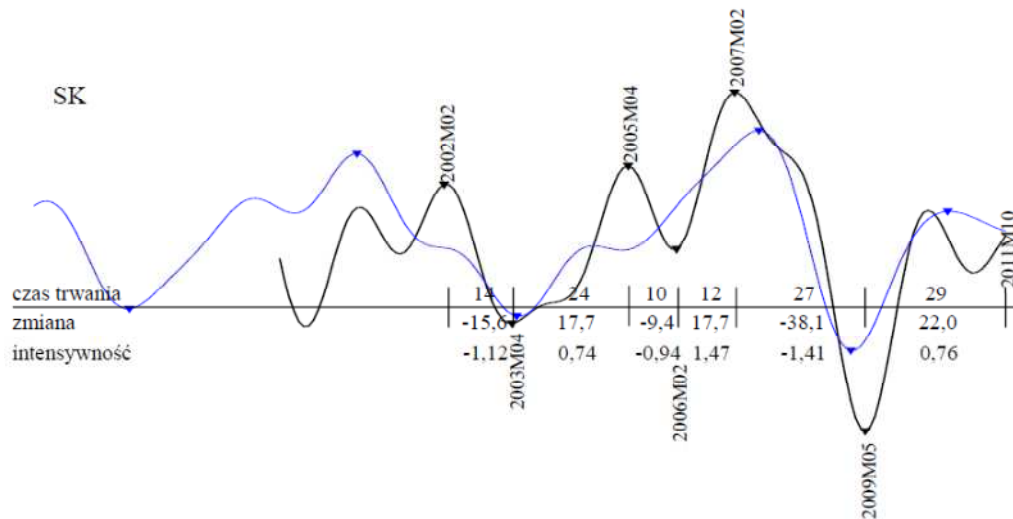
Rysunek III.4.11. Składnik cykliczny wskaźnika CSI na Łotwie



Rysunek III.4.12. Składnik cykliczny wskaźnika CSI w Polsce



Rysunek III.4.13. Składnik cykliczny wskaźnika CSI w Portugalii



Rysunek III.4.14. Składnik cykliczny wskaźnika CSI na Słowacji

Tabela III.4.1. Składnik cykliczny wskaźnika CSI - morfologia

| | obs | min | max | średnia | SD | #T/P | #P | #T | P-P | T-T | UP/sd | UP/sz | UP/si | DN/sd | DN/sz | DN/si |
|------|-----|--------|-------|---------|-------|------|----|----|-------|------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| EA17 | 202 | -13,16 | 11,59 | -0,23 | 5,80 | 6 | 3 | 3 | 60,5 | 74,0 | 39,0 | 17,97 | 0,52 | 26,0 | -21,48 | -0,93 |
| CZ | 202 | -13,0 | 14,10 | 0,11 | 7,40 | 9 | 5 | 4 | 41,25 | 44,7 | 19,75 | 16,98 | 0,87 | 22,25 | -18,70 | -0,84 |
| DE | 202 | -20,21 | 15,44 | -0,01 | 8,99 | 6 | 3 | 3 | 61,5 | 76,0 | 39,3 | 28,57 | 0,96 | 27,0 | -29,53 | -1,18 |
| EE | 202 | -22,65 | 16,36 | 0,17 | 8,86 | 9 | 5 | 4 | 44,0 | 46,7 | 21,25 | 22,09 | 0,99 | 23,5 | -19,48 | -0,77 |
| ES | 202 | -20,96 | 10,05 | -0,31 | 6,10 | 6 | 3 | 3 | 58,0 | 47,0 | 34,0 | 21,8 | 1,12 | 19,7 | -17,13 | -0,98 |
| FR | 202 | -15,32 | 14,59 | -0,39 | 7,38 | 6 | 3 | 3 | 58,5 | 74,0 | 38,0 | 23,79 | 0,69 | 26,0 | -27,11 | -1,17 |
| GR | 202 | -25,79 | 16,10 | -0,96 | 8,56 | 10 | 5 | 5 | 38,75 | 36,0 | 17,0 | 17,38 | 1,08 | 21,2 | -20,30 | -1,08 |
| HU | 202 | -18,27 | 19,69 | -0,44 | 9,48 | 10 | 5 | 5 | 36,25 | 40,5 | 22,8 | 26,43 | 1,25 | 16,75 | -24,58 | -1,52 |
| IT | 202 | -6,43 | 7,20 | -0,10 | 3,47 | 10 | 5 | 5 | 42,75 | 41,5 | 21,25 | 8,72 | 0,45 | 20,8 | -9,55 | -0,48 |
| LT | 126 | -30,20 | 19,43 | -1,81 | 12,80 | 3 | 1 | 2 | - | 88,0 | 66,0 | 32,74 | 0,50 | 22,0 | -49,62 | -2,26 |
| LV | 202 | -24,44 | 15,0 | -0,66 | 7,84 | 7 | 3 | 4 | 52,0 | 49,7 | 25,7 | 12,31 | 0,49 | 24,7 | -18,57 | -0,72 |
| PL | 190 | -18,01 | 15,47 | 0,41 | 7,82 | 6 | 3 | 3 | 66,5 | 54,0 | 40,5 | 12,02 | 0,27 | 23,7 | -19,17 | -0,88 |
| PT | 202 | -17,86 | 11,92 | -0,60 | 6,99 | 12 | 6 | 6 | 33,2 | 33,8 | 14,4 | 13,88 | 0,97 | 18,7 | -14,77 | -0,88 |
| SK | 151 | -22,18 | 15,93 | -1,16 | 8,18 | 6 | 3 | 3 | 29,5 | 36,0 | 18,0 | 17,68 | 1,11 | 17,0 | -21,04 | -1,16 |

Objaśnienia: obs – liczba obserwacji, min – wartość najniższa w pkt, max – wartość najwyższa w pkt, SD – odchylenie standardowe w pkt, #T/P – liczba punktów zwrotnych, #P – liczba górnych punktów zwrotnych, #T – liczba dolnych punktów zwrotnych, P-P – średni czas trwania cyklu, liczony między górnymi punktami zwrotnymi, T-T – średni czas trwania cyklu, liczony między dolnymi punktami zwrotnymi, UP/sd – średnia zmiana wartości w fazie wzrostowej, UP/si – średnia intensywność w fazie wzrostowej, DN/sd – średni czas trwania fazy spadkowej, DN/sz – średnia zmiana wartości w fazie spadkowej, DN/si – średnia intensywność w fazie spadkowej.

Zródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

Tabela III.4.2. Składnik cykliczny wskaźnika CSI – punkty zwrotne

| | średnie +/- | | | | | | | | | | |
|----|-------------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|------|------|-------|-----|
| | T | P | P | T | T | P | P | T | T | P | |
| | 1996M9 | 2000M8 | 2003M5 | 2007M7 | 2009M2 | 2010M10 | #cykle | | | | T/P |
| CZ | 14 | -2 | 9 | -11 | 1 | -5 | 2 | -1,3 | 8 | 3,3 | |
| DE | 0 | 1 | 0 | 1 | 4 | 3 | 0 | 1, | 1,3 | 1,5 | |
| EE | 6 | 22 | 12 | -10 | -1 | 3 | 2 | 5 | 5,7 | 5,3 | |
| ES | - | -5 | - | - | -3 | -10 | 0 | -5,3 | -4,5 | - | |
| FR | -1 | 0 | 1 | 0 | -1 | -4 | 0 | -1,3 | -0,3 | -0,83 | |
| GR | 26 | -4 | 1 | 2 | -3 | -12 | 2 | -4,7 | 8 | 1,7 | |
| HU | -13 | 24 | 5 | 7 | 3 | -1 | 2 | 10 | -1,7 | 4,17 | |
| IT | 6 | 12 | 10 | -9 | 3 | -9 | 2 | -2 | 4,3 | 1,17 | |
| LT | - | - | -16 | 0 | 3 | - | -1 | 0 | -6,5 | -4,3 | |
| LV | 2 | 11 | 11 | -6 | 4 | - | 0 | 2,5 | 5,7 | 4,40 | |
| PL | - | 28 | 5 | 4 | 3 | - | 0 | 16 | 4 | 10 | |
| PT | 1 | -12 | -3 | -6 | -1 | -9 | 3 | -9 | -1 | -5 | |
| SK | - | 18 | -1 | -5 | 3 | - | 0 | 6,5 | 1 | 3,75 | |

Objaśnienia: P/T – górny/dolny punkt zwrotny, +/- – wyprzedzenie/opóźnienie, #cykle – liczba dodatkowych cykli, średnie +/- – średnie wyprzedzenie/opóźnienie w punktach zwrotnych (górnym, dolnym)/ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

Tabela III.4.3. Składnik cykliczny CSI – miary podobieństwa

| | koherencja | przesunięcie fazowe | korelacja krzyżowa | |
|----|------------|---------------------|--------------------|-----------|
| | | | r_0 | r_{max} |
| CZ | 0,06 | 0,69 | 0,24 | 0,41 |
| DE | 0,84 | 0,12 | 0,91 | 0,94 |
| EE | 0,14 | -0,19 | 0,37 | 0,39 |
| ES | 0,50 | -0,35 | 0,70 | 0,86 |
| FR | 0,92 | -0,03 | 0,95 | 0,96 |
| GR | 0,12 | -0,09 | 0,34 | 0,35 |
| HU | 0,01 | -0,45 | 0,10 | -0,15 |
| IT | 0,16 | 0,04 | 0,40 | 0,40 |
| LT | 0,65 | 0,09 | 0,79 | 0,82 |
| LV | 0,63 | 0,08 | 0,79 | 0,80 |
| PL | 0,09 | 0,27 | 0,30 | 0,34 |
| PT | 0,30 | -0,26 | 0,54 | 0,63 |
| SK | 0,56 | 0,15 | 0,74 | 0,78 |

Objaśnienia: r_0 – wartość współczynnika korelacji krzyżowej, r_{max} – wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (-) / opóźnieniu (+) o t_{max} okresów. Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

III.5. Inwestycje

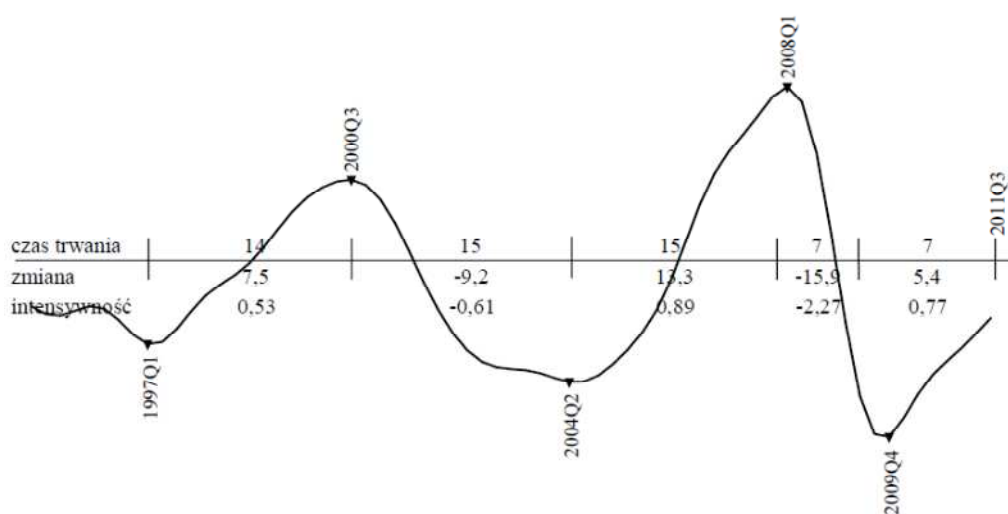
III.5.1. *Wahania cykliczne inwestycji w strefie euro*

Komponent cykliczny inwestycji w strefie euro jest zmienną referencyjną do oceny stopnia synchronizacji wahań inwestycji w krajach UE. W waniach komponentu cyklicznego inwestycji dla strefy euro (EA17) w okresie 1995-2011 (67 obserwacji kwartalnych) wyróżniono dwa pełne cykle. Dla odległości między dolnymi punktami zwrotnymi T-P-T pierwszy z nich trwał od I kwartału 1997 roku do II kwartału 2004, a więc 29 kwartałów (7,25 roku), drugi zaś od II kwartału 2004 roku do IV kwartału 2009, 22 kwartały (5,5 roku). Dla odległości między górnymi punktami zwrotnymi P-T-P w przebiegu czynnika cyklicznego PKB można wyróżnić jeden cykl, trwający od III kwartału 2000 roku do I kwartału 2008 roku. Czas trwania tego cyklu wyniósł 30 kwartałów (7,5 roku). Fazy wzrostowe były dłuższe niż spadkowe. Pierwsza faza wzrostowa trwała 14 kwartałów (3,5 roku), druga 15 kwartałów (3,75 roku), dając średnią 14,5 kwartału (ponad 3 lata). Czas trwania faz spadkowych był krótszy. Pierwsza trwała 15 kwartałów (3,75 roku), druga 7 kwartałów (1,75 roku). Średni czas trwania fazy spadkowej wyniósł zatem 11 kwartałów. (powyżej dwóch lat). Do III kwartału 2011 nie stwierdzono w przebiegu czynnika cyklicznego inwestycji dla strefy euro tendencji spadkowej. Wahania komponentu cyklicznego inwestycji są podobne do wahań PKB. O silnej synchronizacji świadczą zarówno wartości współczynników korelacji jak i koherencji. Współczynnik korelacji jednoczesnej osiąga wartość 0,95 pkt., zaś maksymalna wartość korelacji krzyżowych to 0,95 pkt. Współczynnik koherencji przyjmuje wartość 0,92 pkt., opóźnienie wynosi pół kwartału.

Zmiany aktywności gospodarczej, mierzone przy pomocy głównych cech morfologicznych, potwierdzają to podobieństwo. Ekstremalne odchylenie komponentu cyklicznego inwestycji od długookresowej tendencji miały miejsce podczas drugiego cyklu. Maksimum, na poziomie 8,92 punktu procentowego, wystąpiło I kwartale 2008 roku. Minimum, wynoszące -6,94 pkt. miało miejsce w IV kwartale 2009. Amplituda wahań komponentu cyklicznego inwestycji w tym cyklu wyniosła więc 15, 86 punktu procentowego, podczas gdy w pierwszym 9,1 pkt. Intensywność zmian w fazie wzrostowej wynosiła odpowiednio 0,53 i 0,88 punktów procentowych. W fazie spadkowej odpowiednie wartości wskaźnika wyniosły 0,6 i 2,26 punktu procentowego. Tak więc zarówno w fazie wzrostowej jak i spadkowej intensywność zmian była większa podczas ostatniego kryzysu finansowego i gospodarczego. Przebieg wahań czynnika cyklicznego inwestycji w strefie euro pokazany jest na rysunku III.5.1.

Długość szeregów czasowych dotyczących inwestycji w poszczególnych krajach różniła się. Dla 10 krajów szeregi czasowe obejmowały okres od stycznia do

października 2011, obejmując 67 obserwacji. Dla Czech szereg liczy 63 obserwacji, dla Słowacji 59, dla Grecji dostępny szereg był najkrótszy, liczący 47 obserwacji. Podobną ilość cykli w przebiegu komponenty cyklicznego inwestycji co dla strefy euro stwierdzono w 7 krajach członkowskich. W pozostałych pięciu: Estonii, Węgrzech, Włoszech, Litwie i Słowacji stwierdzono występowanie jednego dodatkowego cyklu. Przebieg wahań komponentu cyklicznego PKB w krajach UE na tle strefy euro pokazany jest na rysunkach III.5.2-14.



Rysunek III.5.1. Składnik cykliczny inwestycji w strefie euro

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Podobnie jak w przypadku PKB w lokalizacji punktów zwrotnych największy rozrzut miał miejsce dla pierwszego z wyróżnionych cykli. W żadnym z krajów nie wystąpiły one w tym samym czasie co w strefie euro. Dla dolnego punktu zwrotnego największe wyprzedzenie miało miejsce na Litwie, gdzie wyniosło 14 kwartałów, w Czechach 9 kwartałów, we Włoszech 7 kwartałów. Z opóźnieniem 6 kwartałów punkt ten zlokalizowano w Estonii i Polsce, 5 kwartałów na Węgrzech, 4 kwartałów w Estonii i Portugalii. Dla pierwszego górnego punktu zwrotnego największe wyprzedzenie wyniosło 12 kwartałów w Grecji, największe opóźnienie 9 kwartałów w Estonii. W przypadku ostatniego dolnego punktu zwrotnego pełna zgodność w czasie dotyczyła trzech krajów, a różnice w lokalizacji dla większości wynosiły jeden kwartał. Tylko w Grecji i Polsce punkt ten zlokalizowano z większym

wyprzedzeniem (5 i 3 kwartały). Dla ostatniego górnego punktu zwrotnego pełna zgodność dotyczyła 8 krajów, dla pozostałych różnice nie przekraczały 3 kwartałów.

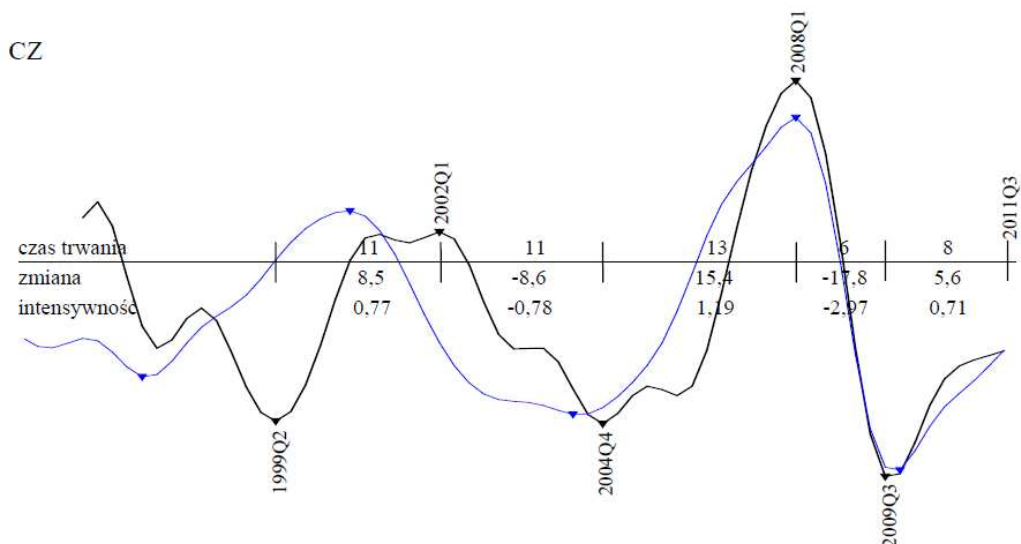
Widoczne jest duże zróżnicowanie wielkości odchyłeń komponentu cyklicznego od trendu w punktach zwrotnych. Dla nowych krajów członkowskich były one większe niż dla strefy euro. Największe wartości w punktach zwrotnych odnotowano w krajach bałtyckich. W ostatnim górnym punkcie zwrotnym są one o około 20 punktów procentowych większe niż dla strefy euro. Dla ostatniego dolnego punktu różnice przekraczają trzydzieści punktów. Dla starych krajów członkowskich różnica nie przekracza dwóch punktów procentowych. O postępującej synchronizacji wahań inwestycji świadczy fakt, iż dla wszystkich krajów wartości ekstremalne wystąpiły w ostatnim cyklu.

Czas trwania poszczególnych faz był zróżnicowany. Wynika to głównie z różnic w lokalizacji punktów zwrotnych. Także w tym przypadku różnice malały z czasem. Najbardziej zbliżony jest czas trwania ostatniej fazy spadkowej. Średni czas trwania fazy wzrostowej w strefie euro wyniósł 14, 5 miesiąca (niecałe 4 lata). Zbliżona długość średnia osiągnęła dla Francji i Hiszpanii. Najkrótsze, poniżej 10 kwartałów średnie czasy trwania faz wzrostowych odnotowano w Grecji i na Węgrzech. Najdłuższe, powyżej 17 w Portugalii i w Polsce. Podobnie wygląda zróżnicowanie średniego czasu trwania fazy spadkowej. Dla strefy euro wyniósł on 11 kwartałów (2,75 roku). Najwyższą wartość średnia przyjęła dla Hiszpanii, 20 kwartałów. Najniższą dla Litwy, 6,7 kwartału. Szczegółowe informacje o lokalizacji punktów zwrotnych, czasie trwania poszczególnych faz, wartościach ekstremalnych, intensywności zmian zawarte są w tabelach III.5.1. i III.5.2.

Wysoką synchronizację wahań cyklicznych potwierdzają wartości wskaźników korelacji i koherencji. Najwyższą wartość, 0,95 punktu wskaźnik korelacji krzyżowych przyjął dla Niemiec, i Francji. Dla Hiszpanii jego wartość wynosi 0,93 pkt. Najniższe wartości wskaźniki korelacji przyjmują dla Słowacji: 0,58, Węgier 0,62 i Portugalii, 0,64 pkt. Wartości wskaźników koherencji są bardziej zróżnicowane. Dla Niemiec i Francji są one wyższe od 0,9 pkt. Najmniejszą wartość świadcząca o najmniejszym dopasowaniu wahań czynnika cyklicznego, na poziomie 0,13 pkt. wskaźnik przyjął dla Węgier. Wartości wskaźników korelacji rekursywnych wykazują większą zmienność. Szczegółowe informacje o wartościach wskaźników korelacji i konkordancji zawarte są w tabeli III.5.3. Zmiany wartości wskaźników korelacji rekursywnych są dostępne na stronie www.sgh.waw.pl/irg/wahania-cykliczne/.

Przeprowadzana analiza wykazuje rosnącą synchronizację wahań cyklicznych inwestycji w krajach członkowskich UE. Jednak nie wszystkie miary podobieństwa są

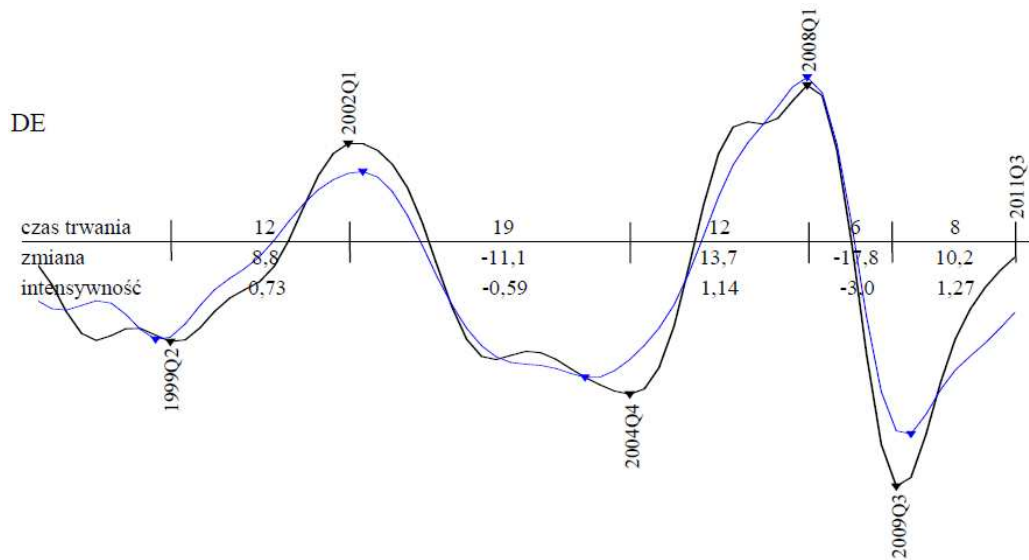
zbliżone. Największą zgodność stwierdzono w ilości wyodrębnionych cykli, lokalizacji punktów zwrotnych i wartościach współczynników korelacji. Najmniejszą w przypadku amplitudy wahań i intensywności zachodzących zmian. Uderza także podobieństwo do wahań czynnika cyklicznego PKB. Mamy do czynienia z taką samą ilością cykli, górne punkty zwrotne zlokalizowane są w tym samym czasie, dla dolnych różnice nie przekraczają 3 kwartałów. Większa jest jedynie amplituda wahań i intensywność zmian, zarówno w fazach wzrostowych jak i spadkowych. Wysokie są wartości współczynników korelacji i koherencji, wartości wskaźników korelacji rekursywnych rosną w czasie .



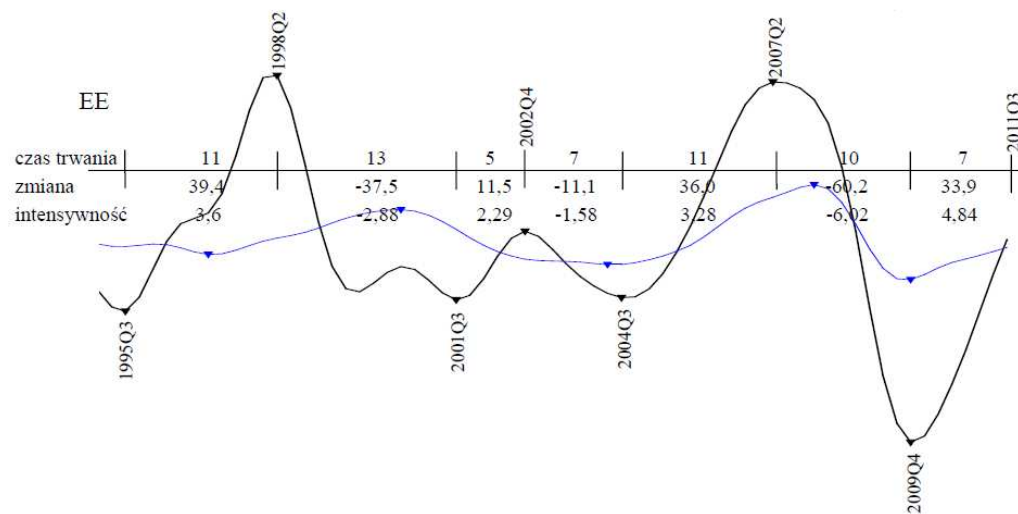
Rysunek III.5.2. Składnik cykliczny inwestycji w Czechach

Uwagi: linia (grubsza) z etykietami dat punktów zwrotnych – składnik cykliczny inwestycji w kraju UE, linia (cieńsza) bez etykiet – składnik cykliczny inwestycji w strefie euro ogółem. Linie zostały tak nałożone na siebie, aby pokazać względne położenie punktów zwrotnych i względne odchylenia (amplitudy). Rysunek nie oddaje wartości absolutnych (brak osi pionowej).

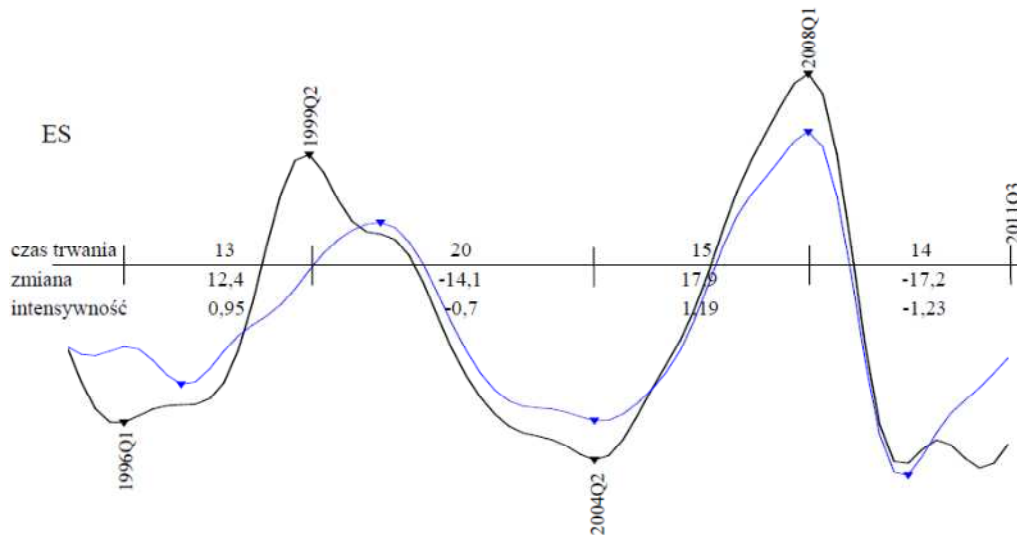
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



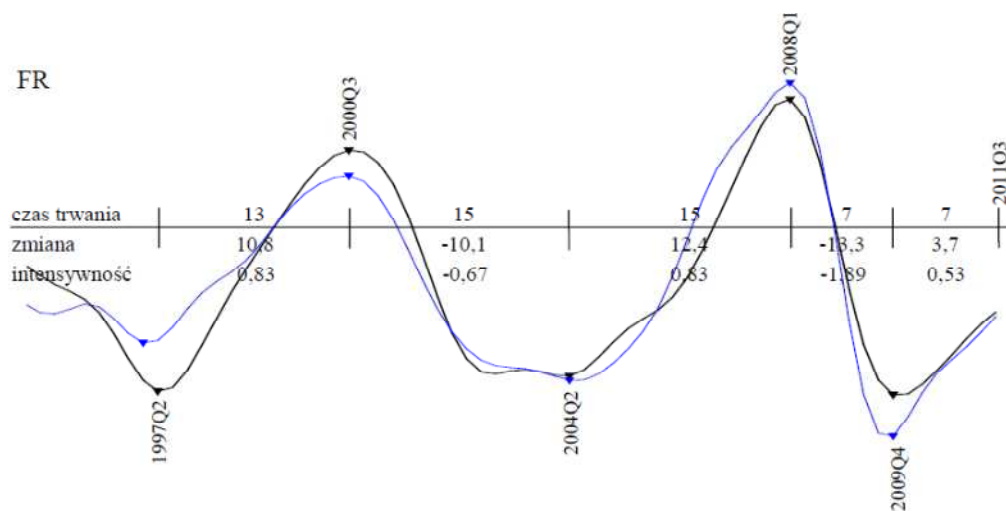
Rysunek III.5.3. Składnik cykliczny inwestycji w Niemczech



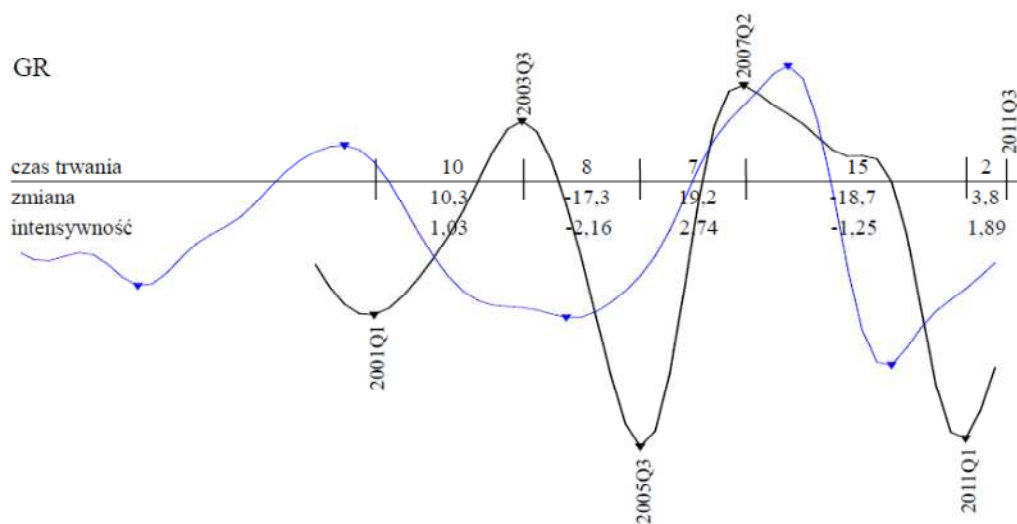
Rysunek III.5.4. Składnik cykliczny inwestycji w Estonii



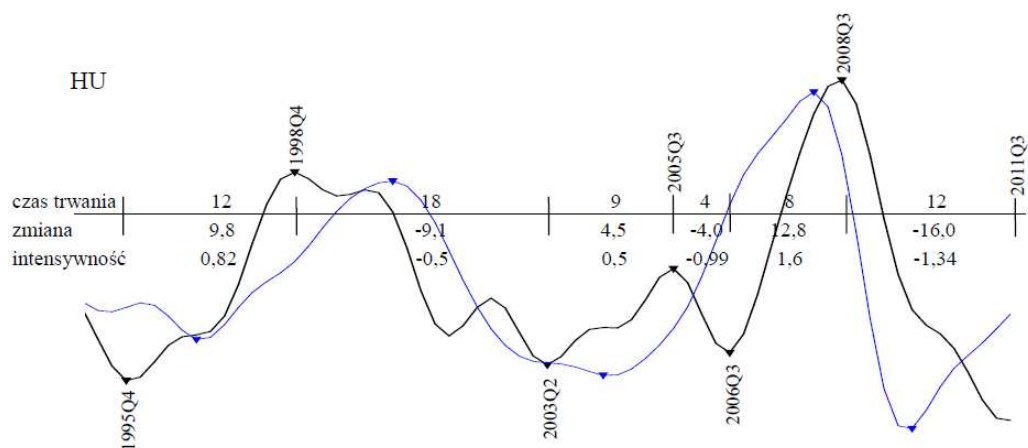
Rysunek III.5.5. Składnik cykliczny inwestycji w Hiszpanii



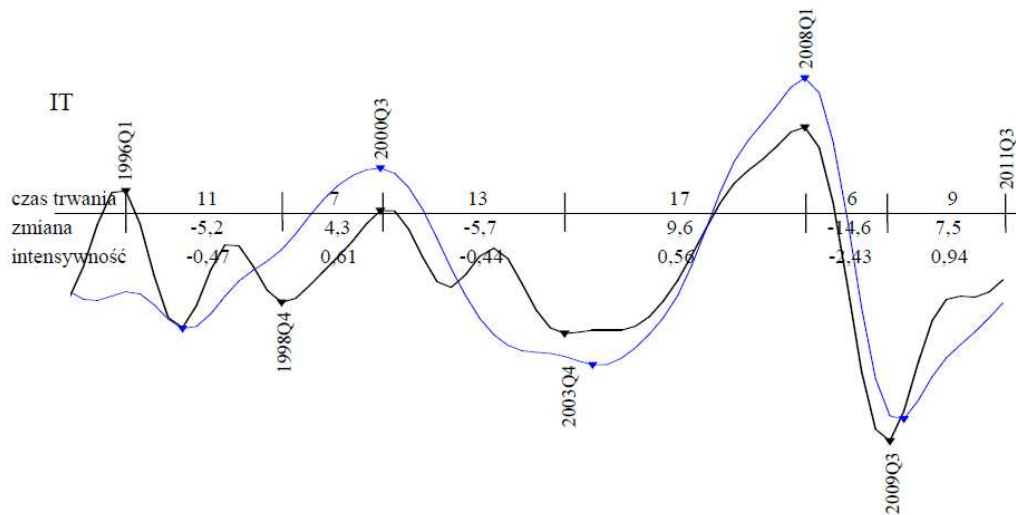
Rysunek III.5.6. Składnik cykliczny inwestycji we Francji



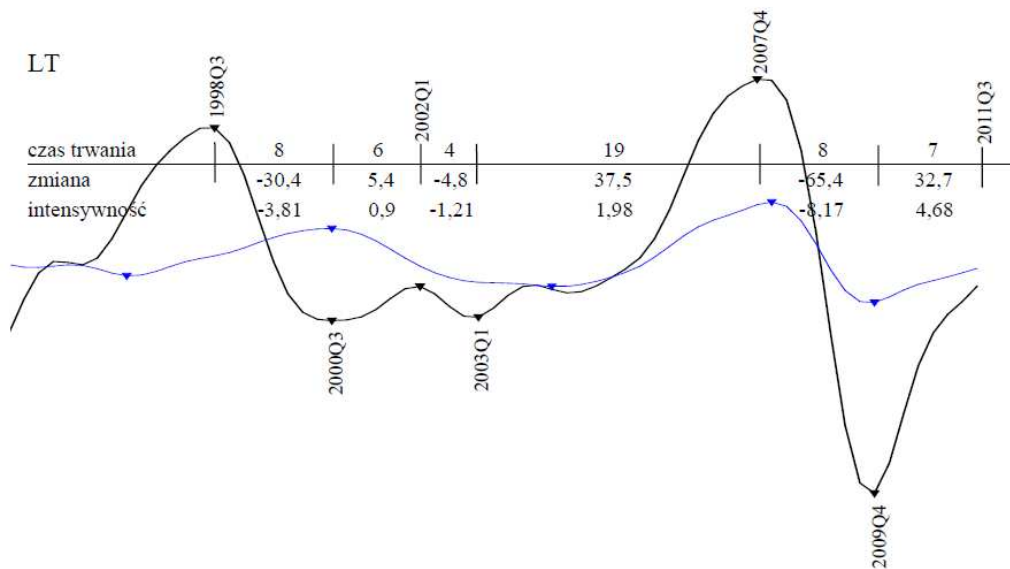
Rysunek III.5.7. Składnik cykliczny inwestycji w Grecji



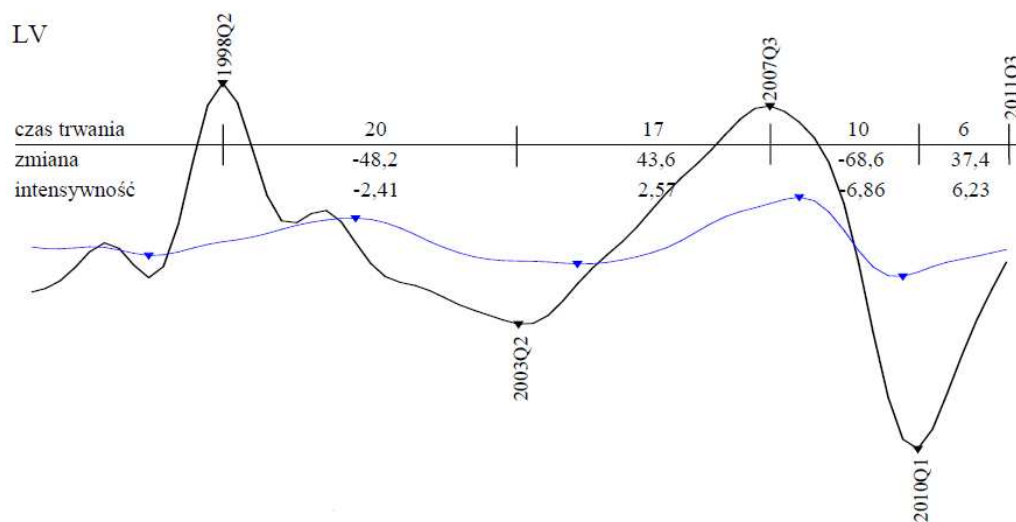
Rysunek III.5.8. Składnik cykliczny inwestycji na Węgrzech



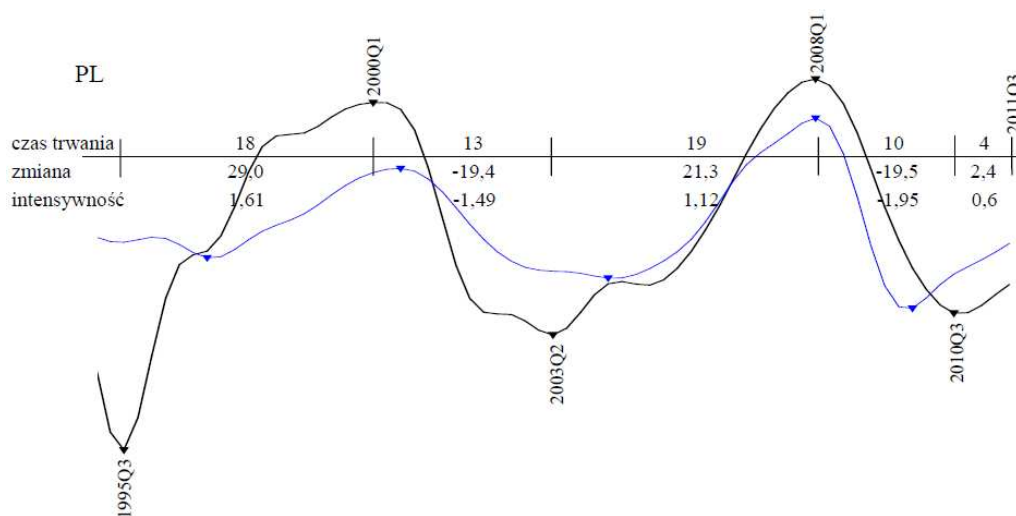
Rysunek III.5.9. Składnik cykliczny inwestycji we Włoszech



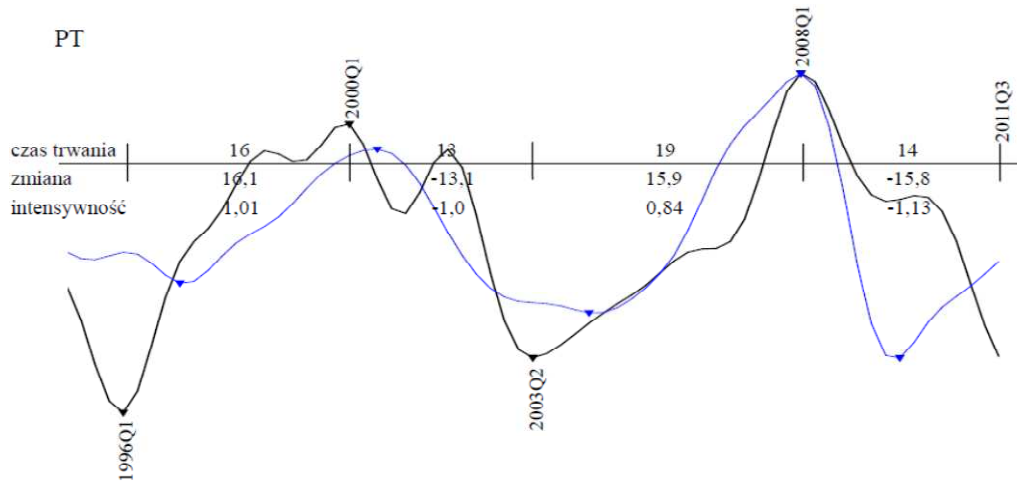
Rysunek III.5.10. Składnik cykliczny inwestycji na Litwie



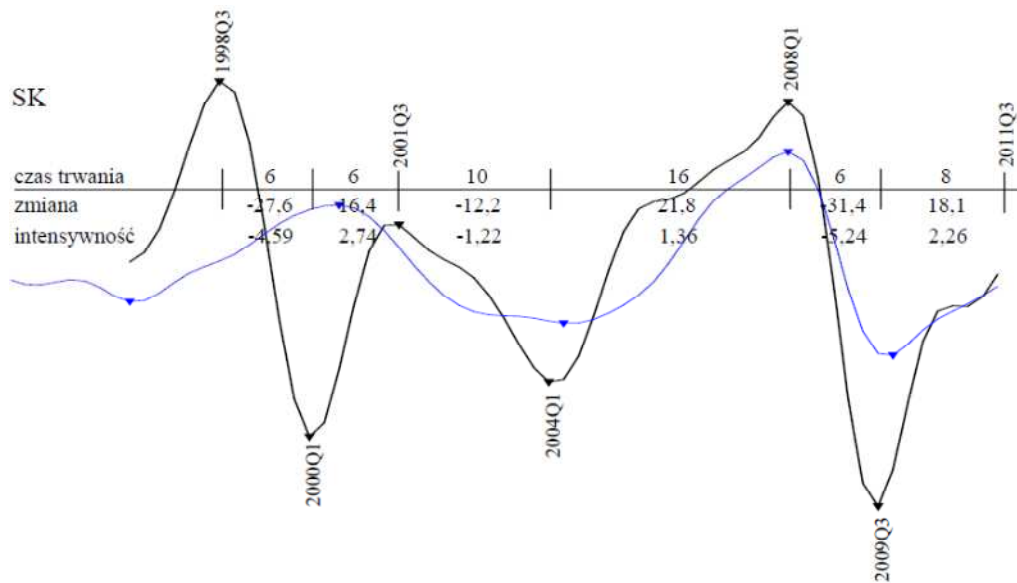
Rysunek III.5.11. Składnik cykliczny inwestycji na Łotwie



Rysunek III.5.12. Składnik cykliczny inwestycji na Polsce



Rysunek III.5.13. Składnik cykliczny inwestycji w Portugalii



Rysunek III.5.14. Składnik cykliczny inwestycji na Słowacji

Tabela III.5.1. Składnik cykliczny inwestycji – morfologia

| | obs | min | max | SD | #T/P | #P | #T | P-P | T-T | UP/sd | UP/sz | UP/si | DN/sd | DN/sz | DN/si |
|------|-----|--------|-------|-------|------|----|----|------|------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| EA17 | 67 | -6,94 | 8,92 | 3,97 | 5 | 2 | 3 | 30,0 | 25,0 | 14,5 | 10,40 | 0,71 | 11,0 | -12,51 | -1,44 |
| CZ | 63 | -7,22 | 10,57 | 4,22 | 5 | 2 | 3 | 24,0 | 20,0 | 12,0 | 11,97 | 0,98 | 8,50 | -13,21 | -1,87 |
| DE | 67 | -9,28 | 8,56 | 4,42 | 5 | 2 | 3 | 31,0 | 24,0 | 12,0 | 11,27 | 0,94 | 12,5 | -14,49 | -1,78 |
| EE | 67 | -34,10 | 27,15 | 15,08 | 7 | 3 | 4 | 17,5 | 18,3 | 9,0 | 28,96 | 3,05 | 10,0 | -36,25 | -3,49 |
| ES | 67 | -6,62 | 11,62 | 5,40 | 4 | 2 | 2 | 35,0 | 33,0 | 14,0 | 15,12 | 1,07 | 20,0 | -14,09 | -0,70 |
| FR | 67 | -5,08 | 8,17 | 3,85 | 5 | 2 | 3 | 30,0 | 24,5 | 14,0 | 11,61 | 0,83 | 11,0 | -11,69 | -1,28 |
| GR | 47 | -11,28 | 7,89 | 5,85 | 5 | 2 | 3 | 15,0 | 19,5 | 8,50 | 14,72 | 1,88 | 11,5 | -18,0 | -1,70 |
| HU | 67 | -6,56 | 9,48 | 3,86 | 6 | 3 | 3 | 19,0 | 21,0 | 9,70 | 9,06 | 0,98 | 11,0 | -6,52 | -0,75 |
| IT | 67 | -7,97 | 6,63 | 3,03 | 6 | 3 | 3 | 23,5 | 21,0 | 12,0 | 6,93 | 0,59 | 10,0 | -8,50 | -1,11 |
| LT | 67 | -37,09 | 28,29 | 14,81 | 6 | 3 | 3 | 18,0 | 18,0 | 12,5 | 21,48 | 1,44 | 6,70 | -33,56 | -4,40 |
| LV | 67 | -41,43 | 31,76 | 17,01 | 4 | 2 | 2 | 37,0 | 27,0 | 17,0 | 43,63 | 2,57 | 15,0 | -58,41 | -4,64 |
| PL | 67 | -18,74 | 12,18 | 7,93 | 5 | 2 | 3 | 32,0 | 29,5 | 18,5 | 25,14 | 1,37 | 11,5 | -19,44 | -1,72 |
| PT | 67 | -9,97 | 8,94 | 4,70 | 4 | 2 | 2 | 32,0 | 29,0 | 17,5 | 15,98 | 0,92 | 13,0 | -13,05 | -1,0 |
| SK | 59 | -18,68 | 14,36 | 8,08 | 6 | 3 | 3 | 18,5 | 18,5 | 11,0 | 19,09 | 2,05 | 7,30 | -23,74 | -3,68 |

Objaśnienia: obs – liczba obserwacji, min – wartość najniższa w pp, max – wartość najwyższa w pp, SD – odchylenie standardowe w pp, #T/P – liczba punktów zwrotnych, #P – liczba górnych punktów zwrotnych, #T – liczba dolnych punktów zwrotnych, P-P – średni czas trwania cyklu, liczony między górnymi punktami zwrotnymi, T-T – średni czas trwania cyklu, liczony między dolnymi punktami zwrotnymi, UP/sd – średni czas trwania fazy wzrostowej, UP/sz – średnia zmiana wartości w fazie wzrostowej, UP/si – średnia intensywność w fazie wzrostowej, DN/sd – średni czas trwania fazy spadkowej, DN/sz – średnia zmiana wartości w fazie spadkowej, DN/si – średnia intensywność w fazie spadkowej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.5.2. Składnik cykliczny inwestycji – punkt zwrotny

| | 1997Q1 | | 2000Q3 | | 2004Q2 | | 2008Q1 | | 2009Q4 | | średnie +/- | |
|----|--------|----|--------|----|--------|---|--------|------|--------|-------|-------------|-----|
| | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | T/P |
| CZ | 9 | 6 | 2 | 0 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3,0 | 3,3 | 3,2 |
| DE | 1 | -1 | 3 | 0 | -1 | 0 | -1 | 0 | 0 | -0,5 | 10 | 0,4 |
| EE | -6 | -9 | 1 | -3 | 0 | 0 | 1 | -6,0 | -1,7 | -3,4 | -3,4 | |
| ES | -4 | -5 | 0 | 0 | - | - | 0 | -2,5 | -2 | -2,25 | -2,25 | |
| FR | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,3 | 0,2 | 0,2 | |
| GR | - | 12 | 5 | -3 | 5 | 0 | 4,5 | 5 | 4,75 | 4,75 | 4,75 | |
| HU | -5 | -7 | -4 | 2 | - | - | 1 | -2,5 | -4,5 | -3,5 | -3,5 | |
| IT | 7 | 0 | -2 | 0 | -1 | 1 | 0 | 1,3 | 0,8 | 0,8 | 0,8 | |
| LT | 14 | 6 | -5 | -1 | 0 | 1 | 2,5 | 3,0 | 2,8 | 2,8 | 2,8 | |
| LV | - | -9 | -4 | -2 | 1 | 0 | -5,5 | -1,5 | -3,5 | -3,5 | -3,5 | |
| PL | -6 | -2 | -4 | 0 | 3 | 0 | -1 | -2,3 | -1,8 | -1,8 | -1,8 | |
| PT | -4 | -2 | -4 | 0 | - | - | 0 | -1 | -4 | -2,5 | -2,5 | |
| SK | - | 4 | -1 | 0 | -1 | 1 | 2,0 | -1 | 0,5 | 0,5 | 0,5 | |

Objaśnienia: P/T – góry/dolny punkt zwrotny, +/- – wyprzedzenie/opóźnienie, #cykle – liczba dodatkowych cykli, średnie +/- – średnie wyprzedzenie/opóźnienie w punktach zwrotnych (górnym, dolnym)/ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.5.3. Składnik cykliczny inwestycji – miary podobieństwa

| | koherencja | przesunięcie fazowe | korelacja krzyżowa | |
|----|------------|---------------------|--------------------|-----------|
| | | | r_0 | r_{max} |
| CZ | 0,51 | 0,37 | 0,68 | 0,75 |
| DE | 0,93 | -0,05 | 0,95 | 0,95 |
| EE | 0,41 | -0,25 | 0,62 | 0,66 |
| ES | 0,89 | -0,02 | 0,93 | 0,93 |
| FR | 0,91 | 0,10 | 0,94 | 0,95 |
| GR | 0,13 | 0,83 | 0,30 | 0,62 |
| HU | 0,41 | 0,41 | 0,60 | 0,72 |
| IT | 0,70 | -0,15 | 0,82 | 0,84 |
| LT | 0,46 | -0,24 | 0,66 | 0,69 |
| LV | 0,57 | -0,21 | 0,73 | 0,76 |
| PL | 0,56 | 0,01 | 0,73 | 0,73 |
| PT | 0,37 | 0,23 | 0,59 | 0,64 |
| SK | 0,32 | -0,34 | 0,54 | 0,58 |

Objaśnienia: r_0 – wartość współczynnika korelacji krzyżowej, r_{max} – wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (-) / opóźnieniu (+) o t_{max} okresów.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

III.6. Przemysł przetwórczy

III.6.1. Wahania cykliczne produkcji przemysłowej w strefie euro

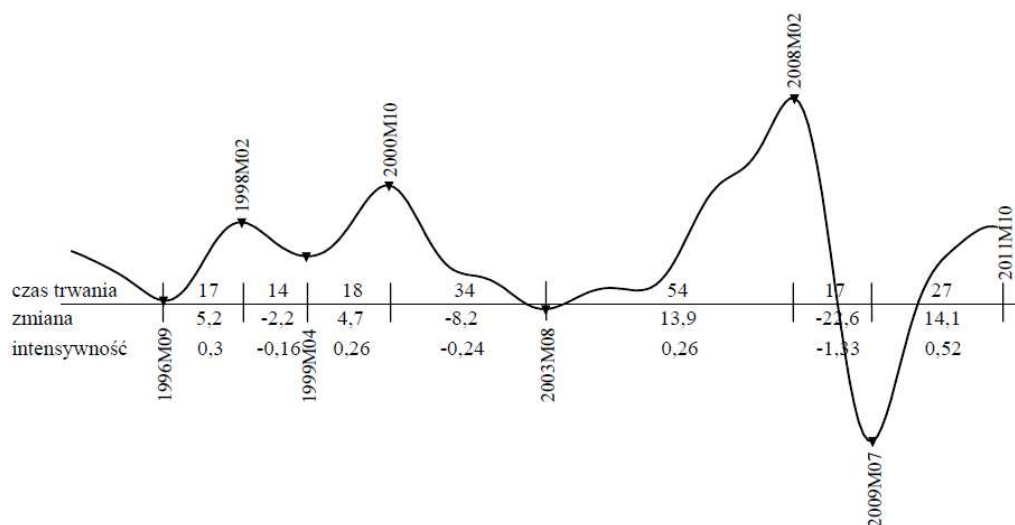
Wahania komponentu cyklicznego produkcji przemysłowej w strefie euro są silnie skorelowane z wahaniami PKB. Wartości współczynników korelacji jednoczesnej i krzyżowej dla wyprzedzenia o jeden kwartał przyjmują wartość 0,91 pkt. Współczynnik koherencji wynosi 0,87 pkt. Zmiany mają charakter jednoczesny.

Ilość cykli, jakie można wyróżnić w waniach komponentu cyklicznego tej zmiennej uzależniona jest od metody pomiaru. Licząc czas trwania między dolnymi punktami zwrotnymi T-P-T można wyróżnić trzy pełne cykle. Pierwszy z nich trwał od 09.1996 do 04. 1999, a więc 31 miesięcy (2,6 roku), drugi od 04.1999 do 08. 2003 roku, 52 miesiące (4,3 roku), trzeci od 08.2003 do 07.2009, 71 miesięcy (5,9 roku). Tak więc kolejne cykle były coraz dłuższe. W pierwszych dwóch fazach spadkowa trwała krócej niż faza wzrostowa. W środkowym cyklu faza spadkowa była dłuższa, trwała 34 miesiące. Czas trwania fazy wzrostowej wynosił kolejno 17, 18, 54, 27 miesięcy, dając średnią 29,67 miesiąca. Czas trwania kolejnych faz spadkowych wynosił odpowiednio 14, 34 i 17 miesięcy, co daje średnią 21,67 miesiąca. Dla czasu trwania liczonego między górnymi punktami zwrotnymi P-T-P można wyróżnić dwa pełne cykle. Pierwszy z nich trwał od 02. 1998 do 10.2000 roku, a więc 32 miesiące (2,6 roku), drugi od 10.2000 do 02. 2008 roku, czyli 88 miesięcy (7,3 roku). W przebiegu odchylenia czynnika cyklicznego od trendu widoczne jest załamanie tendencji wzrostowej w trzecim kwartale 2011 roku, jednak formalne procedury nie wykryły jeszcze kolejnego punktu zwrotnego. Gdyby ostatnie maksimum uznać za punkt zwrotny, czas trwania tego cyklu wyniósł by 44 miesiące (3,6 roku).

Wartości ekstremalne odchylenia czynnika cyklicznego od trendu miały miejsce podczas ostatniego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Maksymalne odchylenie miało miejsce w lutym 2008 roku i wyniosło 10,23 punkty procentowe. Największy spadek, wynoszący 12,36 punktu procentowego stwierdzono w lipcu 2009 roku. Amplituda wahań komponentu cyklicznego produkcji przemysłowej była zatem mniejsza niż w przypadku ESI ale większa, niż miało to miejsce w przypadku PKB.

Intensywność zmian, zachodzących w poszczególnych fazach cyklu była także zbliżona do zmian PKB. Intensywność zmian w fazach spadkowych zwiększała się systematycznie. Najniższą wartość wskaźnika, 0,16 punktów procentowych, odnotowano w pierwszym cyklu. Największą wartość, 1,32 punktu procentowego, wskaźnik przyjął dla fazy spadkowej w ostatnim kryzysie finansowym i ekonomicznym. Takiej regularności w fazach wzrostowych trudno się dopatrzeć,

natomiast także w tym przypadku największa intensywność zmian miała miejsce podczas ostatniego kryzysu. Wskaźnik intensywności przyjął wówczas wartość 0,52 punktu procentowego. Średnia intensywność zmian wynosiła w fazach wzrostowych 0,27punktu, w fazach spadkowych 0,58 punktu procentowego. Wahania komponentu cyklicznego produkcji przemysłowej w strefie euro są przedstawione na rysunku III.6.1.



Rysunek III.6.1. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej w strefie euro
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

III.6.2. Wahania cykliczne produkcji przemysłowej w krajach UE

Dane dotyczące produkcji sprzedanej przemysłu dla 11 badanych krajów obejmują okres od stycznia 1995 roku do listopada 2011 (202 obserwacje). Tylko dla trzech krajów szeregi są krótsze. Dla Estonii szereg obejmuje 166 obserwacji, dla Litwy 166, dla Łotwy 142 obserwacje. Przebieg wahań komponentu cyklicznego produkcji w krajach strefy euro także wskazuje na dość dobrą synchronizację tych wahań ze strefą euro jako całością. Podobną ilość cykli jak w strefie euro stwierdzono w 5 krajach: Niemczech, Hiszpanii, Estonii, Francji i na Litwie. Dwa dodatkowe cykle w przebiegu produkcji przemysłowej stwierdzono w Czechach, na Węgrzech i Słowacji, po jednym dodatkowym w Grecji, Włochach, Polsce i Portugalii. Podobnie jak w przypadku poprzednich zmiennych, synchronizacja wahań cyklicznych rośnie w czasie. Potwierdzają to wartości badanych cech morfologicznych.

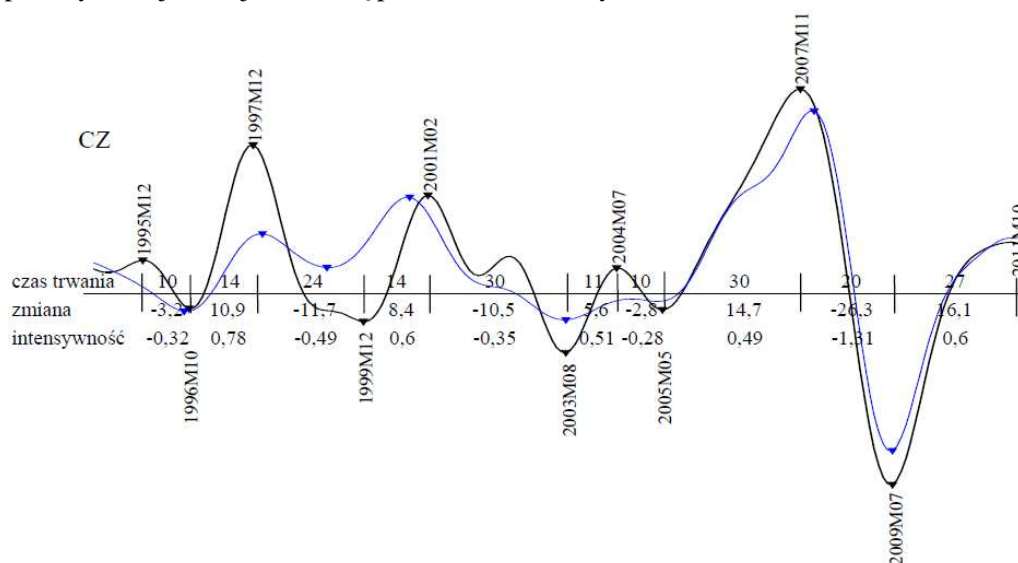
W przypadku lokalizacji punktów zwrotnych, najmniejszą zgodność w ich lokalizacji stwierdzono w przypadku dolnego punktu drugiego z wyróżnionych cykli, czyli sierpnia 2003 roku. Wyprzedzenia bądź opóźnienia w jego lokalizacji sięgają dwudziestu miesięcy. Ta sytuacja nie jest związana z różną ilością cykli, wyróżnionych w poszczególnych krajach. Na Słowacji stwierdzono opóźnienie o 18 miesięcy, na Węgrzech o 6 miesięcy, podczas gdy w Czechach w tym samym czasie, co w strefie euro. Największą zgodność można zaobserwować w lokalizacji zarówno dolnego jak i górnego punktu zwrotnego podczas ostatniego z wyróżnionych cykli, związanego z kryzysem finansowym i ekonomicznym, a więc lutego 2008 roku i lipca 2009. Wyprzedzenia bądź opóźnienia w lokalizacji cykli nie przekraczają 3 miesięcy, przy czym dla większości badanych krajów wynoszą zaledwie 1 miesiąc.

Wartości ekstremalne odchyłeń czynnika cyklicznego od długookresowego trendu wahały się w przedziale od -28,91 do +16,85 punktu procentowego. Zarówno najmniejsze jak i największe wartości odchyłeń w odpowiednich punktach zwrotnych stwierdzono dla nowych krajów członkowskich UE: Hiszpanii, Węgier, Litwy, Łotwy i Słowacji. Wszystkie miały miejsce podczas ostatniego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Najgłębsze spadki miały miejsce w krajach bałtyckich i na Słowacji.

Mniejsze podobieństwo cechuje czas trwania poszczególnych faz. Większe zróżnicowane średniego czasu trwania odnotowano dla faz wzrostowych. Jest on dłuższy niż dla faz spadkowych. Tylko w dwóch krajach: Estonii, i na Litwie, średni czas trwania fazy wzrostowej jest dłuższy niż w strefie euro. Różnica przekracza 10 miesięcy. Krótszy średni czas trwania fazy spadkowej odnotowano w Czechach, Grecji, na Węgrzech, we Włoszech, Polsce i Słowacji. Dla fazy spadkowej dłuższy niż dla strefy euro średni czas jej trwania, o ponad cztery miesiące, stwierdzono dla Włoch i Portugalii. Krócej średni czas trwania tej fazy wystąpił w Czechach, Grecji, na Węgrzech, Litwie, Łotwie, Polsce i Słowacji.

Największe amplitudy wahań komponentu cyklicznego, tak dla strefy euro jak i większości krajów członkowskich miały miejsce podczas ostatniego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Średnia intensywność zmian w fazach spadkowych, ze względu na głębokość spadków i czas ich trwania była znacznie większa dla wszystkich krajów, poza Czechami i Grecją. Najwyższe wartości wskaźniki intensywność przyjmowały dla nowych krajów członkowskich Estonii, Węgier, Litwy, Łotwy i Słowacji. Szczegółowe informacje o lokalizacji punktów zwrotnych, wielkościach ekstremalnych, czasie trwania poszczególnych faz i intensywności zachodzących zmian zawarte są w tabelach III.6.1. i III.6.2.

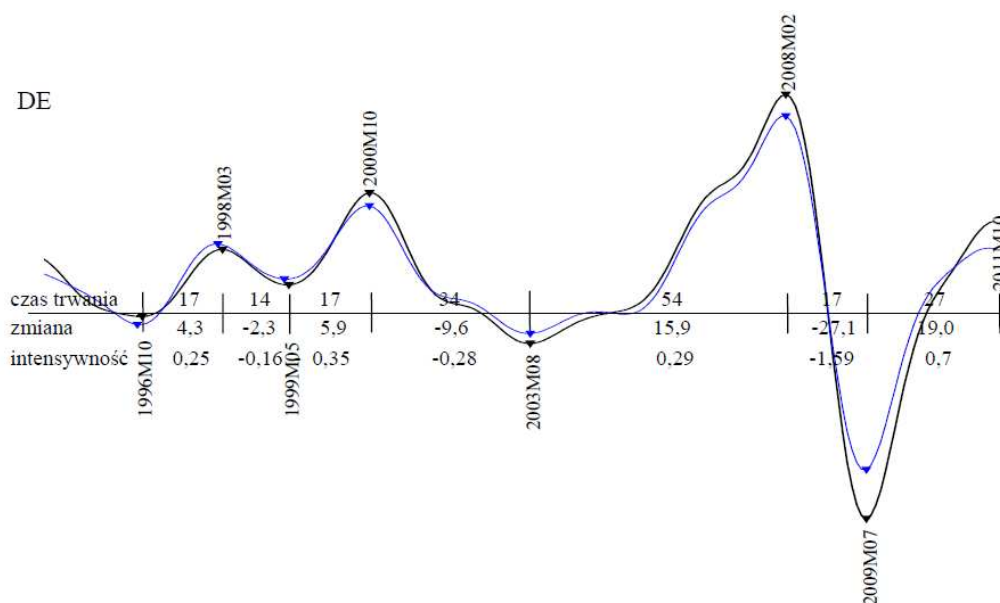
Wysoką synchronizację wahań komponentu cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu potwierdzają wartości wskaźników korelacji. Maksymalne wartości wskaźnika korelacji krzyżowych dla 7 krajów przekraczają 0,9 pkt. Najwyższą wartość, 0,99 pkt. odnotowano dla Niemiec i Francji, dla Włoch 0,98, dla Hiszpanii i Węgier 0,95 pkt. Najniższą wartość, 0,57 pkt. wskaźnik korelacji krzyżowej przyjął dla Litwy. Wartości wskaźników koherencji poziom 0,9 pkt. przekraczają dla 4 krajów. Najwyższą wartość, 0,99 pkt. wskaźnik przyjął dla Niemiec, dla Francji i Włoch 0,97, dla Węgier 0,91 pkt. Tak wysokie wartości wskaźnika świadczą o bardzo wysokim dopasowaniu przebiegu wahań komponentu cyklicznego produkcji przemysłowej w tych krajach ze strefą euro. Najniższe wartości, wskazujące na gorsze dopasowanie przebiegu wahań cyklicznych, wskaźnik konkordancji przyjął dla Grecji (0,41 pkt.), Słowacji (0,49 pkt.) i Portugalii (0,50 pkt.). Szczegółowe wartości wskaźników korelacji i konkordancji zwarte są w tabeli III.6.3. Także zmiany wartości wskaźników korelacji rekursywnych, dostępne na stronie www.sgh.waw.pl/irg/wahania-cykliczne/ wskazują iż dla większości krajów korelacja wahań komponentu cyklicznego produkcji przemysłowej ze strefą euro rośnie. Wahania komponentu cyklicznego produkcji przemysłowej w krajach UE są przedstawione na rysunkach III.6.2-14.



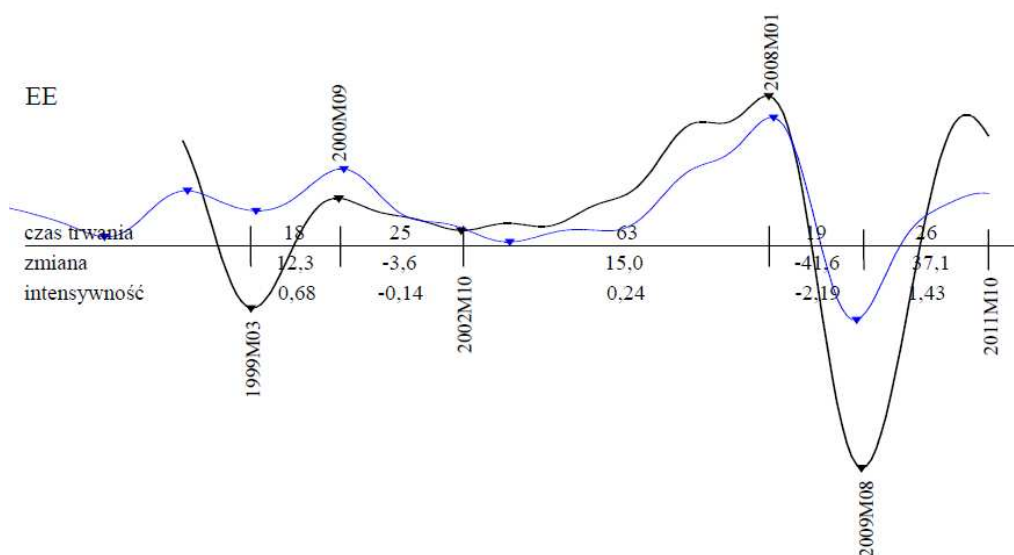
Rysunek III.6.2. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej w Czechach

Uwagi: linia (grubsza) z etykietami dat punktów zwrotnych – składnik cykliczny IP w kraju UE, linia (cieńsza) bez etykiet – składnik cykliczny IP w strefie euro ogółem. Linie zostały tak nałożone na siebie, aby pokazać względne położenie punktów zwrotnych i względne odchylenia (amplitudy). Rysunek nie oddaje wartości absolutnych (brak osi pionowej).

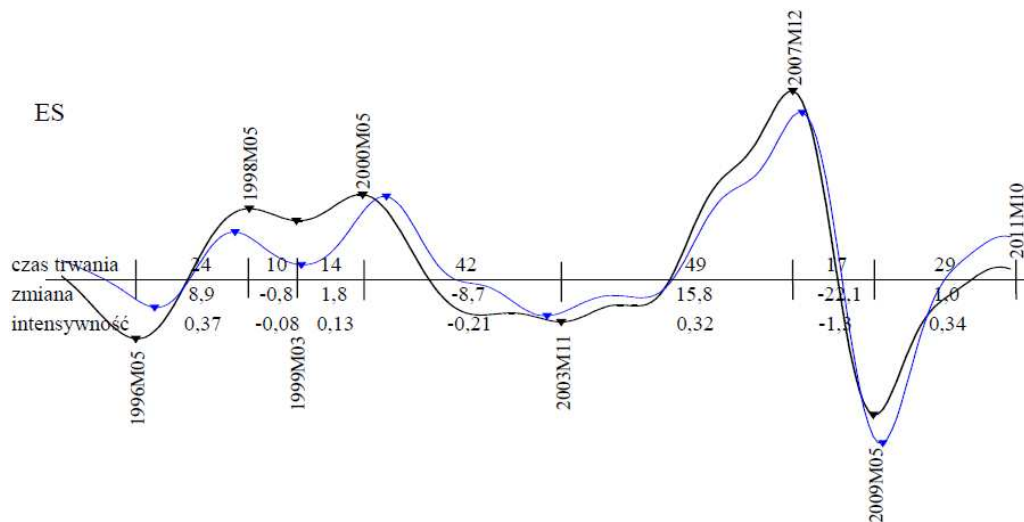
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



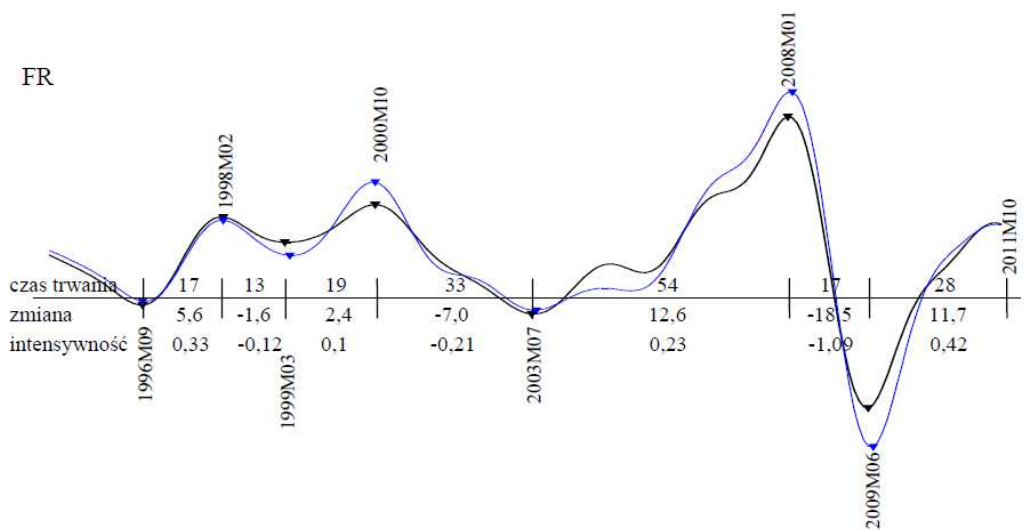
Rysunek III.6.3. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej w Niemczech



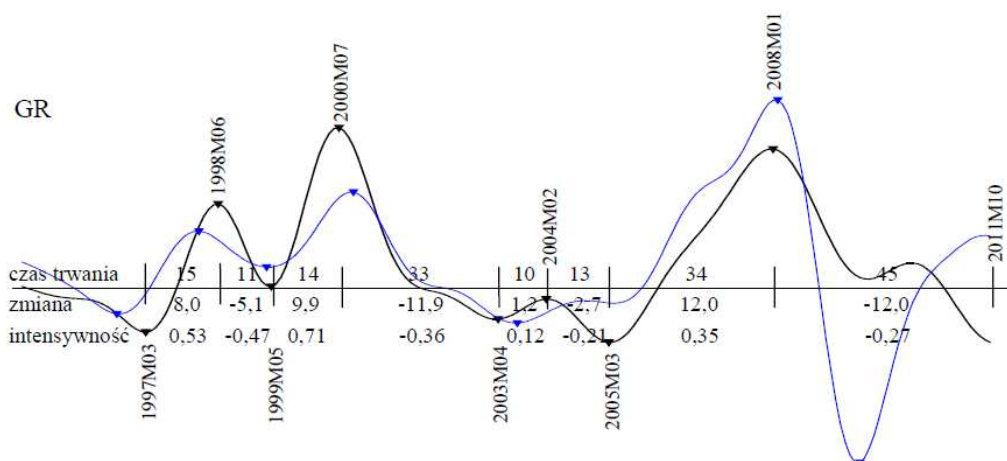
Rysunek III.6.4. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej w Estonii



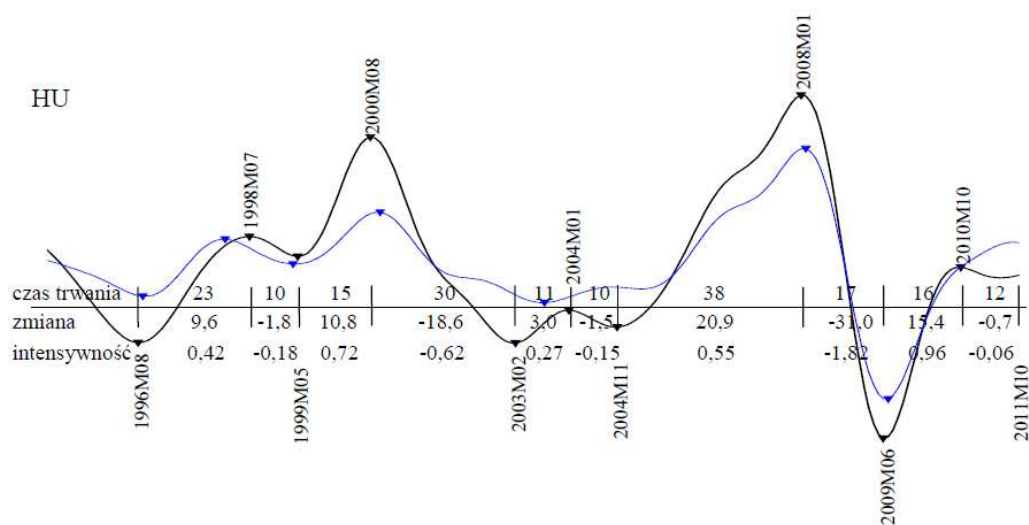
Rysunek III.6.5. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej w Hiszpanii



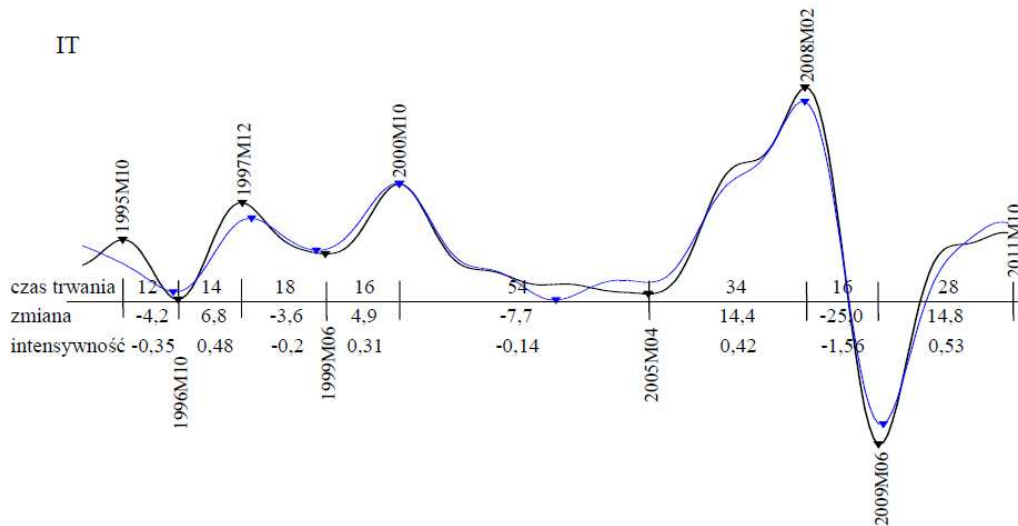
Rysunek III.6.6. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej we Francji



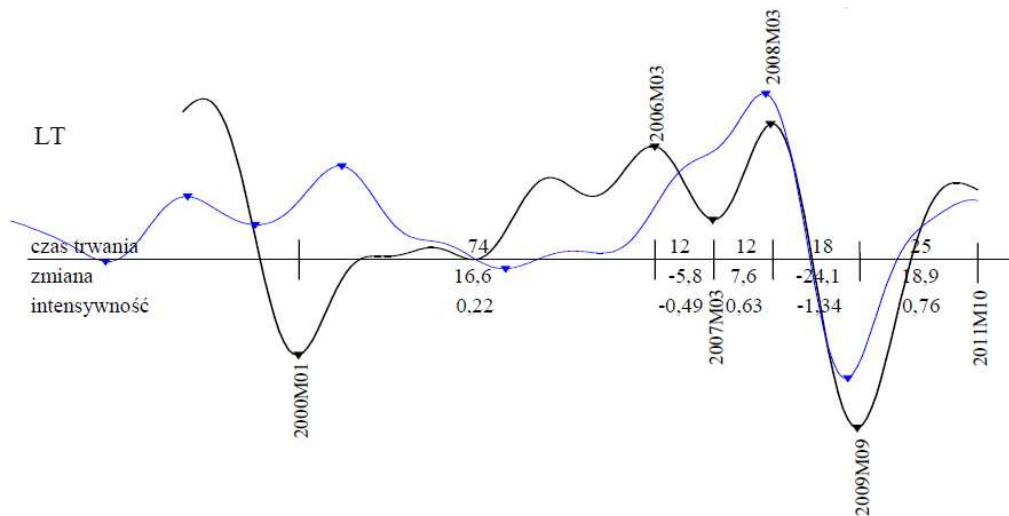
Rysunek III.6.7. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej w Grecji



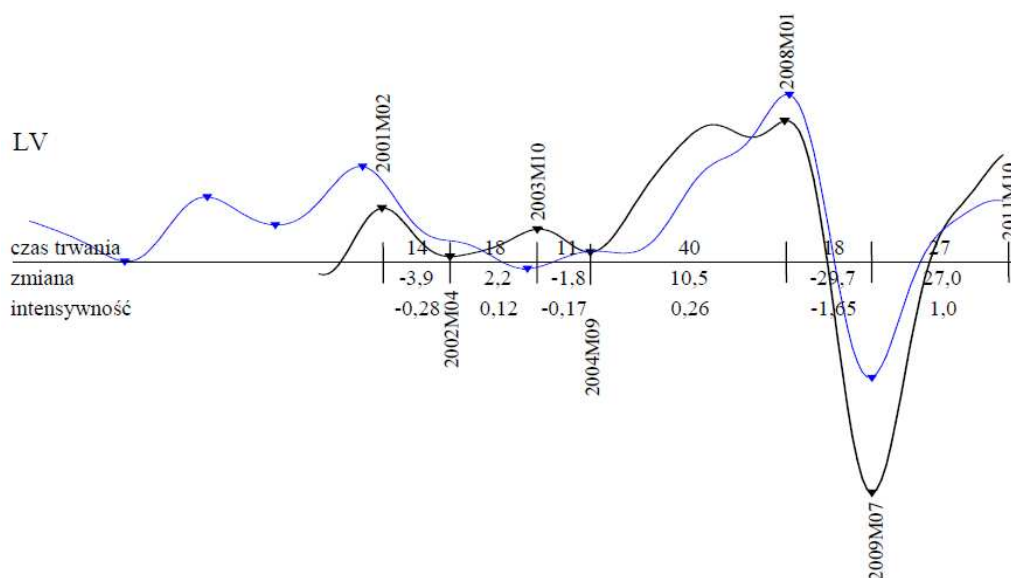
Rysunek III.6.8. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej na Węgrzech



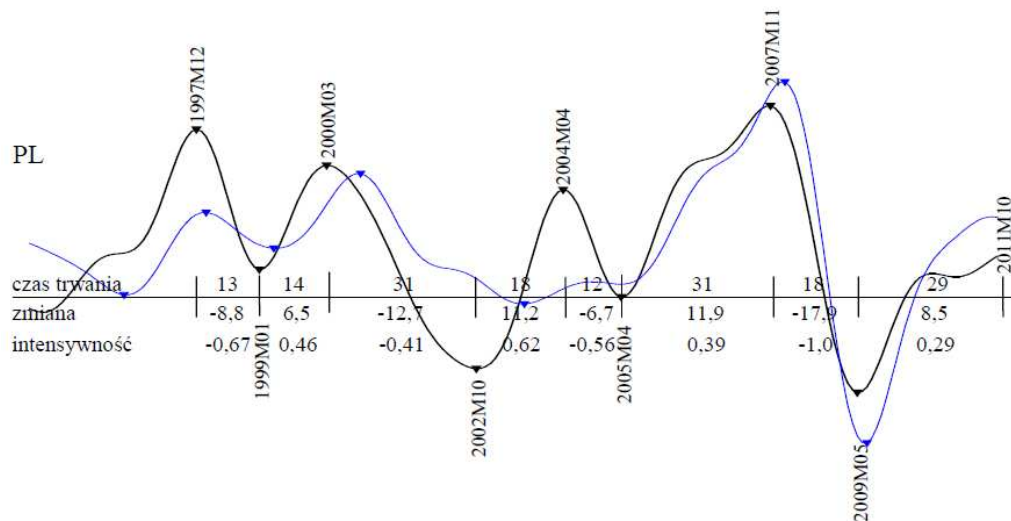
Rysunek III.6.9. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej we Włoszech



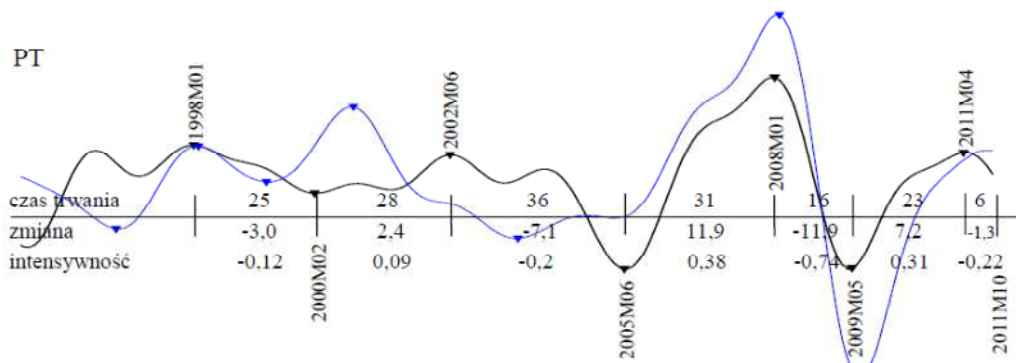
Rysunek III.6.10. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej na Litwie



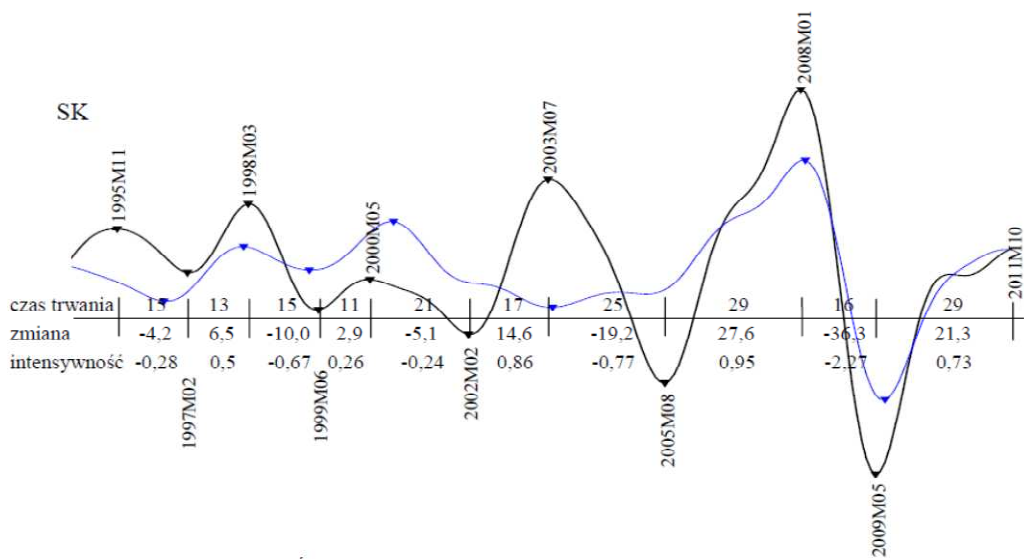
Rysunek III.6.11. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej na Łotwie



Rysunek III.6.12. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej w Polsce



Rysunek III.6.13. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej w Portugalii



Rysunek III.6.14. Składnik cykliczny produkcji przemysłowej na Słowacji

Tabela III.6.1. Składnik cykliczny indeksu IP – morfologia

| obs | | min | | max | | SD | #T/P | #P | #T | P-P | T-T | UP/sd | UP/sz | UP/si | DN/sd | DN/sz | DN/si |
|------|-----|--------|-------|------|----|----|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|
| | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| EA17 | 202 | -12,36 | 10,23 | 4,21 | 7 | 3 | 4 | 59,5 | 50,7 | 29,7 | 7,91 | 0,27 | 21,7 | -11,0 | -0,58 | | |
| CZ | 202 | -14,60 | 11,69 | 5,19 | 10 | 5 | 5 | 35,0 | 37,5 | 17,25 | 9,89 | 0,59 | 18,8 | -10,89 | -0,55 | | |
| DE | 202 | -15,48 | 11,61 | 5,01 | 7 | 3 | 4 | 59,0 | 50,3 | 29,3 | 8,69 | 0,30 | 21,7 | -12,99 | -0,68 | | |
| EE | 166 | -28,91 | 12,65 | 9,50 | 5 | 2 | 3 | 88,0 | 62,0 | 40,5 | 13,65 | 0,46 | 22,0 | -22,58 | -1,17 | | |
| ES | 202 | -10,43 | 11,70 | 4,74 | 7 | 3 | 4 | 57,0 | 51,3 | 29,0 | 8,82 | 0,27 | 23,0 | -10,55 | -0,53 | | |
| FR | 202 | -9,88 | 8,65 | 3,50 | 7 | 3 | 4 | 59,0 | 50,3 | 30,0 | 6,85 | 0,23 | 21,0 | -9,04 | -0,48 | | |
| GR | 202 | -4,87 | 8,49 | 3,51 | 8 | 4 | 4 | 37,7 | 31,3 | 18,25 | 7,79 | 0,43 | 19,0 | -6,58 | -0,35 | | |
| HU | 202 | -15,91 | 15,06 | 6,65 | 10 | 5 | 5 | 36,0 | 37,75 | 20,6 | 11,94 | 0,58 | 16,75 | -13,22 | -0,69 | | |
| IT | 202 | -13,76 | 11,22 | 4,48 | 8 | 4 | 4 | 48,7 | 50,0 | 21,3 | 8,71 | 0,40 | 25,0 | -10,11 | -0,56 | | |
| LT | 166 | -16,29 | 9,83 | 6,18 | 5 | 2 | 3 | 24,0 | 57,5 | 43,0 | 12,08 | 0,43 | 15,0 | -14,97 | -0,91 | | |
| LV | 142 | -21,56 | 8,13 | 6,92 | 6 | 3 | 3 | 41,0 | 43,0 | 29,0 | 6,33 | 0,19 | 14,3 | -11,80 | -0,70 | | |
| PL | 202 | -9,21 | 8,73 | 4,54 | 8 | 4 | 4 | 39,0 | 40,7 | 21,0 | 9,88 | 0,49 | 18,5 | -11,53 | -0,66 | | |
| PT | 202 | -5,57 | 6,33 | 2,58 | 7 | 4 | 3 | 52,3 | 55,0 | 27,33 | 7,15 | 0,26 | 25,7 | -7,31 | -0,35 | | |
| SK | 202 | -19,43 | 16,85 | 6,86 | 10 | 5 | 5 | 35,75 | 36,0 | 17,5 | 12,9 | 0,64 | 18,4 | -14,97 | -0,85 | | |

Objaśnienia: obs – liczba obserwacji, min – wartość najniższa w pp, max – wartość najwyższa w pp, SD – odchylenie standardowe w pp, #T/P – liczba punktów zwrotnych, #P – liczba górnych punktów zwrotnych, #T – liczba dolnych punktów zwrotnych, P-P – średni czas trwania cyklu, liczony między górnymi punktami zwrotnymi, T-T – średni czas trwania cyklu, liczony między dolnymi punktami zwrotnymi, UP/sd – średni czas trwania fazy wzrostowej, UP/sz – średnia zmiana wartości w fazie wzrostowej, UP/si – średnia intensywność w fazie wzrostowej, DN/sd – średni czas trwania fazy spadkowej, DN/sz – średnia zmiana wartości w fazie spadkowej, DN/si – średnia intensywność w fazie spadkowej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.6.2. Składnik cykliczny indeksu IP – punkty zwrotne

| | 1996M9 | | 1998M2Q2 | | 1999M4 | | 2000M10 | | 2003M8 | | 2008M2 | | 2009M7 | | średnie +/- | | | |
|----|--------|----|----------|----|--------|----|---------|----|--------|-------|--------|------|--------|-------|-------------|------|-------|-------|
| | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | | |
| CZ | 1 | -2 | 8 | 4 | 0 | -3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | -0,3 | 2,25 | 1,14 |
| DE | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,3 | 0,5 | 0,43 |
| EE | - | - | -1 | -1 | -10 | -1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | -1 | -3,3 | -2,40 |
| ES | -4 | 3 | -1 | -5 | 3 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | 0 | -1,3 | -1 | -1,14 |
| FR | 0 | 0 | -1 | 0 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | 0 | -0,3 | -0,75 | -0,57 |
| GR | 6 | 4 | 1 | -3 | -4 | -1 | - | - | - | - | - | - | - | - | 1 | 0 | 1 | 0,5 |
| HU | -1 | 5 | 1 | -2 | -6 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | 2 | 0,7 | -1,75 | -0,71 |
| IT | 1 | -2 | 2 | 0 | 20 | 0 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | -1 | 1 | -0,7 | 5,5 | 2,86 |
| LT | - | - | 9 | - | - | 1 | 2 | 0 | 1 | 2 | 0 | 1 | 5,5 | 4 | 0 | 1 | 5,5 | 4 |
| LV | - | - | - | 4 | 13 | -1 | 0 | 1 | 1,5 | 6,5 | 4 | 1 | 1,5 | 4 | 1 | 1,5 | 6,5 | 4 |
| PL | - | -2 | -3 | -7 | -10 | -3 | -2 | -2 | -4 | -5 | -4,5 | -4 | -5 | -4,5 | 1 | -4 | -5 | -4,5 |
| PT | - | -1 | 10 | 20 | 22 | -1 | -2 | -1 | 6 | 10 | 8 | 6 | 10 | 8 | 1 | 6 | 10 | 8 |
| SK | 5 | 1 | 2 | -5 | -18 | -1 | -2 | -2 | -1,7 | -3,25 | -2,57 | -1,7 | -3,25 | -2,57 | 2 | -1,7 | -3,25 | -2,57 |

Objaśnienia: P/T – górny/dolny punkt zwrotny, +/- – wyprzedzenie/opóźnienie, #cykle – liczba dodatkowych cykli, średnie +/- – średnie wyprzedzenie/opóźnienie w punktach zwrotnych (górnym, dolnym)/ogółem.

Zródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.6.3. Składnik cykliczny IP – miary podobieństwa

| | koherencja | | przesunięcie fazowe | | korelacja krzyżowa | |
|----|------------|-----------|---------------------|-----------|--------------------|-----------|
| | r_0 | r_{max} | r_0 | r_{max} | r_0 | r_{max} |
| CZ | 0,82 | -0,03 | 0,90 | 0,9 | 0,90 | -1 |
| DE | 0,99 | 0,02 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 1 |
| EE | 0,70 | -0,03 | 0,83 | 0,83 | 0,83 | -1 |
| ES | 0,87 | -0,08 | 0,93 | 0,95 | 0,95 | -2 |
| FR | 0,97 | -0,03 | 0,98 | 0,99 | 0,99 | -1 |
| GR | 0,41 | 0,10 | 0,63 | 0,65 | 0,65 | 2 |
| HU | 0,91 | -0,03 | 0,95 | 0,95 | 0,95 | -1 |
| IT | 0,97 | -0,01 | 0,98 | 0,98 | 0,98 | 0 |
| LT | 0,31 | 0,13 | 0,56 | 0,57 | 0,57 | 2 |
| LV | 0,74 | -0,05 | 0,85 | 0,86 | 0,86 | -1 |
| PL | 0,60 | -0,19 | 0,76 | 0,83 | 0,83 | -3 |
| PT | 0,50 | -0,08 | 0,70 | 0,71 | 0,71 | -1 |
| SK | 0,49 | -0,06 | 0,70 | 0,71 | 0,71 | -1 |

Objaśnienia: r_0 – wartość współczynnika korelacji krzyżowej, r_{max} – wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (-) / opóźnieniu (+) o t_{max} okresów.
Zródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

III.7. Koniunktura w przemyśle przetwórczym

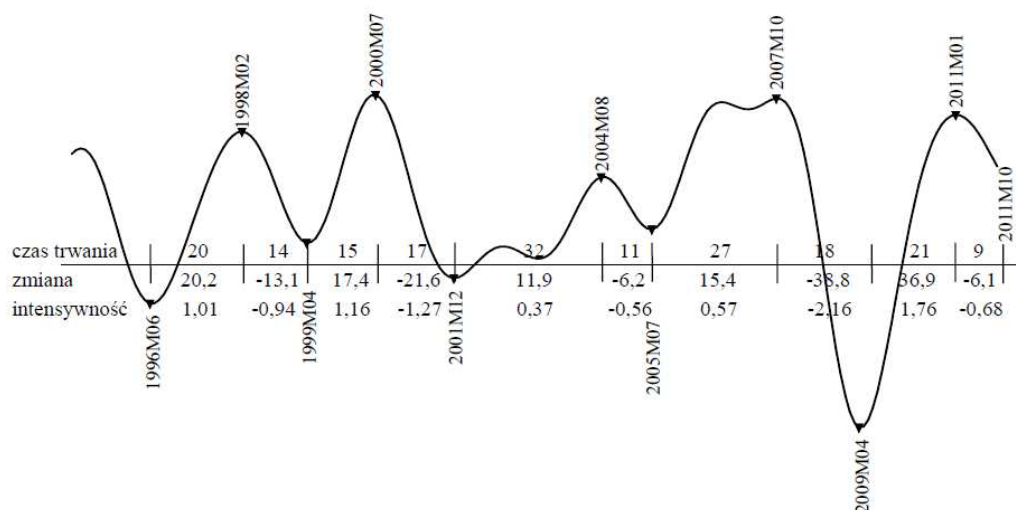
III.7.1. Wahania cykliczne wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym w strefie euro

Wskaźnik koniunktury w przemyśle przetwórczym (industrial confidence indicator, ICI) jest wśród zmiennych jakościowych odpowiednikiem produkcji sprzedanej przemysłu. Dla UE jest on obliczany jako średnia arytmetyczna sald odpowiedzi na pytania dotyczące przewidywanego poziomu produkcji, portfela zamówień i zapasów (ze znakiem odwróconym). Dla Polski wskaźnik liczony jest jako średnia ruchoma sald stanu i przewidywań poziomu produkcji z ostatnich 3 miesięcy. Wahania komponentu cyklicznego tej zmiennej są znacznie słabiej skorelowane z wahaniami PKB niż miało to miejsce dla produkcji przemysłowej, aczkolwiek korelacja jest dodatnia. Wartość współczynnika korelacji to 0,59 pkt., maksymalna wartość korelacji krzyżowej dla opóźnienia o 6 miesięcy to 0,76 pkt. Współczynnik koherencji osiąga wartość 0,45 pkt., przesunięcie fazowe wskazuje na wyprzedzenie o 1,5 kwartału.

W przebiegu wahań komponentu cyklicznego tego wskaźnika wyróżniono 4 pełne cykle, a więc o jeden więcej niż dla produkcji przemysłowej, ale tyle samo, co dla wskaźnika nastrojów ekonomicznych (ESI). Licząc odległości między dolnymi punktami zwrotnymi T-P-T pierwszy z nich trwał od 06.1996 do 05.1999, a więc 34 miesiące (2,8 roku), drugi od 04.1999 do 12.2001, czyli 32 miesiące (2,7 roku), trzeci od 12.2001 do 07.2005, 43 miesiące (3,6 roku), czwarty od 07.2005 do 04.2009 czyli 45 miesięcy (3,75 roku). Dla odległości pomiędzy górnymi punktami zwrotnymi P-T-P czas trwania poszczególnych cykli był następujący: od 02.1998 do 07.2000, 29 miesięcy (2,4 roku), od 07.2000 do 08.2004, 49 miesięcy (4,1 roku), od 08.2004 do 10.2007, 38 miesięcy (3,2 roku), od 10.2007 do 01.2011, 39 miesięcy (3,25 roku). Dodatkowo, w stosunku do produkcji przemysłowej cykl miał miejsce w latach 2001 – 2005, a więc w okresie rozszerzania UE o nowe kraje członkowskie. Tylko w drugim wyróżnionym cyklu faza spadkowa trwała dłużej od fazy wzrostowej, różnica wyniosła 3 miesiące. W pozostałych cyklach fazy wzrostowe były dłuższe od spadkowych. Czas trwania kolejnych faz wzrostowych wynosił 20, 15, 32 i 27 miesięcy. Średni czas trwania fazy wzrostowej wyniósł 23 miesiące. Fazy spadkowe trwały kolejno 14, 17, 11 i 18 miesięcy, co daje średni czas trwania 15 miesięcy. W przebiegu najdłuższych faz wzrostowych uwidoczniły się falowania odchyleń czynnika cyklicznego od trendu które formalnie nie zostały zakwalifikowane jako odrębny cykl.

Maksymalne odchylenie komponentu cyklicznego wskaźnika koniunktury od trendu w górę miało miejsce w górnym punkcie zwrotnym drugiego z wyróżnionych

cykli, w lipcu 2000 roku, a więc w okresie boomu internetowego. Wyniosło ono 12,74 pkt. Podobną, nieznacznie mniejszą wartość odchylenia stwierdzono w październiku 2007 roku, a więc przed kryzysem finansowym i ekonomicznym. Najniższą wartość, -26,49 pkt. odchylenie osiągnęło w kwietniu 2009 roku, a więc podczas kryzysu finansowego. Amplituda wahań czynnika cyklicznego przekroczyła wówczas 38 punktów. Podczas kryzysu finansowego i ekonomicznego zmiany zachodziły także z największą intensywnością. Wartość współczynnika intensywności w fazie wzrostowej wyniosła wówczas 0,57 punktów procentowych, zaś w spadkowej aż 2,15 punktów. Szczegółowe wartości analizowanych cech morfologicznych zawarte są w tabeli III.7.1. Przebieg wahań cyklicznych pokazuje rysunek III.7.1.



Rysunek III.7.1. Składnik cykliczny wskaźnika ICI w strefie euro

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Analiza wahań komponentu cyklicznego wskaźnika koniunktury pokazuje większą wrażliwość danych jakościowych na zmiany sytuacji gospodarczej. Wyraża się ona w wysokiej amplitudzie wahań i dużej intensywności zmian. Większość punktów zwrotnych zlokalizowano z wyprzedzeniem w stosunku do produkcji przemysłowej, nie przekraczało ono jednak pięciu miesięcy. Widoczne jest duże podobieństwo wahań czynnika cyklicznego wskaźnika koniunktury w przemyśle ze wskaźnikiem nastrojów ekonomicznych. W obu przypadkach wyróżniono taką samą ilość cykli, lokalizacja punktów zwrotnych różni się tylko w trzecim cyklu, w pozostałych różnice nie przekraczają dwóch miesięcy, zaś w ostatnim cyklu idealnie się pokrywają. Także amplitudy wahań obu wskaźników są zbliżone.

III.7.2. *Wahania cykliczne wskaźnika koniunktury w przemyśle przetwórczym w krajach UE*

Wahania komponentu cyklicznego wskaźników koniunktury w wybranych krajach członkowskich są dość dobrze zsynchronizowane z ich przebiegiem w strefie euro jako całości. W większości krajów stwierdzono tę samą ilość cykli. Tylko w dwóch krajach: Hiszpanii i na Litwie w przebiegu komponentu cyklicznego wskaźników koniunktury stwierdzono o jeden cykl mniej. Wysoką synchronizację wahań potwierdzają także zbliżone wartości badanych cech morfologicznych.

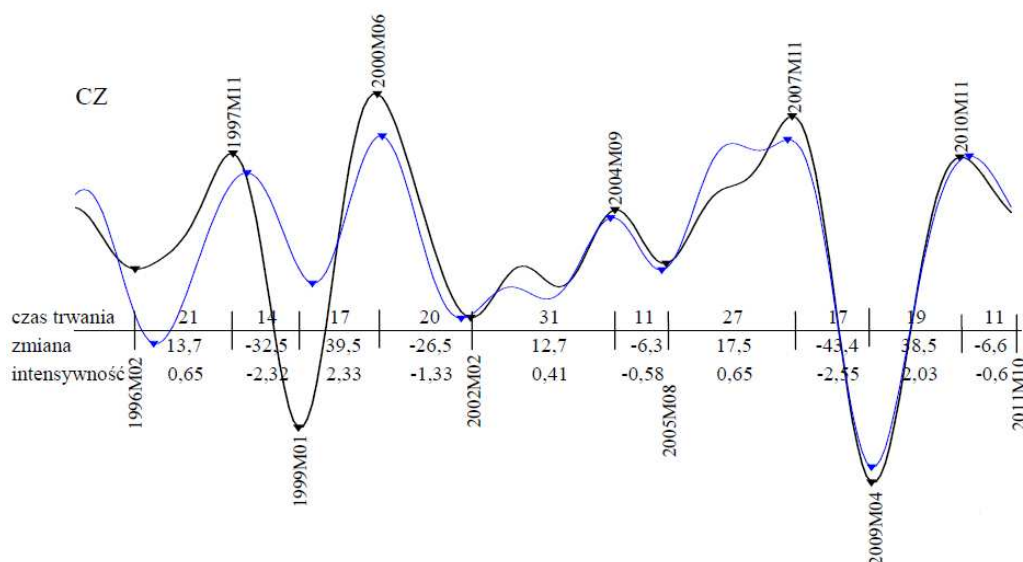
Największe różnice w lokalizacji punktów zwrotnych miały miejsce w latach 2001-2004. W dolnym punkcie zwrotnym, datowanym na grudzień 2001 roku, rozbieżności w lokalizacji sięgały 21 miesięcy. Najwcześniej punkt ten zlokalizowano na Litwie (z 18 miesięcznym wyprzedzeniem), następnie w Portugalii i Grecji (wyprzedzenie o 15 miesięcy). Najpóźniej, z trzymiesięcznym opóźnieniem, w Polsce. Różnice w lokalizacji górnego punktu zwrotnego w sierpniu 2004 sięgały 24 miesięcy. O dwa miesiące wcześniej niż w strefie euro punkt ten zlokalizowano w Portugalii i na Słowacji, najpóźniej w Estonii i we Włoszech. Opóźnienie dla tych krajów przekraczało 20 miesięcy. Z czasem różnice te zmniejszały się. Dla dolnego punktu zwrotnego podczas ostatniego kryzysu finansowego i ekonomicznego nie przekraczały dwóch miesięcy, a dla ośmiu krajów był to ten sam moment co dla strefy euro.

Podobna ilość cykli i zbliżona lokalizacja punktów zwrotnych spowodowały, iż różnice w czasie trwania poszczególnych faz także są niewielkie. Szczególnie jest to widoczne na poziomie wartości średnich. Różnice w średnim czasie trwania faz wzrostowych nie przekraczają pięciu miesięcy. Najkrótszy średni czas trwania fazy wzrostowej, powyżej 18 miesięcy, stwierdzono w Grecji i na Słowacji. Najdłuższy, powyżej 28 miesięcy na Litwie i w Hiszpanii. Dla faz spadkowych różnice były jeszcze mniejsze, nie przekraczały 4 miesięcy. O 4 miesiące dłużej niż w strefie euro średni czas trwania fazy spadkowej miał miejsce na Litwie i na Węgrzech. Tylko we Francji średni czas trwania fazy spadkowej był krótszy niż w strefie euro, wyniósł 14,5 miesiąca.

Wartości ekstremalne odchylenia czynnika cyklicznego od trendu są zróżnicowane w poszczególnych krajach. Amplitudy wahań są jednak zdecydowanie większe niż w przypadku produkcji przemysłowej. We wszystkich krajach spadki są głębsze od wzrostów. Amplituda wahań komponentu cyklicznego wskaźników koniunktury w przemyśle w większości krajów była największa podczas ostatniego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Także wskaźniki intensywności zmian przyjmowały

większe wartości niż dla produkcji przemysłowej. Dla większości krajów zmiany zachodziły z większą intensywnością w fazach spadkowych. Najwyższe wartości wskaźniki przyjmowały dla Czech, Niemiec, Hiszpanii, Estonii, Francji, Litwy i Polski. Szczegółowe informacje o badanych cechach morfologicznych zawarte są w tabeli III.7.1.

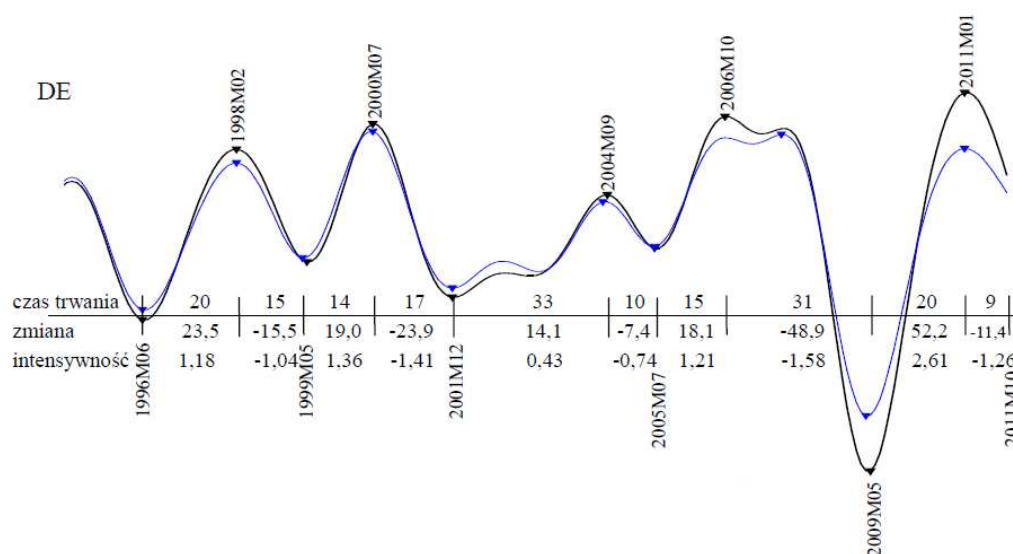
Rosnącą synchronizację wahań cyklicznych wskaźników koniunktury potwierdzają wysokie wartości wskaźników korelacji i konkordancji. Dla wszystkich krajów maksymalna wartość współczynnika korelacji krzyżowych była wyższa od 0,7 pkt. a dla sześciu wyższa od 0,9 pkt. Najwyższą wartość, 0,98 pkt. wskaźnik przyjął dla Niemiec. Dla Francji wartość wskaźnika korelacji krzyżowych wyniosła 0,96 pkt. a dla Estonii 0,94 pkt. najniższą wartość, 0,75 pkt. wskaźnik korelacji krzyżowych przyjął dla Grecji. Wartości wskaźnika konkordancji były niższe. Dla większości krajów powyżej 0,6 pkt. Tylko dla Grecji wartość wskaźnika była niższa, wyniosła 0,53 pkt. Najwyższą wartość, wskazującą na najlepsze dopasowanie przebiegu wahań cyklicznych, wskaźnik przyjął dla Niemiec (0,98 pkt.), Francji (0,94 pkt.), Estonii (0,89 pkt.) i Włoch (0,87 pkt.). Szczegółowe informacje o lokalizacji punktów zwrotnych oraz wartościach współczynników korelacji i konkordancji zawarte są w tabelach III.7.2. i III.7.3. Zmiany wartości współczynników korelacji rekursywnych zamieszczone są na stronie www.sgh.waw.pl/irg/wahania-cykliczne/. Przebieg wahań komponentu cyklicznego wskaźnika ICI w krajach UE jest pokazany na rysunkach III.7.2-14.



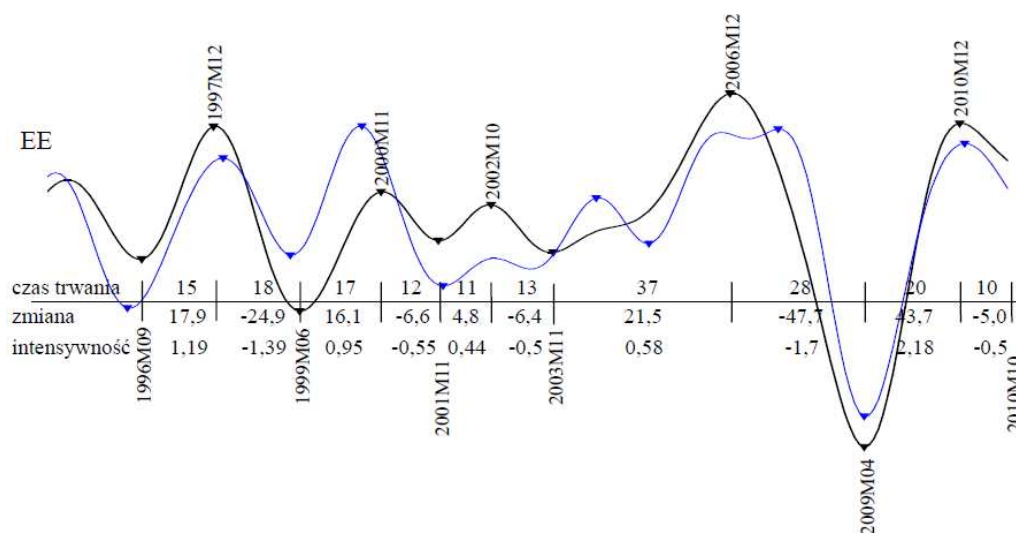
Rysunek III.7.2. Składnik cykliczny wskaźnika ICI w Czechach

Uwagi: linia (grubsza) z etykietami dat punktów zwrotnych – składnik cykliczny ICI w kraju UE, linia (cieńsza) bez etykiet – składnik cykliczny ICI w strefie euro ogółem. Linie zostały tak nałożone na siebie, aby pokazać względne położenie punktów zwrotnych i względne odchylenia (amplitudy). Rysunek nie oddaje wartości absolutnych (brak osi pionowej).

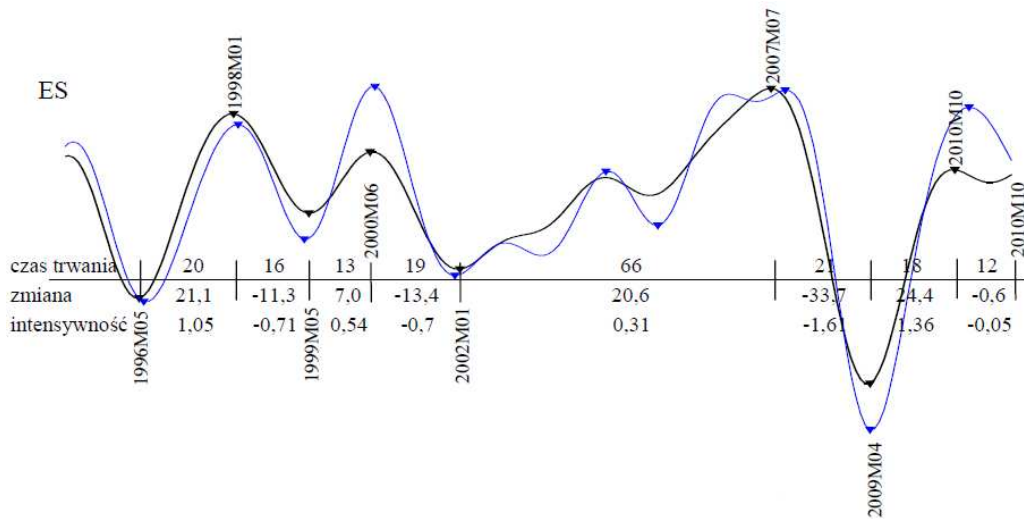
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.



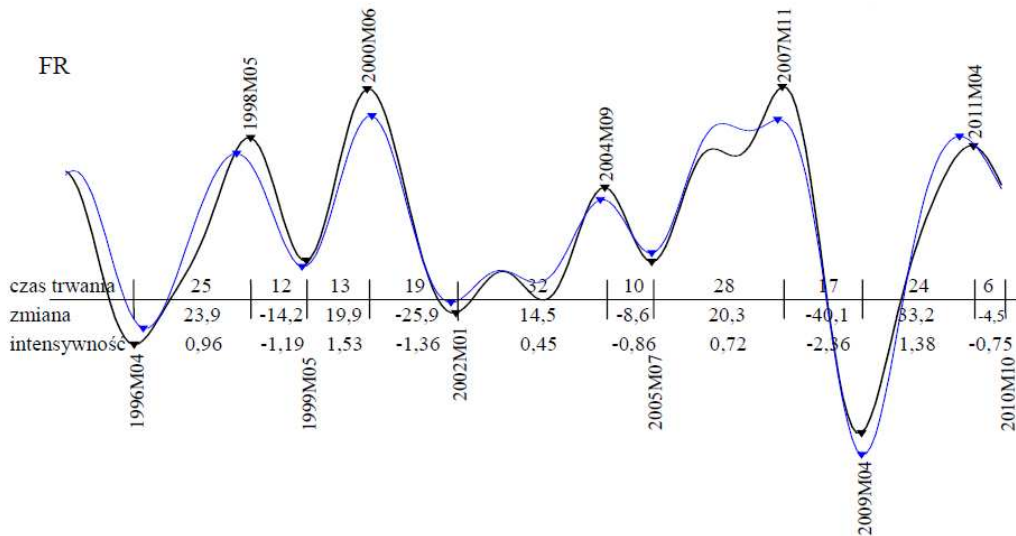
Rysunek III.7.3. Składnik cykliczny wskaźnika ICI w Niemczech



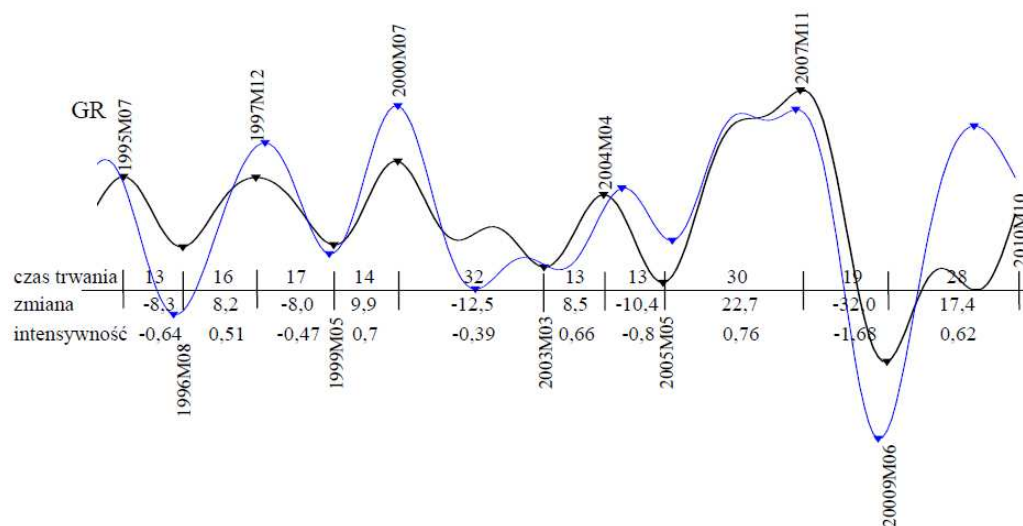
Rysunek III.7.4. Składnik cykliczny wskaźnika ICI w Estonii



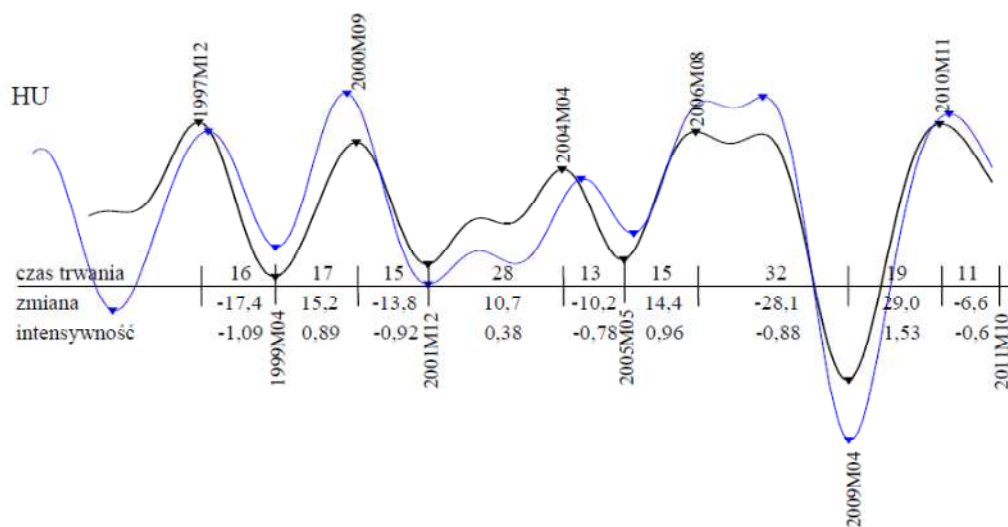
Rysunek III.7.5. Składnik cykliczny wskaźnika ICI w Hiszpanii



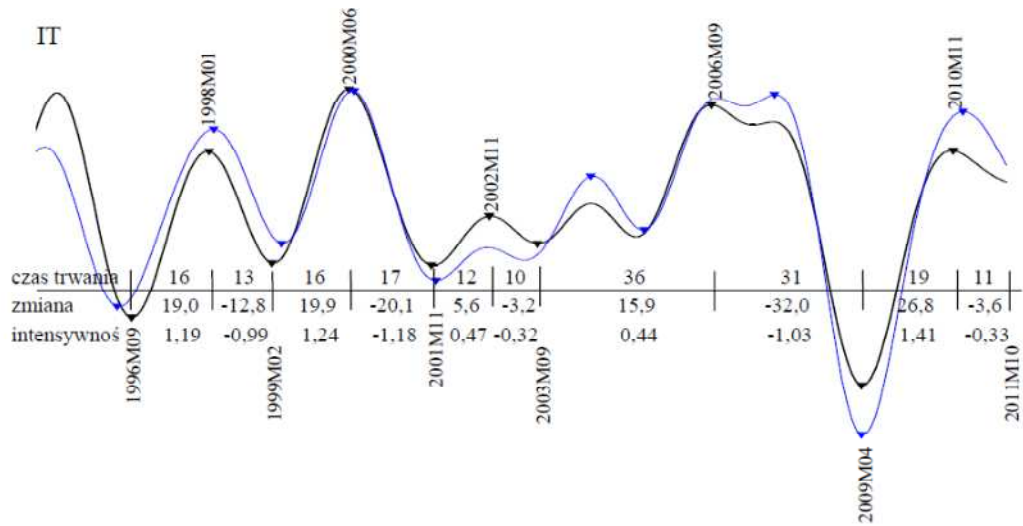
Rysunek III.7.6. Składnik cykliczny wskaźnika ICI we Francji



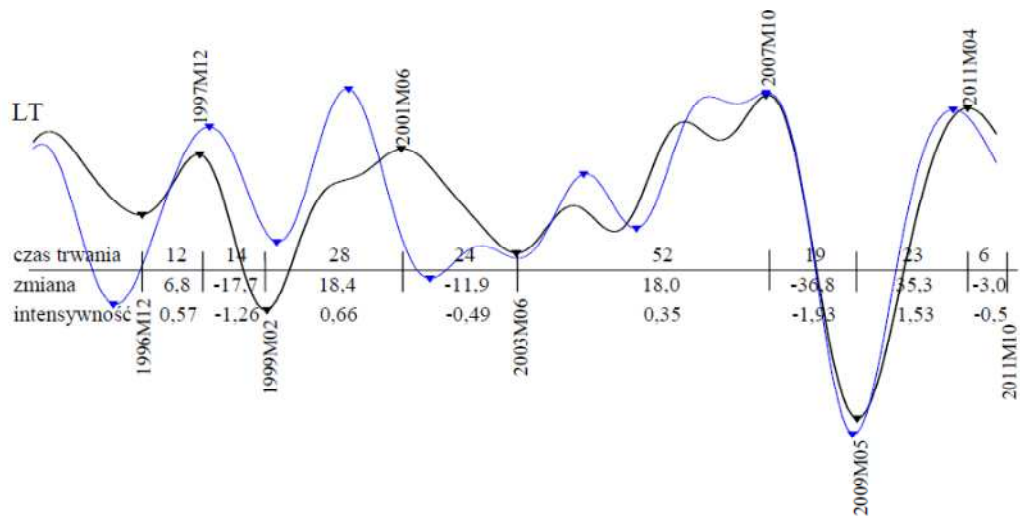
Rysunek III.7.7. Składnik cykliczny wskaźnika ICI w Grecji



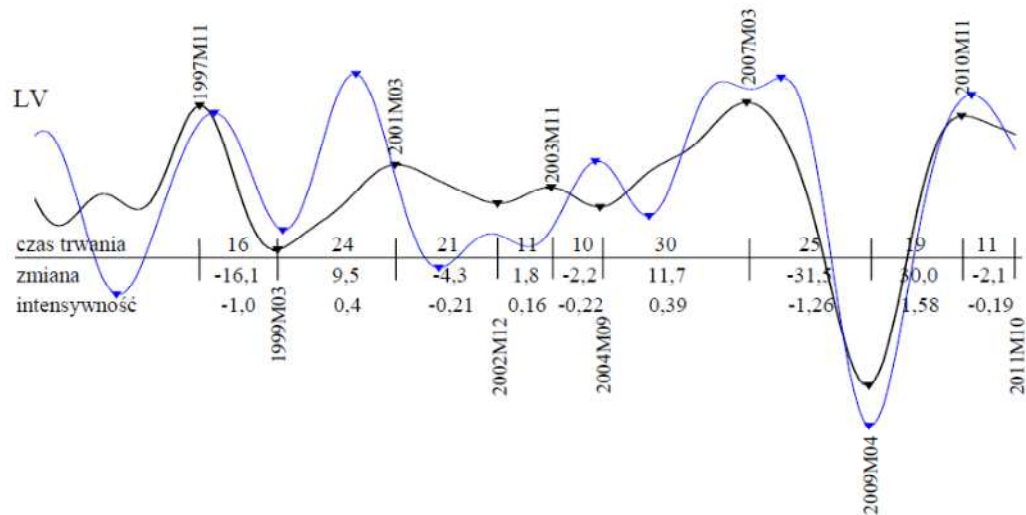
Rysunek III.7.8. Składnik cykliczny wskaźnika ICI na Węgrzech



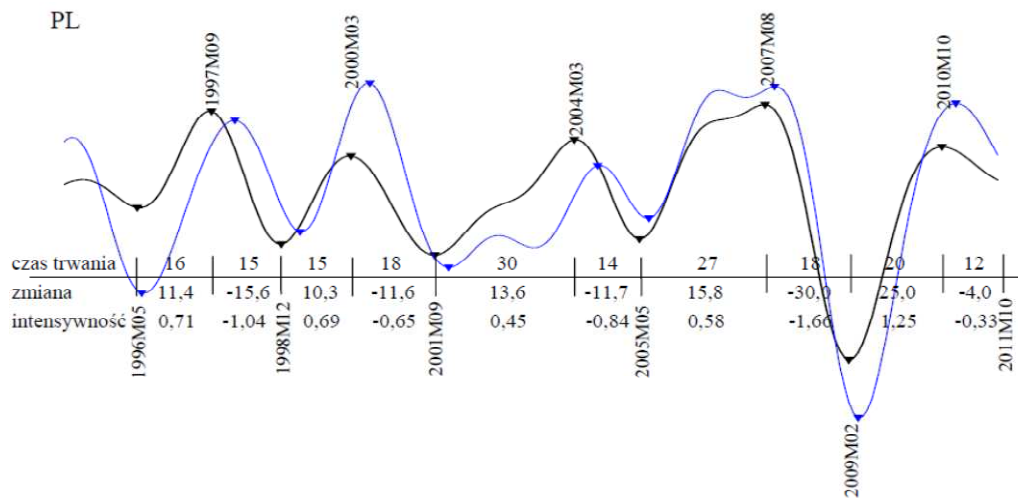
Rysunek III.7.9. Składnik cykliczny wskaźnika ICI we Włoszech



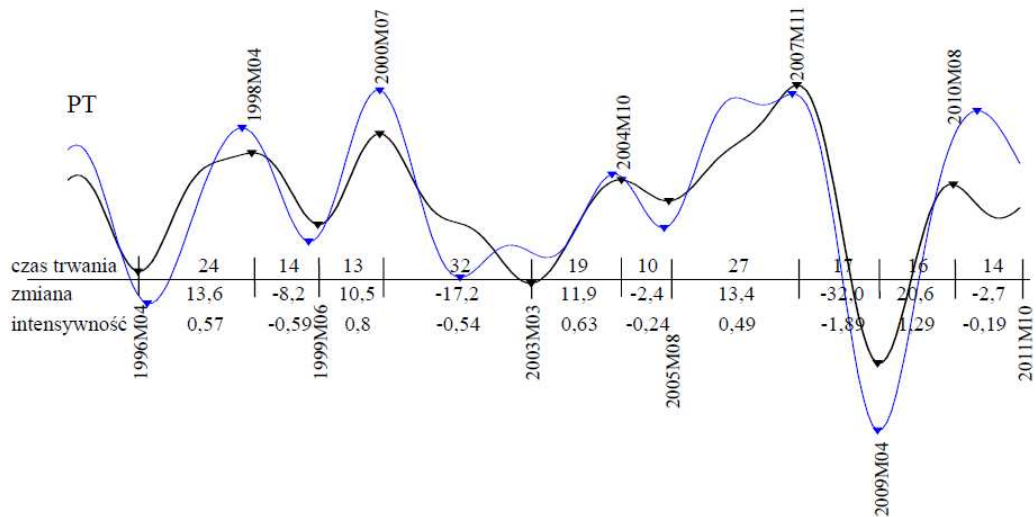
Rysunek III.7.10. Składnik cykliczny wskaźnika ICI na Litwie



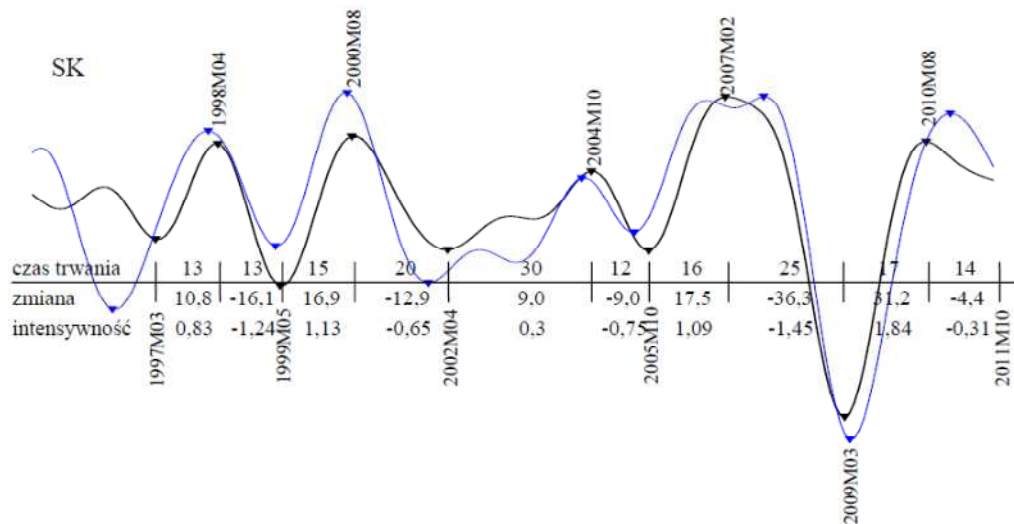
Rysunek III.7.11. Składnik cykliczny wskaźnika ICI na Łotwie



Rysunek III.7.12. Składnik cykliczny wskaźnika ICI w Polsce



Rysunek III.7.13. Składnik cykliczny wskaźnika ICI w Portugalii



Rysunek III.7.14. Składnik cykliczny wskaźnika ICI na Słowacji

Tabela III.7.1. Składnik cykliczny wskaźnika ICI – morfologia

| obs | min | max | średnia | SD | #T/P | #P | #T | P-P | T-T | UP/sd | UP/sz | UP/si | DN/sd | DN/sz | DN/si |
|------|--------|-------|---------|-------|------|----|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| EA17 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 202 | -26,49 | 12,74 | -0,11 | 9,06 | 10 | 5 | 5 | 38,0 | 37,75 | 23,0 | 20,38 | 0,97 | 15,0 | -19,92 | -1,23 |
| 202 | -28,28 | 17,75 | -0,12 | 10,15 | 10 | 5 | 5 | 38,25 | 38,75 | 23,0 | 24,39 | 1,21 | 15,5 | -27,18 | -1,69 |
| 202 | -34,11 | 18,10 | 0,08 | 11,32 | 10 | 5 | 5 | 38,0 | 38,0 | 20,40 | 25,41 | 1,36 | 18,25 | -23,92 | -1,19 |
| 202 | -30,59 | 17,14 | -0,08 | 10,23 | 10 | 5 | 5 | 38,25 | 37,0 | 20,0 | 20,81 | 1,07 | 17,75 | -21,42 | -1,03 |
| 202 | -21,21 | 12,52 | -0,40 | 7,35 | 8 | 4 | 4 | 50,3 | 51,0 | 29,25 | 18,29 | 0,82 | 18,67 | -19,49 | -1,01 |
| 202 | -23,96 | 16,12 | -0,34 | 9,28 | 10 | 5 | 5 | 38,0 | 38,25 | 24,40 | 22,37 | 1,01 | 14,50 | -22,22 | -1,44 |
| 202 | -17,41 | 14,59 | -0,55 | 6,87 | 10 | 5 | 5 | 36,25 | 37,75 | 18,25 | 12,32 | 0,66 | 18,80 | -14,22 | -0,80 |
| 190 | -19,75 | 9,42 | 0,22 | 6,77 | 9 | 5 | 4 | 38,0 | 39,30 | 19,75 | 17,34 | 0,94 | 19,0 | -17,38 | -0,92 |
| 202 | -20,81 | 12,93 | -0,04 | 7,87 | 10 | 5 | 5 | 37,75 | 37,0 | 19,80 | 17,43 | 0,95 | 17,75 | -17,01 | -0,88 |
| 202 | -24,73 | 12,02 | 0,02 | 8,14 | 8 | 4 | 4 | 52,67 | 49,0 | 28,75 | 19,62 | 0,78 | 19,0 | -22,11 | -1,23 |
| 202 | -21,97 | 9,54 | -0,33 | 6,65 | 9 | 5 | 4 | 38,25 | 39,67 | 21,0 | 13,26 | 0,63 | 18,0 | -13,53 | -0,67 |
| 202 | -19,75 | 10,21 | 0,02 | 6,45 | 10 | 5 | 5 | 38,5 | 37,50 | 21,60 | 15,22 | 0,74 | 16,25 | -17,22 | -1,05 |
| 202 | -18,73 | 13,31 | -0,27 | 6,45 | 10 | 5 | 5 | 36,25 | 38,25 | 19,80 | 14,0 | 0,76 | 18,25 | -14,99 | -0,81 |
| 202 | -24,04 | 12,28 | -0,14 | 7,19 | 10 | 5 | 5 | 36,25 | 35,25 | 18,20 | 17,09 | 1,04 | 17,50 | -18,58 | -1,02 |

Objaśnienia: obs – liczba obserwacji, min – wartość najniższa w pkt, max – wartość najwyższa w pkt, SD – odchylenie standardowe w pkt, #T/P – liczba punktów zwrotnych, #P – liczba górnych punktów zwrotnych, #T – liczba dolnych punktów zwrotnych, P-P – średni czas trwania cyklu, liczone między górnymi punktami zwrotnymi, T-T – średni czas trwania cyklu, liczone między dolnymi punktami zwrotnymi, UP/sd – średni czas trwania fazy wzrostowej, UP/sz – średnia zmiana wartości w fazie wzrostowej, UP/si – średnia intensywność w fazie wzrostowej, DN/sd – średni czas trwania fazy spadkowej, DN/sz – średnia zmiana wartości w fazie spadkowej, DN/si – średnia intensywność w fazie spadkowej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

Tabela III.7.2. Składnik cykliczny wskaźnika ICI – punkty zwrotne

| | 1996M6 | | 1998M2 | | 1999M4 | | 2000M7 | | 2001M12 | | 2004M8 | | 2005M7 | | 2007M10 | | 2009M4 | | 2011M01 | | średnie +/- | | | |
|----|--------|----|--------|----|--------|----|--------|-----|---------|-----|--------|-----|--------|-----|---------|-----|--------|-----|---------|-----|-------------|-----|------|-------|
| | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | | |
| CZ | -4 | -3 | 0 | 1 | -1 | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | -0,8 | -0,8 |
| DE | 0 | -2 | 2 | 4 | 4 | -1 | -22 | -20 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,4 | -0,9 |
| EE | 3 | -1 | 1 | 1 | -1 | 1 | - | - | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -10 | -3,2 | -4,7 |
| ES | -1 | 3 | 1 | 1 | -1 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0,25 | -0,88 |
| FR | -2 | 3 | 1 | 1 | -1 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1,4 | 0,7 |
| GR | 2 | -2 | 1 | 0 | 0 | 15 | -4 | -2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 3,6 | 1,44 |
| HU | - | -2 | 0 | 2 | 0 | 0 | -4 | -2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -4 | -2,44 |
| IT | 3 | -1 | -2 | -2 | -1 | -1 | -21 | - | -13 | -13 | -13 | -13 | -13 | -13 | -13 | -13 | -13 | -13 | -13 | -13 | -13 | -13 | -7,6 | 0 |
| LT | 6 | -2 | -2 | 11 | 18 | - | - | - | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 | 5,75 |
| LV | - | -3 | -1 | 8 | 12 | -9 | -10 | -2 | -7 | -7 | -7 | -7 | -7 | -7 | -7 | -7 | -7 | -7 | -7 | -7 | -7 | -7 | 0 | 4,38 |
| PL | -1 | -5 | -4 | -4 | -4 | -3 | -5 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2 | -2,6 | 0,25 |
| PT | -2 | 2 | 2 | 2 | 0 | 15 | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | -3,8 | -2,4 |
| SK | 9 | 2 | 2 | 1 | 1 | 4 | 2 | 3 | -8 | -8 | -8 | -8 | -8 | -8 | -8 | -8 | -8 | -8 | -8 | -8 | -8 | -8 | -1,6 | 3,2 |

Objasnienia: P/T – górny/dolny punkt zwrotny, +/- – wyprzedzenie/opóźnienie, #cykle – liczba dodatkowych cykli, średnie +/- – średnie wyprzedzenie/opóźnienie w punktach zwrotnych (górnym, dolnym) ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

Tabela III.7.3. Składnik cykliczny ICI – miary podobieństwa

| | koherencja | przesunięcie fazowe | | korelacja krzyżowa | |
|----|------------|---------------------|-----------|--------------------|-----------|
| | | f_0 | f_{max} | r_0 | r_{max} |
| CZ | 0,74 | -0,05 | 0,86 | 0,86 | -1 |
| DE | 0,98 | 0,01 | 0,98 | 0,98 | 0 |
| EE | 0,68 | -0,04 | 0,82 | 0,83 | -1 |
| ES | 0,89 | -0,08 | 0,94 | 0,95 | -1 |
| FR | 0,94 | 0,02 | 0,96 | 0,96 | 0 |
| GR | 0,53 | 0,14 | 0,72 | 0,75 | 2 |
| HU | 0,81 | -0,08 | 0,80 | 0,91 | -1 |
| IT | 0,87 | 0,01 | 0,93 | 0,93 | 0 |
| LT | 0,63 | 0,08 | 0,79 | 0,80 | 1 |
| LV | 0,62 | -0,10 | 0,78 | 0,80 | -2 |
| PL | 0,65 | -0,27 | 0,80 | 0,89 | -3 |
| PT | 0,81 | 0,03 | 0,90 | 0,90 | 1 |
| SK | 0,75 | -0,03 | 0,86 | 0,86 | 0 |

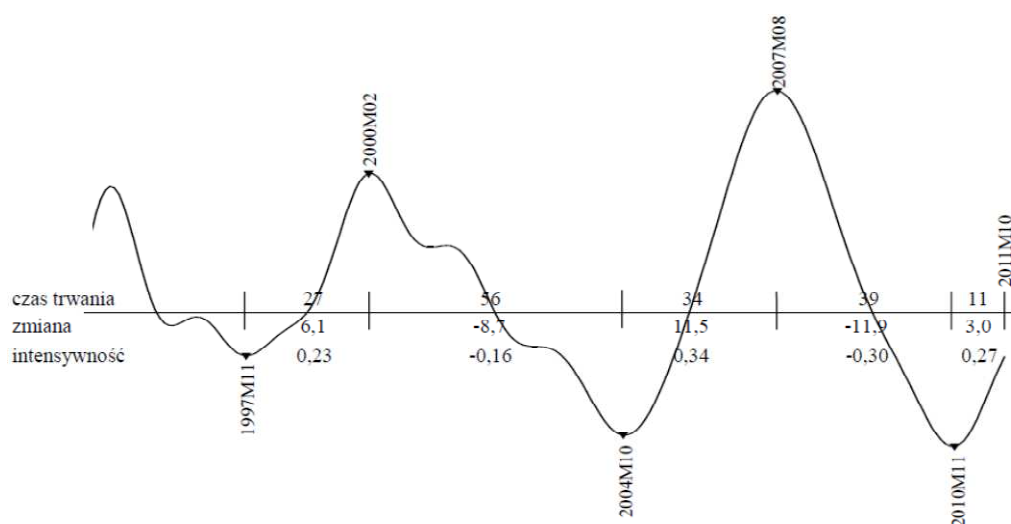
Objasnienia: f_0 – wartość współczynnika korelacji krzyżowej, r_{max} – wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (-) / opóźnieniu (+) o f_{max} okresów.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

III.8. Budownictwo

III.8.1. Wahania cykliczne produkcji budowlano-montażowej w strefie euro

Zmienną referencyjną jest składnik cykliczny indeksu produkcji sprzedanej budowlano-montażowej strefy euro (EA17), a zmiennymi objaśniającymi – składowa cykliczna tego indeksu: Czech, Niemiec, Hiszpanii, Francji, Węgier, Włoch, Polski, Portugalii i Słowacji. Dane dla Grecji i krajów nadbałtyckich były niedostępne. W analizowanym okresie, tj. styczeń 1995 r. – październik 2011 r. (jedynie w przypadku Portugalii szereg jest krótszy i zaczyna się w styczniu 2000 r.), w przebiegu zmiennej referencyjnej zidentyfikowano dwa pełne cykle (T-P-T). Pierwszy trwał 83 miesiące, od listopada 1997 r. do października 2004 r.; drugi – 73 miesiące, do listopada 2010 r. W drugim cyklu faza wzrostowa trwała o 7 miesięcy dłużej niż w pierwszym, jej amplituda była niemal dwukrotnie wyższa, a jej intensywność o połowę większa. Faza spadkowa drugiego cyklu trwała o 17 miesięcy krócej niż w pierwszym, a spadek wartości zmiennej był większy i gwałtowniejszy (o blisko dwukrotnie większej intensywności). W obu cyklach zaobserwowano tę prawidłowość, iż faza spadkowa jest dłuższa od fazy wzrostowej, a wartości bezwzględne zmiennej w kolejnych punktach zwrotnych są coraz to większe, tzn. amplituda faz następujących po sobie rośnie w czasie, wskazując na postępującą zmienność cykliczną w budownictwie. Wahania składnika cyklicznego produkcji budowlano-montażowej w strefie euro są przedstawione na rysunku III.8.1.



Rysunek III.8.1. Składnik cykliczny indeksu CP w strefie euro

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

III.8.2. *Wahania cykliczne produkcji budowlano-montażowej w krajach członkowskich UE*

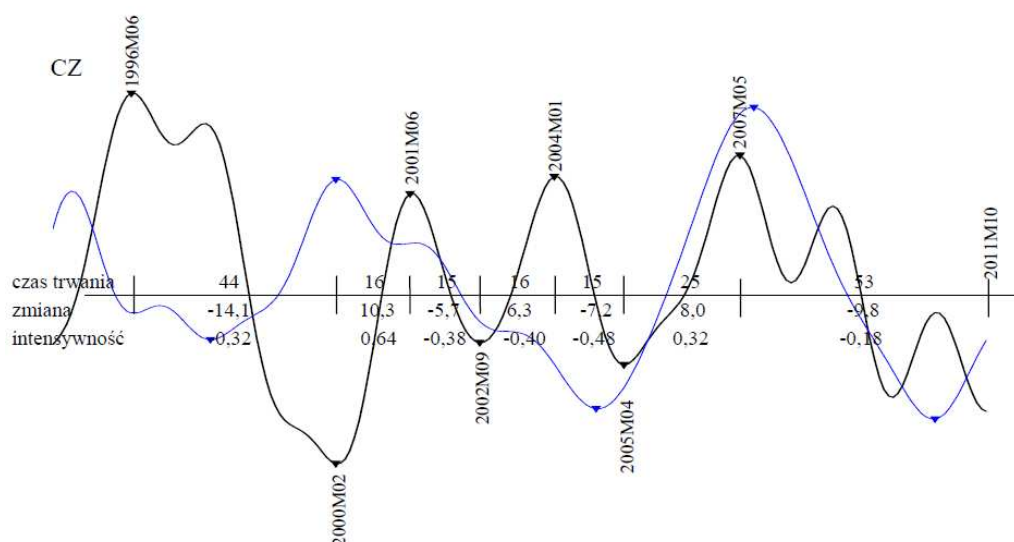
Spośród zmiennych objaśniających podobna charakterystyka jak zmiennej referencyjnej ujawniła się w przebiegu indeksów Francji i Polski. W obu przypadkach zidentyfikowano dwa cykle o podobnej – co w EA17 – długości (w Polsce pierwszy dłuższy o 16 miesięcy). W przypadku Francji zarówno amplitudy jak i intensywność zmian wartości czynnika cyklicznego indeksu są zbliżone do referencyjnych. Co odróżnia przebieg cykli we Francji i EA17, to symetryczność cykli francuskich, tj. brak tej prawidłowości, którą zauważyliśmy w przebiegu indeksu EA17. W przypadku indeksu Polski prawidłowość jest odwrotna, to znaczy zmienność cykliczna słabnie w czasie, zbliżając się do wartości indeksów Francji i EA17. Pomimo to w końcu analizowanego okresu amplituda pozostawała niemal dwukrotnie wyższa od amplitudy indeksów Francji i EA17. Należy zwrócić uwagę na tę okoliczność, iż punkty zwrotne zmiennej referencyjnej były sygnalizowane z wyprzedzeniem przez polski indeks, a punkty zwrotne indeksu francuskiego były opóźnione.

W pozostałych gospodarkach w przebiegu badanych indeksów wykryto o jeden (Czechy, Hiszpania, Węgry) lub dwa (Niemcy, Włochy, Słowacja) cykle więcej. Cykle te i ich fazy były – w przypadku poszczególnych indeksów – bardzo nieregularne, tj. o wysoce zmiennej długości, amplitudzie i, w konsekwencji, intensywności. W żadnym z tych przypadków nie zauważono jakiegokolwiek wzorca cykliczności. W Hiszpanii, na Węgrzech i w Słowacji zmienność indeksu, mierzona amplitudą i odchyleniem standardowym, znacznie przewyższała zmienność pozostałych indeksów, a zwłaszcza indeksu EA17. Referencyjne punkty zwrotne sygnalizowane były z wyprzedzeniem tylko przez indeksy: Niemiec (niewielkim, średnio jednomiesięcznym), Hiszpanii (średnio 4-miesięcznym) i Węgier (znacznym, średnio jednorocznym). Punkty zwrotne w przebiegu pozostałych zmiennych objaśniających były opóźnione. Z uwagi na brak pełnych danych w przebiegu składnika cyklicznego indeksu Portugalii wykryto tylko jeden cykl (P-T-P).

W końcówce badanego okresu tendencje i ich zmiany w przebiegu poszczególnych zmiennych są następujące: w strefie euro, Hiszpanii i Słowacji wyraźnie uwidoczniła się tendencja zwyżkowa. We Francji i Polsce zbliża się jej załamanie, w Niemczech już nastąpiło (jesienią 2011 r.), a w Czechach, na Węgrzech i w Portugalii faza spadkowa trwa od czasu światowego kryzysu finansowego i gospodarczego. Zakrzywienie linii cyklicznej zapowiada koniec fazy spadkowej w Czechach i na Węgrzech w nadchodzących miesiącach. We Włoszech odbicie to nastąpiło we

wrześniu 2011 r.; silnych oznak ożywienia powinniśmy oczekiwać w najbliższym okresie. Tendencje te są przedstawione na rysunkach III.8.2-10.

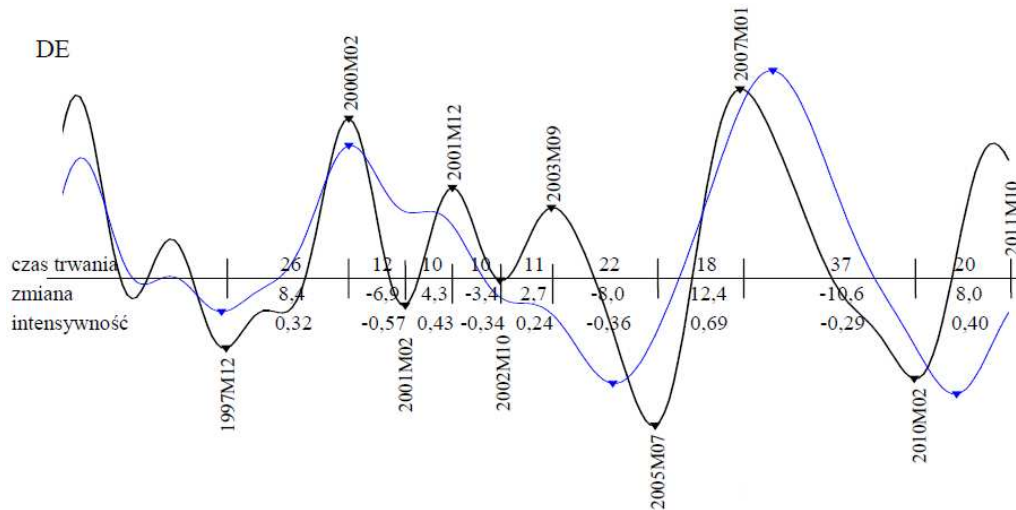
Brak wzorców cykliczności w budownictwie w poszczególnych krajach i zróżnicowanie przebiegów analizowanych zmiennych znajdują potwierdzenie w statystykach podobieństwa: współczynniki koherencji, przesunięcia fazowego i korelacji krzyżowej. Jedynie w przypadku Francji miary te zwróciły względnie wysokie wartości i dały spójne wyniki. Szczegółowe wartości współczynników zawierają tabele III.8.1, III.8.2, III.8.3.



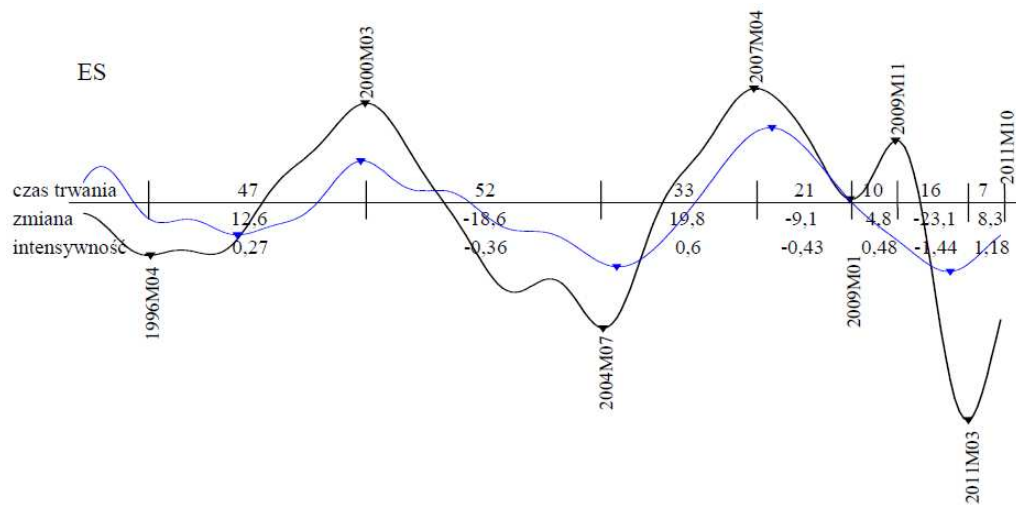
Rysunek III.8.2. Składnik cykliczny indeksu CP w Czechach

Uwagi: linia (grubsza) z etykietami dat punktów zwrotnych – składnik cykliczny CP w kraju UE, linia (cieńsza) bez etykiet – składnik cykliczny CP w strefie euro ogółem. Linie zostały tak nałożone na siebie, aby pokazać względne położenie punktów zwrotnych i względne odchylenia (amplitudy). Rysunek nie oddaje wartości absolutnych (brak osi pionowej).

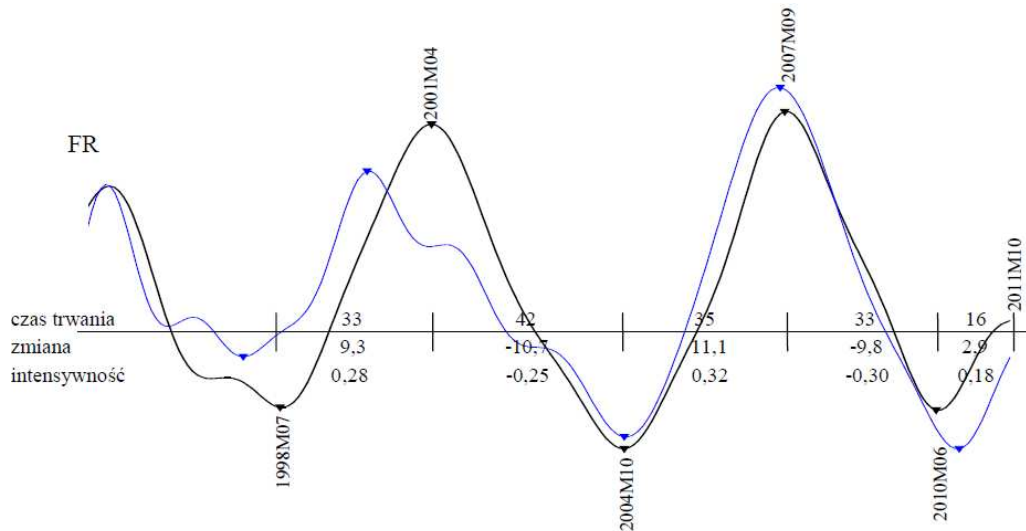
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



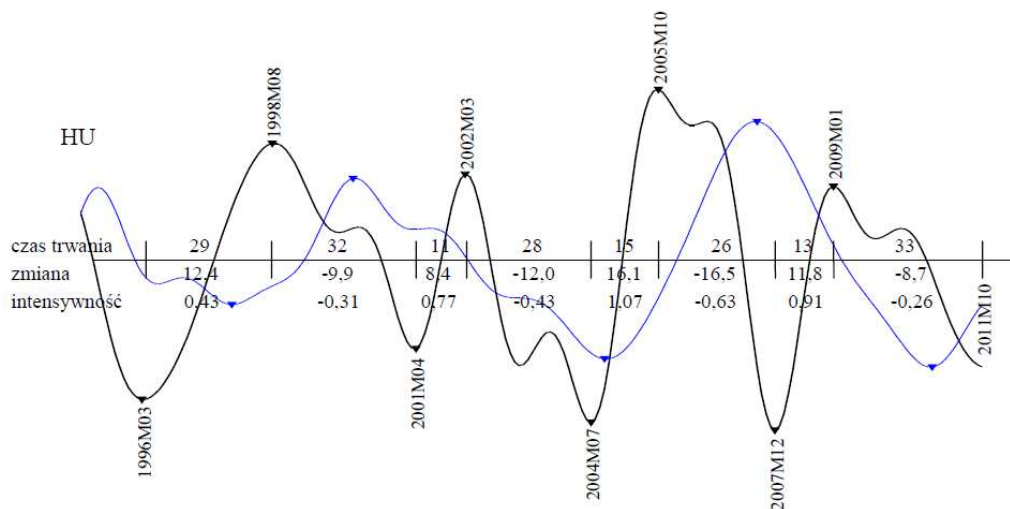
Rysunek III.8.3. Składnik cykliczny indeksu CP w Niemczech



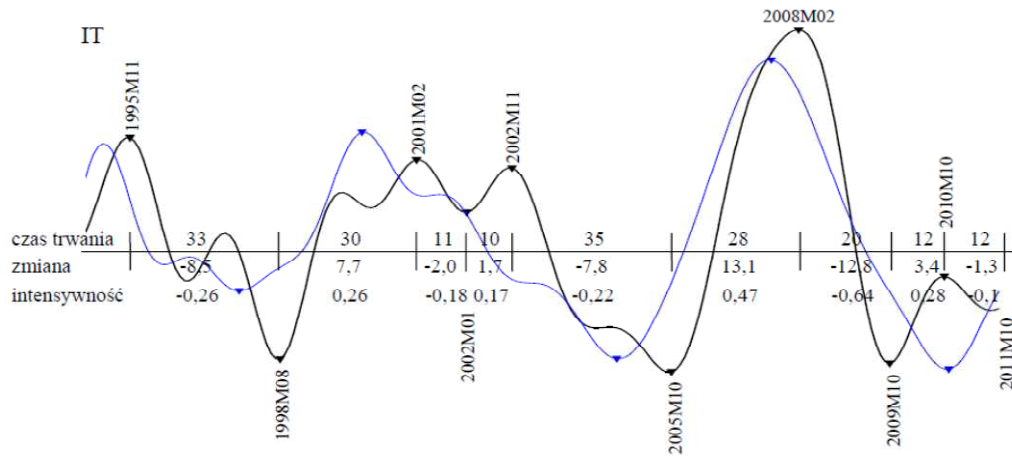
Rysunek III.8.4. Składnik cykliczny indeksu CP w Hiszpanii



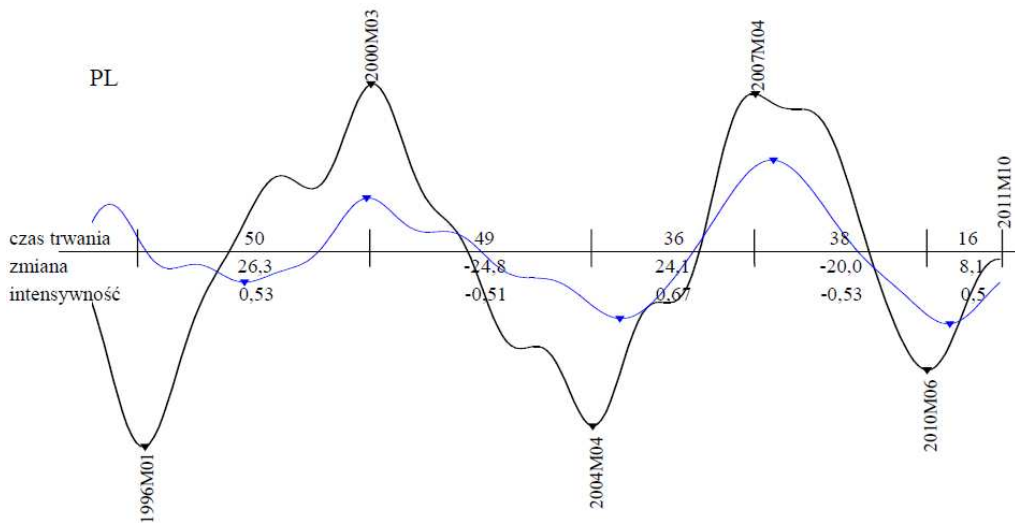
Rysunek III.8.5. Składnik cykliczny indeksu CP we Francji



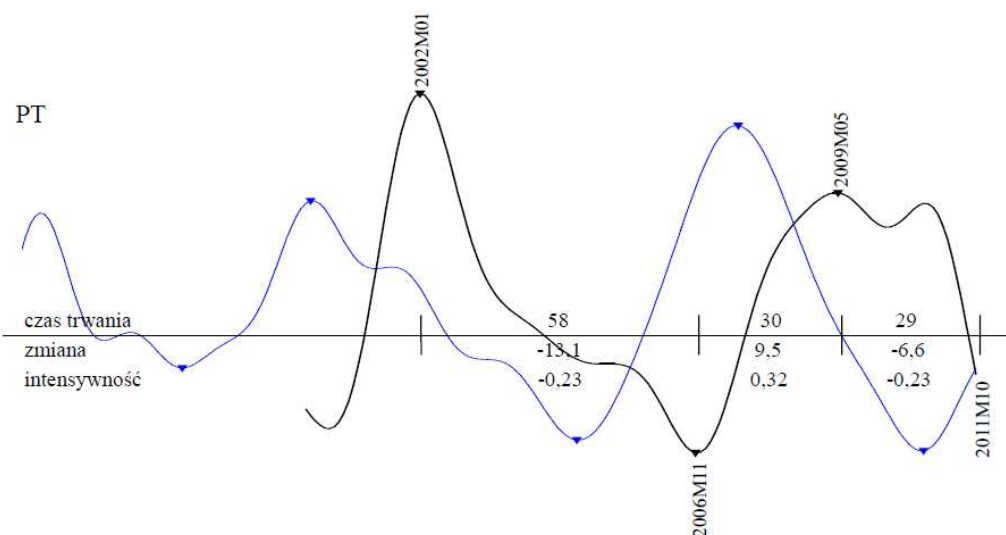
Rysunek III.8.6. Składnik cykliczny indeksu CP na Węgrzech



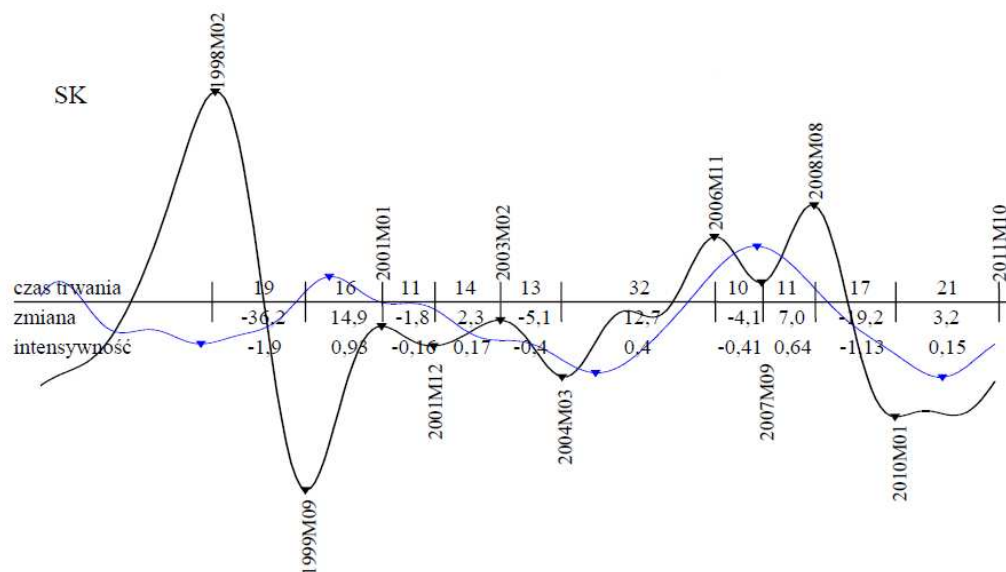
Rysunek III.8.7. Składnik cykliczny indeksu CP we Włoszech



Rysunek III.8.8. Składnik cykliczny indeksu CP w Polsce



Rysunek III.8.9. Składnik cykliczny indeksu CP w Portugalii



Rysunek III.8.10. Składnik cykliczny indeksu CP na Słowacji

Tabela III.8.1. Składnik cykliczny indeksu CP - morfologia

| | obs | min | max | SD | #T/P | #P | #T | P-P | T-T | UP/sd | UP/sz | UP/si | DN/sd | DN/sz | DN/si |
|------|-----|--------|-------|------|------|----|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| EA17 | 202 | -5,12 | 6,76 | 3,09 | 5 | 2 | 3 | 90,0 | 77,50 | 30,5 | 8,79 | 0,28 | 47,50 | -10,31 | -0,23 |
| CZ | 202 | -6,82 | 7,30 | 3,64 | 7 | 4 | 3 | 43,0 | 30,50 | 19,0 | 8,20 | 0,45 | 24,67 | -8,99 | -0,39 |
| DE | 202 | -6,27 | 6,08 | 3,07 | 9 | 4 | 5 | 27,0 | 35,75 | 16,25 | 6,94 | 0,42 | 20,25 | -7,22 | -0,39 |
| ES | 202 | -17,37 | 9,99 | 6,49 | 7 | 3 | 4 | 57,5 | 59,0 | 30,0 | 12,40 | 0,45 | 29,67 | -16,93 | -0,74 |
| FR | 202 | -5,12 | 5,97 | 3,25 | 5 | 2 | 3 | 77,0 | 71,0 | 34,0 | 10,20 | 0,30 | 37,50 | -10,24 | -0,28 |
| HU | 202 | -8,18 | 8,31 | 4,35 | 8 | 4 | 4 | 41,0 | 46,33 | 17,0 | 12,18 | 0,79 | 28,67 | -12,81 | -0,46 |
| IT | 202 | -5,22 | 7,91 | 3,40 | 9 | 5 | 4 | 44,0 | 44,0 | 20,0 | 6,47 | 0,29 | 24,75 | -7,80 | -0,33 |
| PL | 202 | -14,02 | 12,26 | 7,52 | 5 | 2 | 3 | 85,0 | 86,0 | 43,0 | 25,17 | 0,60 | 43,50 | -22,40 | -0,52 |
| PT | 142 | -5,19 | 7,93 | 3,52 | 3 | 2 | 1 | 88,0 | - | 30,0 | 9,50 | 0,32 | 58,0 | -13,12 | -0,23 |
| SK | 202 | -15,36 | 20,80 | 7,67 | 10 | 5 | 5 | 30,75 | 30,25 | 18,25 | 9,23 | 0,53 | 14,0 | -13,28 | -0,80 |

Objaśnienia: obs – liczba obserwacji; min – wartość najniższa w pp. max – wartość najwyższa w pp. SD – odchylenie standardowe w pp. #T/P – liczba punktów zwrotnych, #P – liczba górnych punktów zwrotnych, #T – liczba dolnych punktów zwrotnych, P-P – średni czas trwania cyklu, liczony między górnymi punktami zwrotnymi, T-T – średni czas trwania cyklu, liczony między dolnymi punktami zwrotnymi, UP/sd – średni czas trwania fazy wzrostowej, UP/sz – średnia zmiana wartości w fazie wzrostowej, UP/si – średnia intensywność w fazie wzrostowej, DN/sd – średni czas trwania fazy spadkowej, DN/sz – średnia zmiana wartości w fazie spadkowej, DN/si – średnia intensywność w fazie spadkowej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.8.2. Składnik cykliczny indeksu CP – punkty zwrotne

| | 1997M11 | | 2000M2 | | 2004M10 | | 2007M8 | | 2010M11 | | średnie +/- | |
|----|---------|-----|--------|----|---------|----|--------|-------|---------|------|-------------|-----|
| | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | T/P |
| CZ | 27 | 16 | 6 | -3 | - | - | 6,5 | 16,5 | 11,5 | 11,5 | | |
| DE | 1 | 0 | 9 | -7 | -9 | - | -3,5 | 0,3 | -1,2 | | | |
| ES | -19 | 1 | 3 | -4 | 4 | 1 | -1,5 | -6 | -4,2 | | | |
| FR | 8 | 14 | 0 | 1 | -5 | 0 | 7,5 | 1 | 3,6 | | | |
| HU | -20 | -18 | -3 | 17 | -35 | 1 | -0,5 | -19,3 | -11,8 | | | |
| IT | 9 | 12 | 12 | 6 | -13 | 2 | 9 | 2,7 | 5,2 | | | |
| PL | -22 | 1 | -6 | -4 | -5 | 0 | -1,5 | -11 | -7,2 | | | |
| PT | - | - | 25 | 21 | - | -1 | 21 | 25 | 23 | | | |
| SK | 22 | 11 | -7 | -9 | -10 | 2 | 1 | 1,7 | 1,4 | | | |

Objaśnienia: P/T – górny/dolny punkt zwrotny, +/- – wyprzedzenie/opóźnienie, #cykle – liczba dodatkowych cykli, średnie +/- – średnie wyprzedzenie/opóźnienie w punktach zwrotnych (górnym, dolnym)/ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.8.3. Składnik cykliczny CP – miary podobieństwa

| | koherencja | przesunięcie fazowe | korelacja krzyżowa | |
|----|------------|---------------------|--------------------|-----------|
| | | | r_0 | r_{max} |
| CZ | 0,01 | 1,39 | 0,08 | 0,29 |
| DE | 0,41 | -0,12 | 0,63 | 0,65 |
| ES | 0,61 | -0,03 | 0,77 | 0,78 |
| FR | 0,75 | 0,09 | 0,86 | 0,89 |
| HU | 0,00 | -3,38 | 0,04 | 0,36 |
| IT | 0,64 | 0,15 | 0,79 | 0,88 |
| PL | 0,50 | -0,12 | 0,70 | 0,75 |
| PT | 0,08 | 18,75 | 0,27 | -0,59 |
| SK | 0,02 | 0,15 | 0,14 | 0,19 |

Objaśnienia: r_0 – wartość współczynnika korelacji krzyżowej, r_{max} – wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (+) / opóźnieniu (-) o t_{max} okresów.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

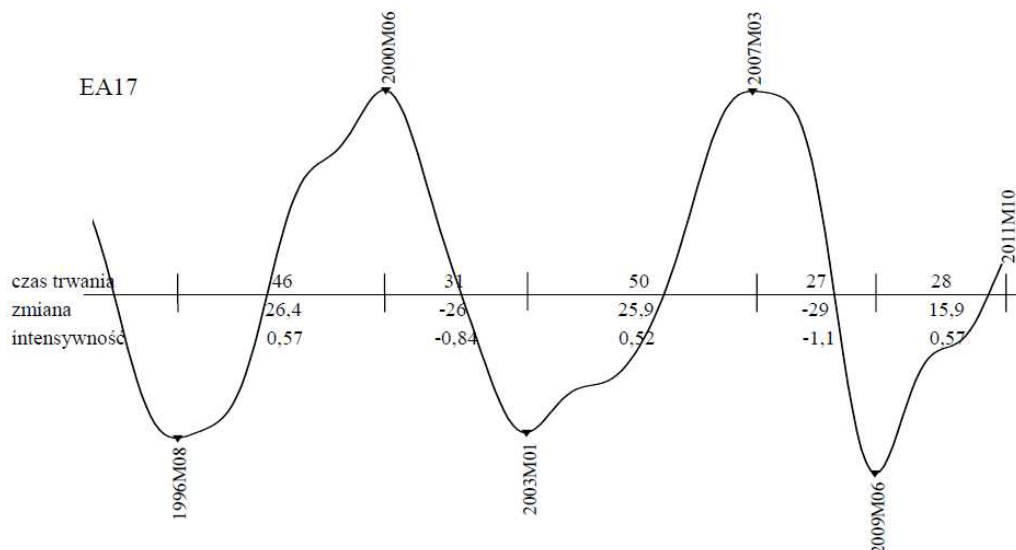
III.9. Koniunktura w budownictwie

Wskaźnik koniunktury w budownictwie (CCI – *construction confidence indicator*) jest obliczany na podstawie dwóch sald zharmonizowanego comiesięcznego badania koniunktury w budownictwie: wielkości zamówień bieżących i spodziewanej wielkości zatrudnienia⁴. Szeregi czasowe CCI pochodzą z bazy danych Eurostatu i IRG SGH, i obejmują okres od stycznia 1995 r. do października 2011 r., za wyjątkiem szeregu CCI Węgier, który rozpoczyna się w styczniu 1996 r.

III.9.1. Wahania cykliczne wskaźnika koniunktury w budownictwie w strefie euro

W przebiegu składnika cyklicznego wskaźnika CCI w strefie euro zidentyfikowaliśmy dwa pełne cykle (T-P-T) o długości 77 miesięcy każdy. Pierwszy trwał od sierpnia 1996 r. do stycznia 2003 r.; drugi zakończył się w czerwcu 2009 r. (rysunek III.9.1.). Załamania koniunktury (w górnych punktach zwrotnych) wyznaczone zostały przez dwa – najsilniejsze w analizowanym okresie – wstrząsy gospodarcze: kryzys internetowy i światowy kryzys gospodarczy i finansowy. Cykle są w miarę regularne, to znaczy czas trwania, amplituda, a w konsekwencji i intensywność ich faz wzrostowych i spadkowych są podobne, przy czym fazy spadkowe są znacznie krótsze od faz wzrostowych. W pierwszym cyklu faza spadkowa trwała o 15 miesięcy krócej niż faza wzrostowa. W drugim cyklu faza spadkowa była niemal dwukrotnie krótsza od fazy wzrostowej. Była zarazem bardziej intensywna niż w pierwszym cyklu z uwagi na większy o 3 pkt. spadek wartości wskaźnika i nieco krótszy okres trwania (o 4 miesiące). Od czerwca 2009 r. koniunktura w budownictwie w strefie euro nieprzerwanie poprawia się. Poprawa jest wyraźna; wartość wskaźnika na końcu próby, tj. w październiku 2011 r. (1,06 pkt.), przewyższyła wartość średnią w próbie (-1,01 pkt.) (patrz tabela III.9.1.). Brak oznak kolejnego załamania skłania do przekonania, że sektor budowlany strefy euro wkracza w okres rozkwitu, którego zakończenia nie należy się spodziewać w ciągu najbliższych kilkunastu miesięcy. Wahania składnika cyklicznego wskaźnika CCI są przedstawione na rysunku III.9.1.

⁴ Więcej w *The joint ...*, s. 19.



Rysunek III.9.1. Składnik cykliczny wskaźnika CCI w strefie euro

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

IV.9.2. *Wahania cykliczne wskaźnika koniunktury w budownictwie w krajach UE*

Komponent cykliczny wskaźnika CCI w strefie euro przyjmujemy za referencyjny w analizie wahań cyklicznych wskaźników koniunktury w budownictwie w wybranych krajach UE. W pięciu z nich, tj. w Czechach, Francji, Włoszech, Polsce i Portugalii, rozpoznano – tak jak w przebiegu zmiennej odniesienia – dwa cykle; w pozostałych krajach – o jeden więcej. Pobieżna choćby ocena graficzna (rysunki III.9.2-13.) zmian cyklicznej składowej wskaźników CCI w poszczególnych krajach nasuwa to spostrzeżenie, że – poza jednym wyjątkiem – podobieństwo przebiegu tych wskaźników do przebiegu zmiennej referencyjnej było znikome, jak i odmienny był przebieg cykliczny każdego ze wskaźników krajowych. Inaczej mówiąc, w każdej z badanych gospodarek cykliczny rytm zmian nastrojów w budownictwie jest osobny. Wspomnianym wyjątkiem jest wskaźnik CCI Francji; punkty zwrotne zmiennej referencyjnej sygnalizował równoległe lub z 1-miesięcznym opóźnieniem (poza drugim górnym), zbliżone są długości kolejnych faz, współczynniki koherencji i korelacji mają wysokie wartości – odpowiednio 9,3 i 9,6 – a przesunięcie fazowe jest niewielkie (0,03) (patrz tabela IV.9.3.). Różnica w przebiegu cyklicznym obu wskaźników

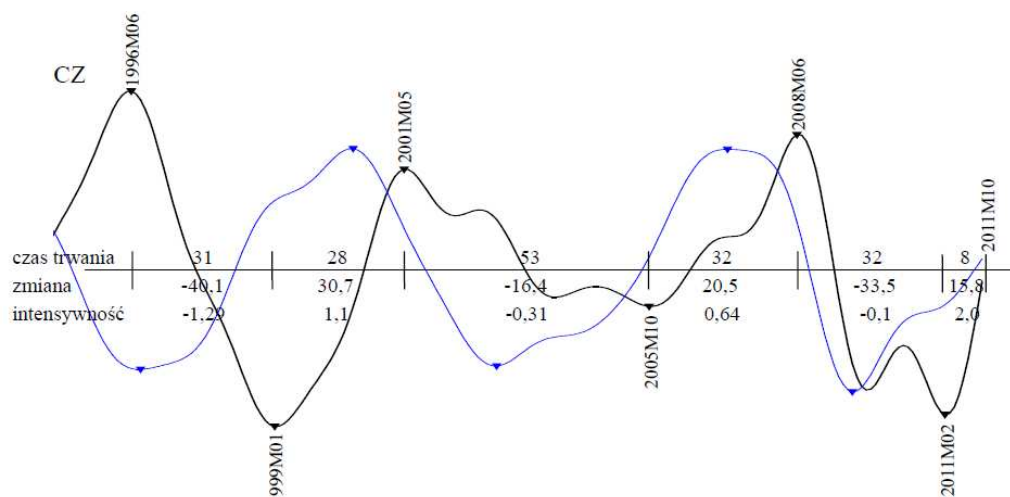
uwidacznia się jedynie w amplitudzie kolejnych faz, która w przypadku CCI Francji jest ponad dwukrotnie wyższa.

Zgodność cyklicznych zmian wskaźników CCI w pozostałych krajach z przebiegiem zmiennej referencyjnej zauważalnie poprawia się w miarę upływu czasu. Jeśliby arbitralnie podzielić cały okres objęty analizą na dwa podokresy oddzielone cezurą rozszerzenia UE (1 maja 2004 r.), to po tej dacie podobieństwo w położeniu punktów zwrotnych jest wyraźnie większe (patrz tabela III.9.2.). Trudno ocenić, czy jest to wynikiem zacieśnienia współpracy gospodarczej w ramach wspólnego obszaru celnego, czy przemożnego wpływu światowego kryzysu finansowego, czy też działania innych czynników. Owo upodobnienie zmian nastrojów w budownictwie, obserwowane w drugiej części próby, przejawia się nie tylko w skróceniu wyprzedzeń/opóźnień w sygnalizacji punktów zwrotnych zmiennej referencyjnej, lecz również w zmniejszeniu różnic w amplitudzie i intensywności zmian wartości wskaźników. To spostrzeżenie nie dotyczy krajów grupy bałtyckiej (Estonia, Litwa, Łotwa), w których osłabienie nastrojów w ostatnim cyklu było bardzo głębokie, dużo głębsze niż we wszystkich pozostałych badanych gospodarkach (szczegółowe informacje w tabeli III.9.1.). Te kraje generalnie charakteryzują się silnymi wahaniami wskaźnika koniunktury w budownictwie. Również głębokie, choć nie tak jak w krajach nadbałtyckich, było załamanie nastrojów w Hiszpanii, Grecji i Portugalii.

W pierwszym natomiast okresie (tj. przed rozszerzeniem UE) zróżnicowanie przebiegu wskaźników CCI w analizowanych krajach jest wysokie. Wyraźnie zaznacza się podział w ich grupie na dwie podgrupy; do pierwszej należy zaliczyć kraje należące do UE przed jej rozszerzeniem, w których zmiany cykliczne CCI przebiegały – ogólnie rzecz biorąc – zgodnie z kierunkiem zmian w strefie euro jako całości. Druga podgrupa obejmuje nowe kraje członkowskie, w których wzorzec wahań cyklicznych w owym czasie był odwrócony, tzn. podczas gdy w strefie euro trwała faza wzrostowa, w krajach tych nastroje w budownictwie słabły, i odwrotnie. Zarazem amplituda i intensywność wahań były dużo większe – z wyjątkiem Węgier i Polski – niż w strefie euro i poszczególnych jej krajach.

Zmiany koniunktury w budownictwie w ostatnim okresie przebiegają w różnych krajach odmiennie. Nastroje w Czechach, Hiszpanii, Grecji, na Węgrzech, we Włoszech, Portugalii i Słowacji poprawiają się podobnie jak w strefie euro ogółem. W Estonii, Francji, na Łotwie i w Polsce tempo polepszenia nastrojów osłabło, co zapowiada ich bliskie załamanie. W Niemczech i na Litwie już ono nastąpiło i rozpoczęła się tym samym kolejna faza spadkowa, która w przypadku Niemiec jest

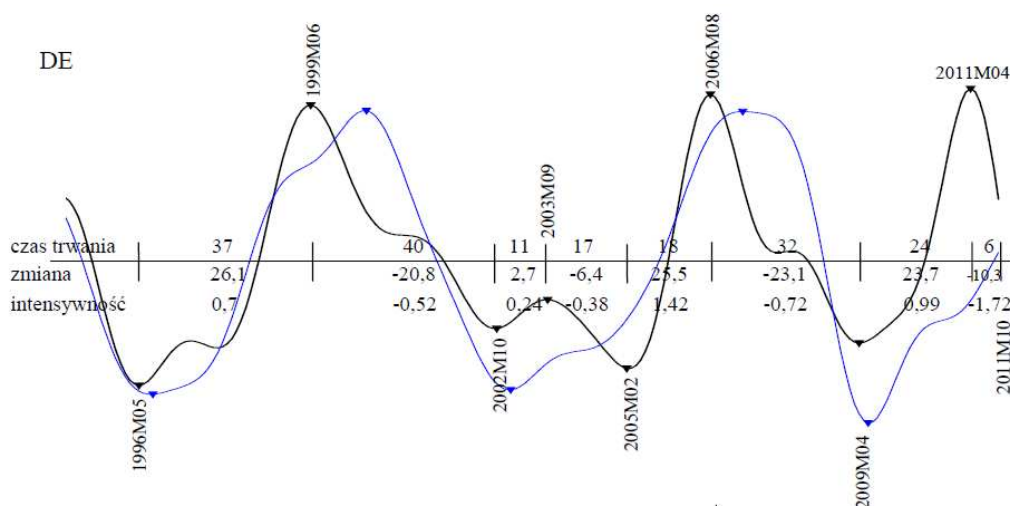
już zaawansowana (wartość wskaźnika koniunktury zbliża się do długookresowej średniej). Wahania składnika cyklicznego wskaźnika ICI w krajach UE są przedstawione na rysunkach III.9.2-13.



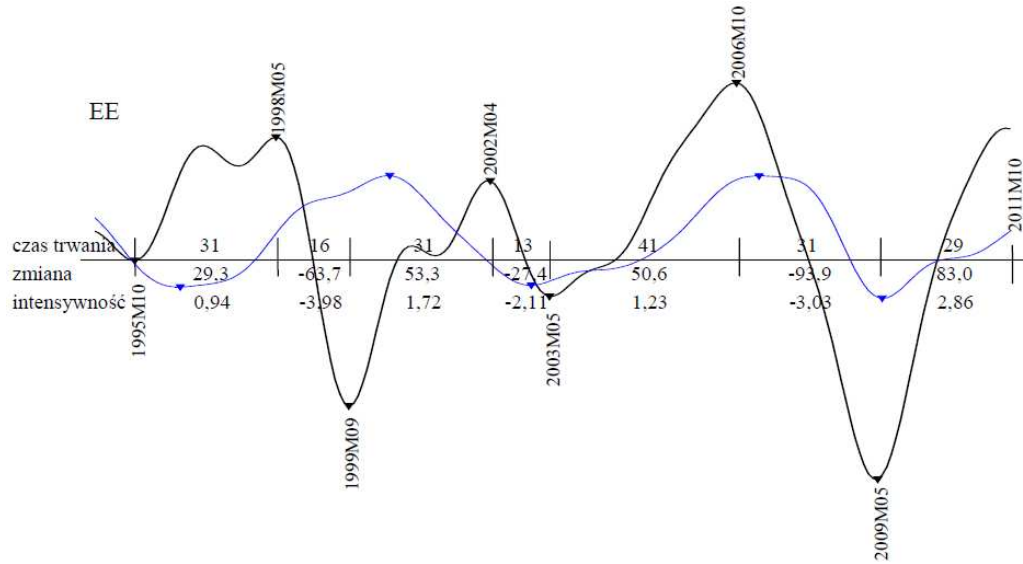
Rysunek III.9.2. Składnik cykliczny wskaźnika CCI w Czechach

Uwagi: linia (grubsza) z etykietami dat punktów zwrotnych – składnik cykliczny CCI w kraju UE, linia (cieńsza) bez etykiet – składnik cykliczny CCI w strefie euro ogółem. Linie zostały tak nałożone na siebie, aby pokazać względne położenie punktów zwrotnych i względne odchylenia (amplitudy). Rysunek nie oddaje wartości absolutnych (brak osi pionowej).

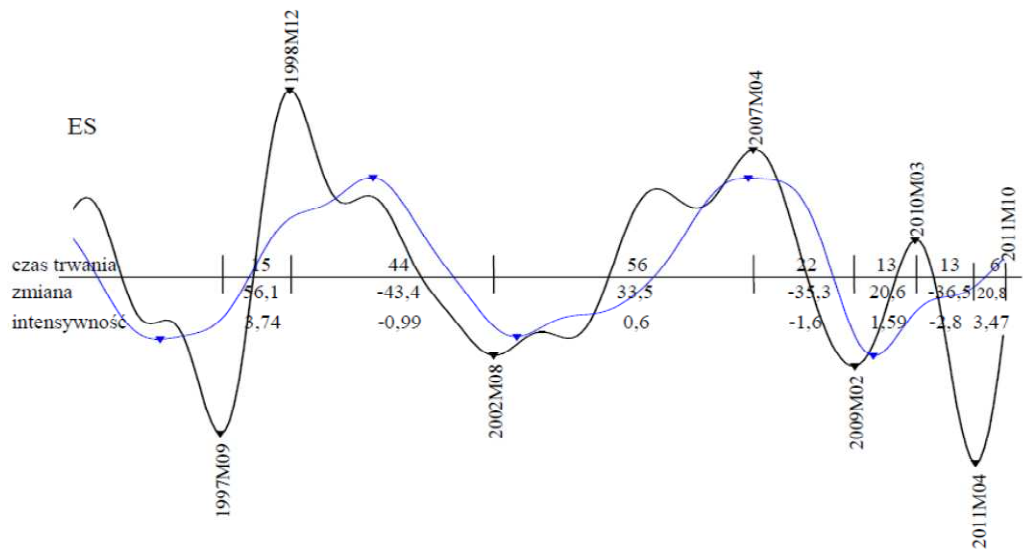
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.



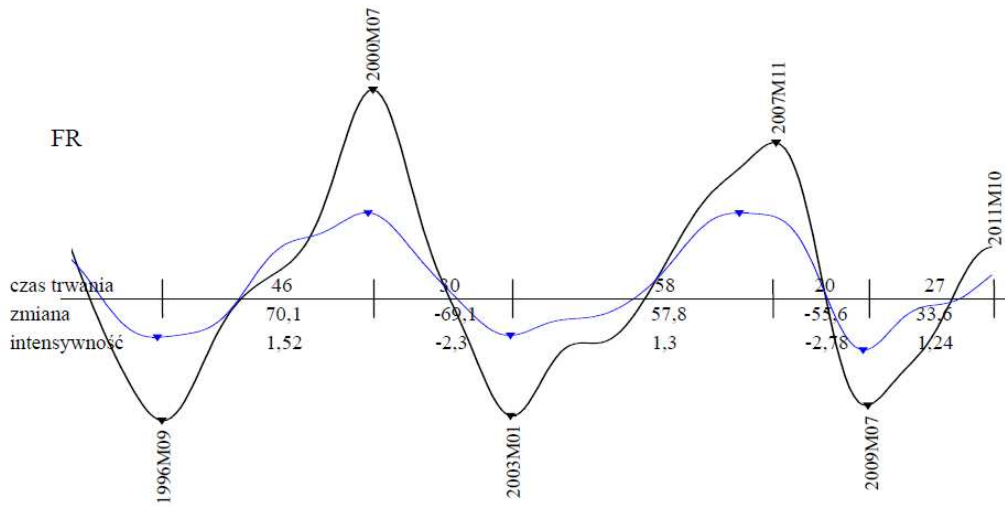
Rysunek III.9.3. Składnik cykliczny wskaźnika CCI w Niemczech



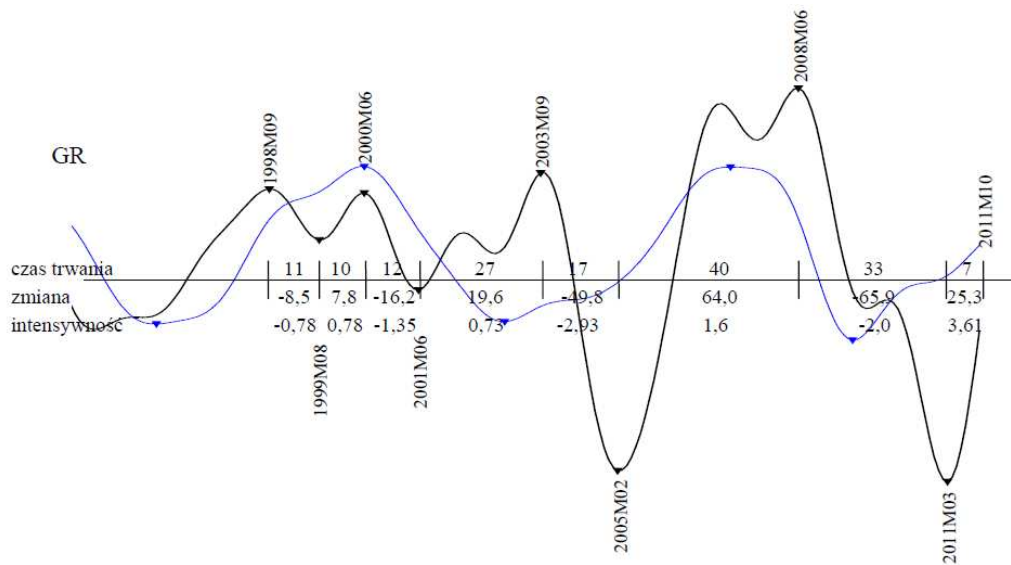
Rysunek III.9.4. Składnik cykliczny wskaźnika CCI w Estonii



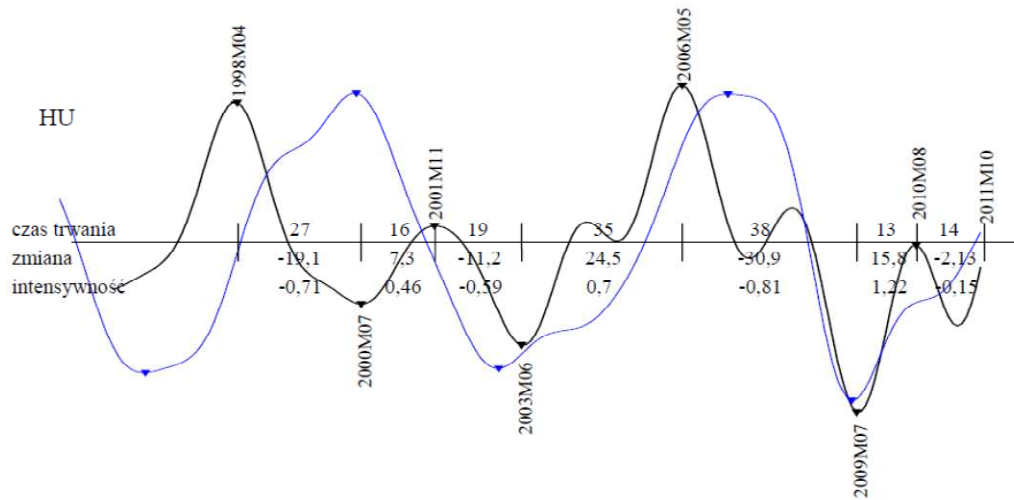
Rysunek III.9.5. Składnik cykliczny wskaźnika CCI w Hiszpanii



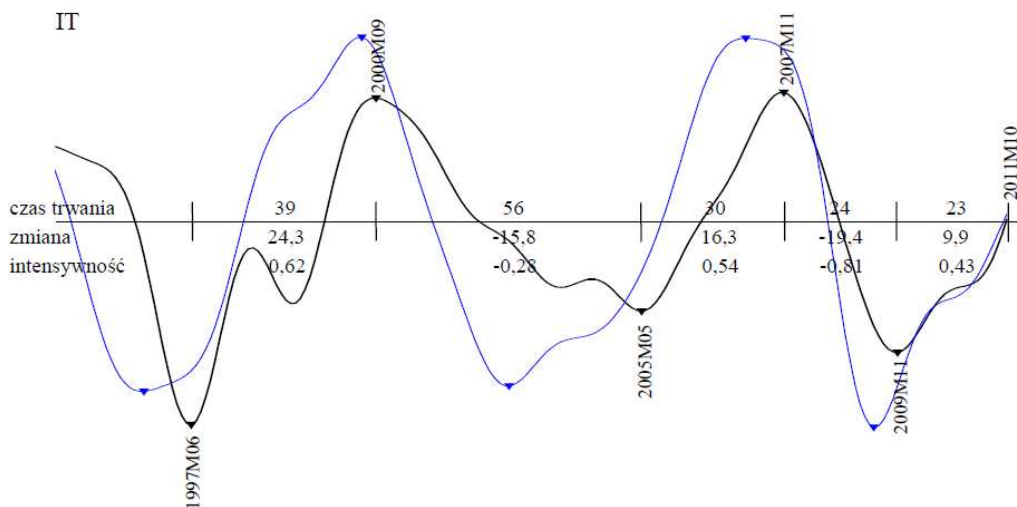
Rysunek III.9.6. Składnik cykliczny wskaźnika CCI we Francji



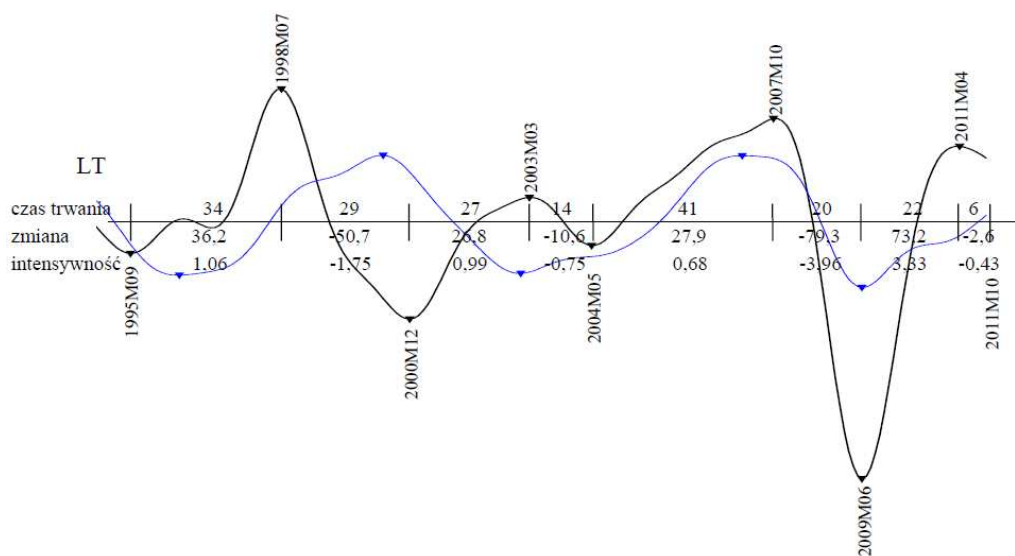
Rysunek III.9.7. Składnik cykliczny wskaźnika CCI w Grecji



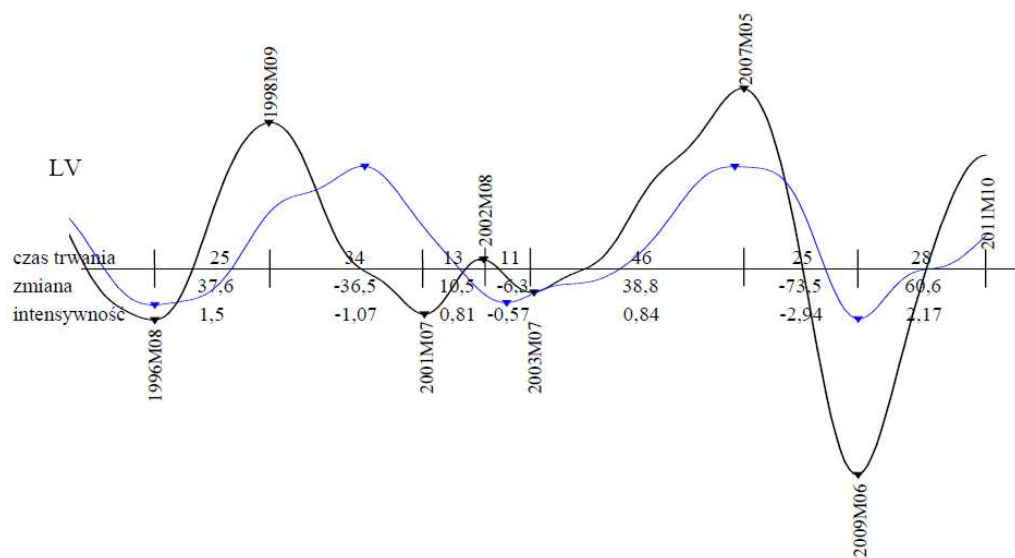
Rysunek III.9.8. Składnik cykliczny wskaźnika CCI na Węgrzech



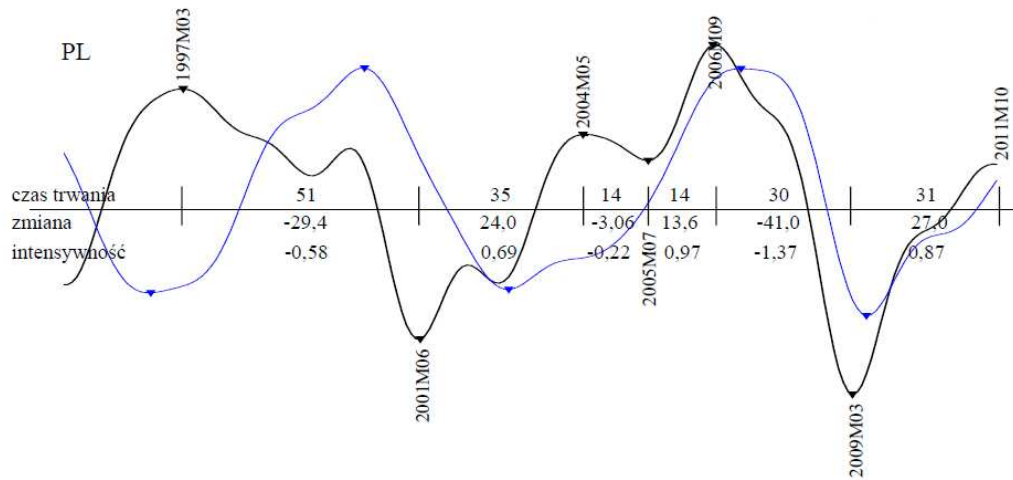
Rysunek III.9.9. Składnik cykliczny wskaźnika CCI we Włoszech



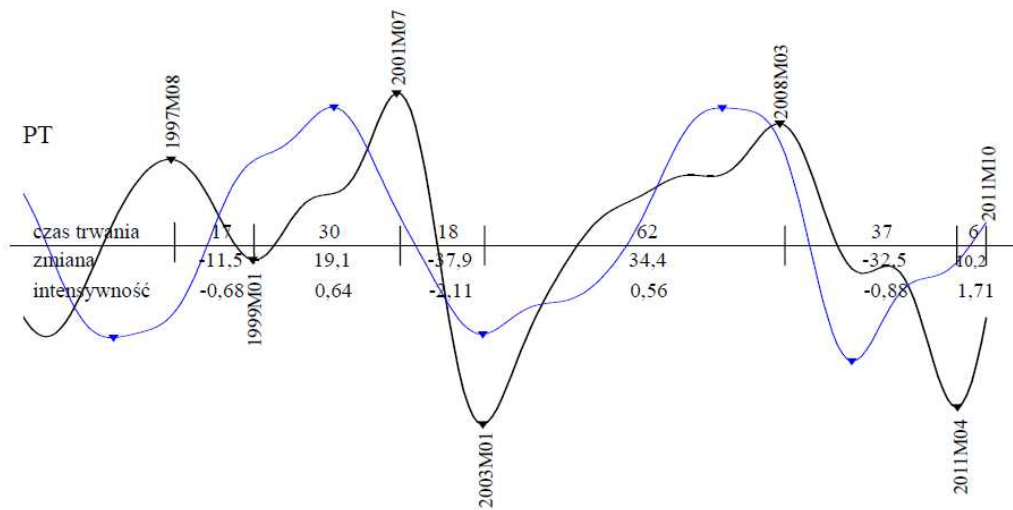
Rysunek III.9.10. Składnik cykliczny wskaźnika CCI na Litwie



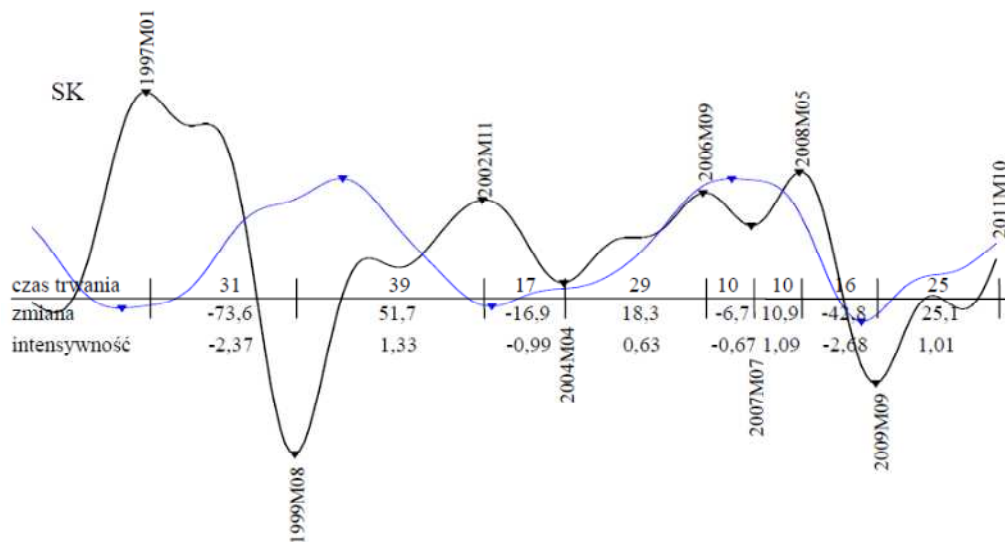
Rysunek III.9.11. Składnik cykliczny wskaźnika CCI na Łotwie



Rysunek III.9.12. Składnik cykliczny wskaźnika CCI w Polsce



Rysunek III.9.13. Składnik cykliczny wskaźnika CCI w Portugalii



Rysunek III.9.14. Składnik cykliczny wskaźnika CCI na Słowacji

Tabela III.9.1. Składnik cykliczny wskaźnika CCI – morfologia

| | obs | min | max | średnia | SD | #T/P | #P | #T | P-P | T-T | UP/sd | UP/sz | UP/si | DN/sd | DN/sz | DN/si |
|------|-----|--------|-------|---------|-------|------|----|----|------|------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| EA17 | 202 | -14,82 | 14,24 | -1,01 | 9,11 | 5 | 2 | 3 | 81,0 | 76,5 | 48,0 | 26,15 | 0,55 | 29,0 | -27,49 | -0,96 |
| CZ | 202 | -18,96 | 21,12 | -0,23 | 10,35 | 6 | 3 | 3 | 71,5 | 72,0 | 30,0 | 25,64 | 0,87 | 38,7 | -29,98 | -0,88 |
| DE | 202 | -11,32 | 16,30 | 0,20 | 7,72 | 8 | 4 | 4 | 46,7 | 51,0 | 22,5 | 19,48 | 0,84 | 29,7 | -16,77 | -0,54 |
| EE | 202 | -57,68 | 36,23 | -0,48 | 22,06 | 7 | 3 | 4 | 5,0 | 53,7 | 34,3 | 44,40 | 1,30 | 20,0 | -61,67 | -3,04 |
| ES | 202 | -32,36 | 28,61 | -1,66 | 13,92 | 7 | 3 | 4 | 67,0 | 53,7 | 28,0 | 36,76 | 1,98 | 26,3 | -38,37 | -1,80 |
| FR | 202 | -29,75 | 40,31 | -2,03 | 19,05 | 5 | 2 | 3 | 88,0 | 76,5 | 52,0 | 63,95 | 1,26 | 25,0 | -62,35 | -2,54 |
| GR | 202 | -38,54 | 27,35 | -1,96 | 16,12 | 8 | 4 | 4 | 38,3 | 45,7 | 25,7 | 30,49 | 1,04 | 18,25 | -35,12 | -1,76 |
| HU | 190 | -15,90 | 14,97 | -0,45 | 6,64 | 7 | 4 | 3 | 48,7 | 53,5 | 21,3 | 15,88 | 0,79 | 28,0 | -20,38 | -0,70 |
| IT | 202 | -14,63 | 10,13 | -0,67 | 6,09 | 5 | 2 | 3 | 86,0 | 74,0 | 34,5 | 20,32 | 0,58 | 40,0 | -17,62 | -0,55 |
| LT | 202 | -56,93 | 28,86 | -0,67 | 17,76 | 8 | 4 | 4 | 50,3 | 54,3 | 31,0 | 41,01 | 1,52 | 21,0 | -46,83 | -2,15 |
| LV | 202 | -44,48 | 29,02 | -1,42 | 16,89 | 7 | 3 | 4 | 51,5 | 50,7 | 28,0 | 28,95 | 1,05 | 23,3 | -38,77 | -1,53 |
| PL | 202 | -24,07 | 16,95 | -0,03 | 9,82 | 6 | 3 | 3 | 56,5 | 46,0 | 24,5 | 18,79 | 0,83 | 31,7 | -24,48 | -0,72 |
| PT | 202 | -22,06 | 15,85 | -0,86 | 9,42 | 6 | 3 | 3 | 63,0 | 73,0 | 46,0 | 26,75 | 0,60 | 24,0 | -27,29 | -1,22 |
| SK | 202 | -41,77 | 31,85 | -0,35 | 15,91 | 8 | 4 | 4 | 44,7 | 39,7 | 26,0 | 26,94 | 1,01 | 18,5 | -35,0 | -1,68 |

Objaśnienia: obs – liczba obserwacji; min – wartość najniższa w pkt, max – wartość najwyższa w pkt, SD – odchylenie standardowe w pkt, #T/P – liczba punktów zwrotnych, #P – liczba górnych punktów zwrotnych, #T – liczba dolnych punktów zwrotnych, P-P – średni czas trwania cyklu, liczonej między górnymi punktami zwrotnymi, T-T – średni czas trwania cyklu, liczonej między dolnymi punktami zwrotnymi, UP/sd – średni czas trwania fazy wzrostowej, UP/sz – średnia zmiana wartości w fazie wzrostowej, UP/si – średnia intensywność w fazie wzrostowej, DN/sd – średni czas trwania fazy spadkowej, DN/sz – średnia zmiana wartości w fazie spadkowej, DN/si – średnia intensywność w fazie spadkowej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

Tabela III.9.3. Składnik cykliczny CCI – miary podobieństwa

| T | | P | | T | | P | | T | | P | | średnie +/- | | T/P | | | |
|--------|-----|--------|-----|--------|----|--------|-------|--------|--------|--------|-------|-------------|--------|-----|-------|------|--------|
| 1996M8 | | 2000M6 | | 2003M1 | | 2007M3 | | 2009M6 | | 2009M6 | | #cykle | | T | | | |
| CZ | 29 | 11 | 33 | 15 | 20 | 0 | 13 | 27,3 | 21,6 | 0 | 13 | 27,3 | 21,6 | 0 | 13 | 27,3 | 21,6 |
| DE | -3 | 12 | -3 | -7 | -2 | 1 | -9,5 | -2,7 | -5,4 | 1 | -9,5 | -2,7 | -5,4 | 1 | -9,5 | -2,7 | -5,4 |
| EE | -10 | 22 | 4 | -5 | -1 | 1 | 8,5 | -2,3 | 2 | 1 | 8,5 | -2,3 | 2 | 1 | 8,5 | -2,3 | 2 |
| ES | 13 | -18 | -5 | 1 | -4 | 1 | -8,5 | 1,3 | -2,6 | 1 | -8,5 | 1,3 | -2,6 | 1 | -8,5 | 1,3 | -2,6 |
| FR | 1 | 1 | 0 | 8 | 1 | 0 | 4,5 | 0,7 | 2,2 | 0 | 4,5 | 0,7 | 2,2 | 0 | 4,5 | 0,7 | 2,2 |
| GR | 36 | 0 | -19 | 15 | 21 | 1 | 7,5 | 12,7 | 10,6 | 1 | 7,5 | 12,7 | 10,6 | 1 | 7,5 | 12,7 | 10,6 |
| HU | - | 17 | 5 | -10 | 1 | 1 | 3,5 | 3 | 3,25 | 1 | 3,5 | 3 | 3,25 | 1 | 3,5 | 3 | 3,25 |
| IT | 10 | 3 | 28 | 8 | 5 | 0 | 5,5 | 14,3 | 10,8 | 0 | 5,5 | 14,3 | 10,8 | 0 | 5,5 | 14,3 | 10,8 |
| LT | -11 | -23 | 16 | 7 | 0 | 1 | -8 | 1,7 | -2,2 | 1 | -8 | 1,7 | -2,2 | 1 | -8 | 1,7 | -2,2 |
| LV | 0 | -21 | 6 | 2 | 0 | 1 | -9,5 | 2 | -2,6 | 1 | -9,5 | 2 | -2,6 | 1 | -9,5 | 2 | -2,6 |
| PL | - | -39 | -19 | -6 | -3 | 0 | -22,5 | -11 | -16,75 | 0 | -22,5 | -11 | -16,75 | 0 | -22,5 | -11 | -16,75 |
| PT | 29 | 13 | 0 | 12 | 22 | 0 | 12,5 | 17 | 15,2 | 0 | 12,5 | 17 | 15,2 | 0 | 12,5 | 17 | 15,2 |
| SK | 36 | 29 | 15 | -6 | 3 | 1 | 11,5 | 18 | 15,4 | 1 | 11,5 | 18 | 15,4 | 1 | 11,5 | 18 | 15,4 |

Objasnienia: P/T – górny/dolny punkt zwrotny, +/- – wyprzedzenie/opóźnienie, #cykle – liczba dodatkowych cykli, średnie +/- – średnie wyprzedzenie/opóźnienie w punktach zwrotnych (górnym, dolnym)/ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

Tabela III.9.2. Składnik cykliczny wskaźnika CCI – punkty zwrotne

| T | | P | | T | | P | | T | | P | | średnie +/- | | T/P | | | |
|--------|-----|--------|-----|--------|----|--------|-------|--------|--------|--------|-------|-------------|--------|-----|-------|------|--------|
| 1996M8 | | 2000M6 | | 2003M1 | | 2007M3 | | 2009M6 | | 2009M6 | | #cykle | | T | | | |
| CZ | 29 | 11 | 33 | 15 | 20 | 0 | 13 | 27,3 | 21,6 | 0 | 13 | 27,3 | 21,6 | 0 | 13 | 27,3 | 21,6 |
| DE | -3 | 12 | -3 | -7 | -2 | 1 | -9,5 | -2,7 | -5,4 | 1 | -9,5 | -2,7 | -5,4 | 1 | -9,5 | -2,7 | -5,4 |
| EE | -10 | 22 | 4 | -5 | -1 | 1 | 8,5 | -2,3 | 2 | 1 | 8,5 | -2,3 | 2 | 1 | 8,5 | -2,3 | 2 |
| ES | 13 | -18 | -5 | 1 | -4 | 1 | -8,5 | 1,3 | -2,6 | 1 | -8,5 | 1,3 | -2,6 | 1 | -8,5 | 1,3 | -2,6 |
| FR | 1 | 1 | 0 | 8 | 1 | 0 | 4,5 | 0,7 | 2,2 | 0 | 4,5 | 0,7 | 2,2 | 0 | 4,5 | 0,7 | 2,2 |
| GR | 36 | 0 | -19 | 15 | 21 | 1 | 7,5 | 12,7 | 10,6 | 1 | 7,5 | 12,7 | 10,6 | 1 | 7,5 | 12,7 | 10,6 |
| HU | - | 17 | 5 | -10 | 1 | 1 | 3,5 | 3 | 3,25 | 1 | 3,5 | 3 | 3,25 | 1 | 3,5 | 3 | 3,25 |
| IT | 10 | 3 | 28 | 8 | 5 | 0 | 5,5 | 14,3 | 10,8 | 0 | 5,5 | 14,3 | 10,8 | 0 | 5,5 | 14,3 | 10,8 |
| LT | -11 | -23 | 16 | 7 | 0 | 1 | -8 | 1,7 | -2,2 | 1 | -8 | 1,7 | -2,2 | 1 | -8 | 1,7 | -2,2 |
| LV | 0 | -21 | 6 | 2 | 0 | 1 | -9,5 | 2 | -2,6 | 1 | -9,5 | 2 | -2,6 | 1 | -9,5 | 2 | -2,6 |
| PL | - | -39 | -19 | -6 | -3 | 0 | -22,5 | -11 | -16,75 | 0 | -22,5 | -11 | -16,75 | 0 | -22,5 | -11 | -16,75 |
| PT | 29 | 13 | 0 | 12 | 22 | 0 | 12,5 | 17 | 15,2 | 0 | 12,5 | 17 | 15,2 | 0 | 12,5 | 17 | 15,2 |
| SK | 36 | 29 | 15 | -6 | 3 | 1 | 11,5 | 18 | 15,4 | 1 | 11,5 | 18 | 15,4 | 1 | 11,5 | 18 | 15,4 |

Objasnienia: r_0 – wartość współczynnika korelacji krzyżowej, r_{max} – wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (-) / opóźnieniu (+) o t_{max} okresów.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

III.10. Handel detaliczny

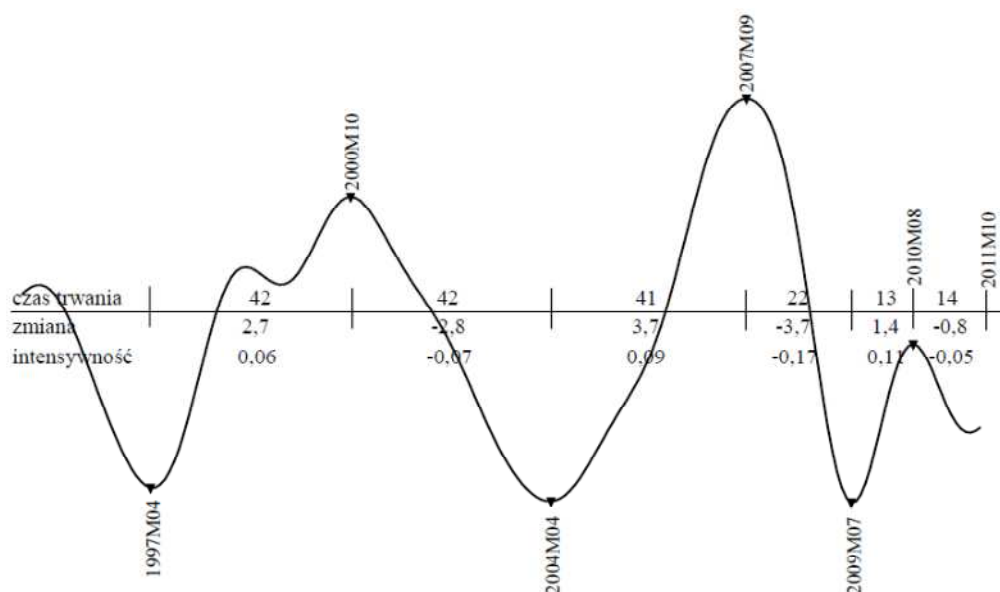
Szeregi dotyczące handlu detalicznego są częścią zbioru statystyk krótkookresowych (STS) publikowanych przez Eurostat we współpracy z krajowymi urzędami statystycznymi państw członkowskich UE. Statystyki handlu detalicznego wykorzystane w niniejszym badaniu dotyczą sekcji G klasyfikacji NACE (odpowiednik PKD2007), działu 47 (handel detaliczny, z wyłączeniem handlu detalicznego pojazdami samochodowymi) i obejmują sprzedaż detaliczną prowadzoną w niewyspecjalizowanych sklepach, sprzedaż detaliczną żywności, napojów i wyrobów tytoniowych prowadzoną w wyspecjalizowanych sklepach, sprzedaż detaliczną: paliw do pojazdów silnikowych na stacjach paliw, narzędzi technologii informacyjnej i komunikacyjnej prowadzoną w wyspecjalizowanych sklepach, artykułów użytku domowego prowadzoną w wyspecjalizowanych sklepach, wyrobów związanych z kulturą i rekreacją prowadzoną w wyspecjalizowanych sklepach, pozostałych wyrobów prowadzoną w wyspecjalizowanych sklepach, a także sprzedaż detaliczną prowadzoną na straganach i targowiskach oraz prowadzoną poza siecią sklepową, straganami i targowiskami. Wykorzystany wolumen w cenach stałych 2005 r. został policzony w oparciu o informacje dotyczące obrotów w handlu detalicznym w cenach bieżących i odpowiedni deflator.

Szeregi sprzedaży detalicznej były dostępne dla wszystkich badanych krajów, przy czym w przypadku Czech pierwsza dostępna obserwacja pochodzi ze stycznia 1996 r., dla Litwy i Estonii ze stycznia 1998 r., a dla Łotwy, ze stycznia 2000 r.

III.10.1. *Wahania cykliczne sprzedaży detalicznej w strefie euro*

W badanej próbie w przebiegu komponentu cyklicznego szeregu sprzedaży detalicznej w strefie euro zidentyfikowano dwa pełne cykle. Licząc cykle między dolnymi punktami zwrotnymi, pierwszy trwał od kwietnia 1997 r. do kwietnia 2004 r., drugi, prawie dwa razy krótszy, trwał od kwietnia 2004 r. do lipca 2007 r. Przyjmując z kolei konwencję identyfikacji cyklu na podstawie odległości między górnymi punktami zwrotnymi, pierwszy trwał od października 2000 r. do września 2007 r., drugi od września 2007 r. do sierpnia 2010 r. Ostatnia faza wzrostowa w przebiegu badanego szeregu trwała od lipca 2009 do sierpnia 2010 i od tego górnego punktu zwrotnego do ostatniej dostępnej obserwacji obserwujemy już fazę spadkową. Około sierpnia 2011 r. w badanym szeregu dla strefy euro zarysowała się zmiana wskazująca na kolejny dolny punkt zwrotny, jednak z uwagi na to, że w analizie wykorzystano szeregi do października 2011 r., długość obserwacji po tym okresie była niewystarczającą, by można to było stwierdzić formalnie.

Porównując przebieg komponentu cyklicznego sprzedaży detalicznej z przebiegiem cyklicznego komponentu PKB dla strefy euro trudno jest jednoznacznie stwierdzić, który szereg był wyprzedzający, a który opóźniony względem drugiego. Dla pierwszych trzech punktów zwrotnych wyprzedzającym szeregiem był cykliczny komponent PKB (o ok. 1-2 kwartały), potem, dla dwóch kolejnych punktów zwrotnych, to wahania cykliczne sprzedaży detalicznej wyprzedzały cykl PKB. W końcu próby dla szeregu komponentu cyklicznego sprzedaży detalicznej zidentyfikowano dodatkowy górny punkt zwrotny, którego nie stwierdzono w przebiegu cyklu PKB. Co ciekawe, w obu szeregach nie stwierdzono formalnie wystąpienia dodatkowych punktów zwrotnych w okresie kryzysu rosyjskiego i tzw. szoku akcesyjnego. Zidentyfikowane wspólne fazy spadkowe przypadały na okres związany z kryzysem wynikającym z pęknięcia „banki internetowej” oraz okres ostatniego globalnego kryzysu finansowego. Wahania komponentu cyklicznego sprzedaży detalicznej w strefie euro są przedstawione na rysunku III.10.1.



Rysunek III.10.1. Składnik cykliczny indeksu RS w strefie euro

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Porównując przebieg wahań cyklicznych sprzedaży detalicznej w strefie euro z przebiegiem jakościowego szeregu reprezentującego wahania wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym dla tego obszaru walutowego można zauważyć większą zmienność szeregu jakościowego i intensywność jego wahań. Reakcje ankietowanych

menagerów były wyprzedzające względem danych ilościowych i to wyprzedzenie wydaje się być większe dla dolnych punktów zwrotnych (od 5 do 19 miesięcy) niż dla górnych punktów zwrotnych (od 1 do 2 miesięcy). Wyjątkiem jest ostatni górny punkt zwrotny zidentyfikowany dla obu szeregów, gdzie to szereg ilościowy o 5 miesięcy wyprzedził szereg jakościowy. Dodatkową, istotną różnicą w przebiegu obu szeregów jest reakcja na kryzys rosyjski. Nastroje ankietowanych w tym okresie menagerów zmieniły się bardzo silnie, co skutkowało dodatkowymi dwoma punktami zwrotnymi, podczas gdy twarde dane ilościowe zmieniły się tylko w niewielkim stopniu, zbyt małym, by przerwać trwającą od kwietnia 1997 r. fazę wzrostową.

W przebiegu komponentu cyklicznego handlu detalicznego w strefie euro w okresie od stycznia 1995 do października 2011 r. zidentyfikowano trzy fazy wzrostowe i trzy spadkowe, przy czym ta ostatnia faza spadkowa jeszcze się nie zakończyła. Długość trwania zidentyfikowanych faz była średnio taka sama (32 miesiące). Warto jednak zauważyć, że na początku badanej próby zarówno fazy wzrostowe, jak i spadkowe, były zdecydowanie dłuższe od średniej (o ok. 10 miesięcy), by w drugiej części próby ulec wyraźnemu skróceniu (też o ok. 10 miesięcy).

Zmianie ulegały również amplitudy wahań cyklicznych analizowanego szeregu. W pierwszej połowie próby wynosiły one ok. 2,6-2,8 pkt. proc. Potem, w okresie poprzedzającym globalny kryzys finansowy oraz w fazie spadkowej będącej jego konsekwencją, amplitudy wahań wyraźnie wzrosły – do ok. 3,7 pkt. proc. Uwzględniając dodatkowo wspomniane wcześniej skrócenie faz wahań cyklicznych, okres ten charakteryzuje również największa intensywność wahań. Od fazy wzrostowej zidentyfikowanej po kryzysie finansowym amplitudy wahań cyklicznych sprzedaży detalicznej znowu maleją, skraca się również długość faz.

III.10.2. *Wahania cykliczne sprzedaży detalicznej w krajach UE*

Porównanie wahań cyklicznych sprzedaży detalicznej w badanej grupie krajów UE wskazuje, że w obserwowanym przedziale czasowym ich zróżnicowanie jest stosunkowo duże. Wysokie współczynniki korelacji i koherencji z szeregiem referencyjnym, przy tej samej ilości zidentyfikowanych cykli mają tylko Hiszpania i Francja, przy czym w przypadku obu tych krajów punkty zwrotne pojawiają się średnio jeden miesiąc wcześniej niż w przypadku szeregu reprezentującego zagregowane wahania cykliczne sprzedaży detalicznej w strefie euro. Dla Francji wyprzedzenie to jest wyraźne na początku badanego okresu, wraz z kolejnymi obserwacjami nie jest już takie jednoznaczne. Przykładowo, dwa ostatnie górne punkty zwrotne były opóźnione względem punktów zwrotnych strefy euro o odpowiednio 2 i 5 miesięcy. Z pozostałej grupy krajów wysoki stopień synchronizacji z wahaniami

cyklicznymi sprzedaży detalicznej w strefie euro mają również badane szeregi dla Estonii i Łotwy, z tym że w przypadku tych dwóch krajów, z uwagi na krótszą próbę, zidentyfikowano o jeden cykl mniej niż w szeregu referencyjnym. W przypadku innych badanych państw synchronizacja wahań jest już mniejsza. Pewną poprawę dla obliczonych statystyk uzyskujemy dopiero po przesunięciu punktów zwrotnych uwzględniając średnią wartość opóźnienia/wyprzedzenia. W grupie krajów wyprzedzających średnio wahania cykliczne sprzedaży detalicznej w strefie euro zidentyfikowano Niemcy, Węgry, Włochy, Polskę i Portugalie. W przypadku pozostałych państw stwierdzono opóźniony charakter wahań szeregów krajowych względem szeregu referencyjnego. Prezentowane w tabeli III.10.2. wyniki dotyczące średnich wyprzedzeń/opóźnień mogą być jednak częściowo obciążone inną ilością zidentyfikowanych punktów zwrotnych (w przypadku Niemiec, czy Włoch o dwa więcej niż w szeregu referencyjnym). Czechy i Polska należą do grupy krajów, dla których synchronizacja wahań cyklicznych jest najmniejsza.

Analiza zidentyfikowanego przebiegu wahań cyklicznych sprzedaży detalicznej w badanej grupie państw pokazuje też na zróżnicowanie reakcji tej kategorii ekonomicznej w odpowiedzi na szoki. Przykładowo, okres kryzysu rosyjskiego pozwala na formalne wyodrębnienie dodatkowych punktów zwrotnych w kształtowaniu się danych ilościowych dla Czech, Niemiec, Grecji, Włoch, Litwy, Łotwy i Estonii (dla ostatnich państw z uwagi na krótszą próbę wnioski w tym okresie nie są jednoznaczne, jednak przebieg szeregu wskazuje na reakcję na kryzys rosyjski). Co ciekawe, w Hiszpanii i Portugalii, gdzie w tym okresie obserwowaliśmy głębokie załamanie ocen koniunktury w handlu detalicznym, zmienne ilościowe pokazały jedynie niewielkie zmiany, które formalnie nie skutkowały dodatkowymi punktami zwrotnymi. Podobną sytuację mamy w przypadku Polski, dla której cykl sprzedaży detalicznej w tym okresie znajdował się w silnej fazie wzrostowej zapoczątkowanej w sierpniu 1996 r. Bark dodatkowych punktów zwrotnych w okresie kryzysu rosyjskiego dotyczy również szeregu referencyjnego, pomimo istotnego wpływu tego załamania na dane jakościowe dotyczące ocen koniunktury w handlu detalicznym w strefie euro.

Kolejnym szokiem, który można zidentyfikować w analizowanym przedziale czasowym jest kryzys wywołany pęknięciem bańki internetowej. O ile w przypadku danych jakościowych dotyczących oceny koniunktury w handlu detalicznym reakcja na ten szok była względnie zsynchronizowana, to w przypadku danych ilościowych sytuacją jest nieco inna. Szereg referencyjny wskazał, że górny punkt zwrotny w przebiegu wahań cyklicznych sprzedaży detalicznej w tym okresie miał miejsce października 2000 r. W okolicach tego punktu zidentyfikowano też górne punkty

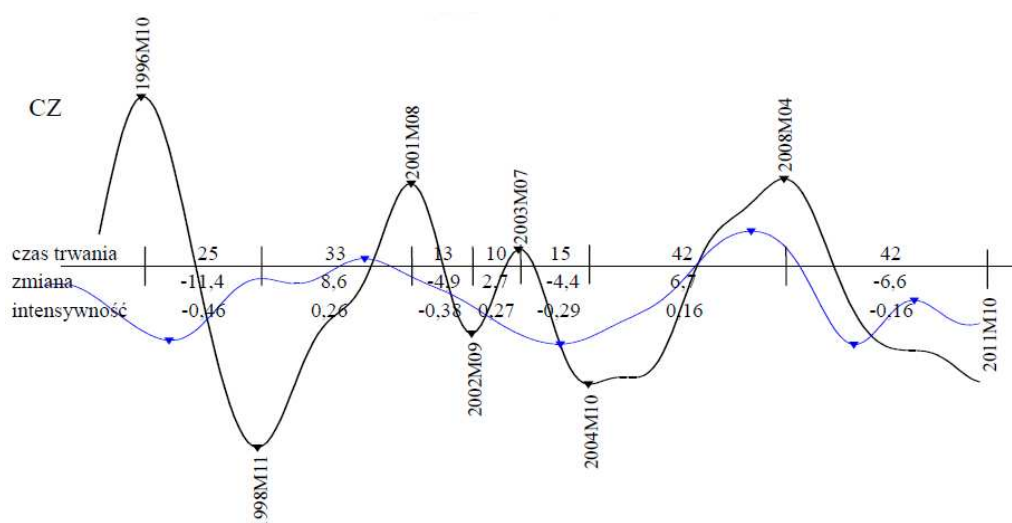
zwrotne dla Niemiec, Hiszpanii, Grecji, Litwy i Łotwy. Jest też jednak duża grupa krajów, gdzie górny punkt zwrotny wystąpił ok. rok wcześniej (Francja, Węgry, Polska, Słowacja). W Czechach, podobnie jak w przypadku szeregu jakościowego, zanotowano silne opóźnienie w rozpoczęciu fazy spadkowej względem szeregu referencyjnego (o 10 miesięcy). Estonia i Włochy zdają się w tym okresie być pod wpływem jakichś zmian lokalnych, bo górny punkt zwrotny pojawia się dla tych państw dopiero w kwietniu i grudniu 2002 roku.

Okolice tzw. szoku akcesyjnego, to praktycznie dla wszystkich badanych krajów okres rozpoczęcia się najsilniejszej w badanym okresie fazy wzrostowej. W przypadku szeregu referencyjnego, rozpoczęła się ona od kwietnia 2004 r., dla pozostałych państw dolny punkt zwrotny był blisko szeregu referencyjnego. Pierwsze z badanych państw europejskich, w którym zauważono poprawę koniunktury w handlu detalicznym w tym okresie są Niemcy, gdzie dolny punkt zwrotny wystąpił już w maju 2003 r. Tak wczesne pojawienie się fazy wzrostowej w Niemczech może być również związane z silną fazą wzrostową wahań cyklicznych handlu detalicznego w Stanach Zjednoczonych, która rozpoczęła się w grudniu 2002 r. Pewną anomalię wahań w tym okresie względem pozostałych państw wykazuje komponent cykliczny sprzedaży detalicznej w Polsce. Jest to jedyny z badanych krajów, dla którego w 2004 r. zanotowano górny punkt zwrotny. Wahania cykliczne sprzedaży detalicznej w kwietniu weszły w krótki okres fazy spadkowej, podczas gdy w innych państwach obserwowano silną fazę wzrostową. Faza spadkowa w Polsce skończyła się w maju 2005 r., cztery miesiące wcześniej od zakończenia silnej fazy spadkowej w Hiszpanii trwającej nieprzerwanie od maja 2000 r.

Globalny kryzys finansowy to okres niemal równoczesnego rozpoczęcia silnej fazy spadkowej w przebiegu wahań cyklicznych sprzedaży detalicznej we wszystkich badanych krajach. Dla szeregu referencyjnego górny punkt zwrotny miał miejsce we wrześniu 2007 r. i praktycznie w odstepie +/- kwartału wystąpił on we wszystkich badanych krajach. Nieco wcześniej fazę spadkową dla cyklu sprzedaży detalicznej zaobserwowano w Niemczech i na Węgrzech, podobnie jak to miało miejsce w danych jakościowych dotyczących koniunktury w handlu detalicznym. O ile ta wcześniejsza faza spadkowa mogła wynikać z jakichś czynników lokalnych, to również dla tych państw w 2007 r. widzimy wyraźne dodatkowe załamanie, które jednak w ramach przyjętej procedury nie mogło zostać stwierdzone formalnie jako kolejny punkt zwrotny. Najpóźniej faza wzrostowa w handlu detalicznym załamała się w Grecji, Czechach, Portugalii, na Litwie i na Słowacji (pierwsza połowa 2008 r.).

Przeprowadzone badanie wskazuje, że w przypadku niektórych badanych krajów okres globalnego kryzysu finansowego wcale nie był najgłębszą i najbardziej intensywną fazą spadkową komponentu cyklicznego w handlu detalicznym. Przykładowo, dla Czech silniejsza była faza spadkowa między październikiem 1996 r. a listopadem 1998. W Niemczech, Włoszech, Portugalii i w Polsce równie silne załamanie obserwowano w okresie kryzysu dot-com (w przypadku cyklu w handlu detalicznym w Polsce, było ono nawet silniejsze niż skutki globalnego kryzysu finansowego).

Poza Polską, Czechami i Słowacją, we wszystkich badanych krajach po załamaniu spowodowanym globalnym kryzysem finansowym zidentyfikowano już kolejny dolny punkt zwrotny. W przypadku Hiszpanii, Portugalii, Włoch i Francji zainicjował on jednak bardzo krótką fazę wzrostową, która zakończył górny punkt zwrotny zidentyfikowany w okresie od marca 2010 r. do stycznia 2011 r. Od tego okresu we wspomnianych krajach, podobnie jak w przypadku szeregu referencyjnego, obserwujemy fazę spadkową wahań koniunktury w handlu detalicznym. W pozostałych krajach poza wymienionymi w niniejszym akapicie trwa faza wzrostowa.

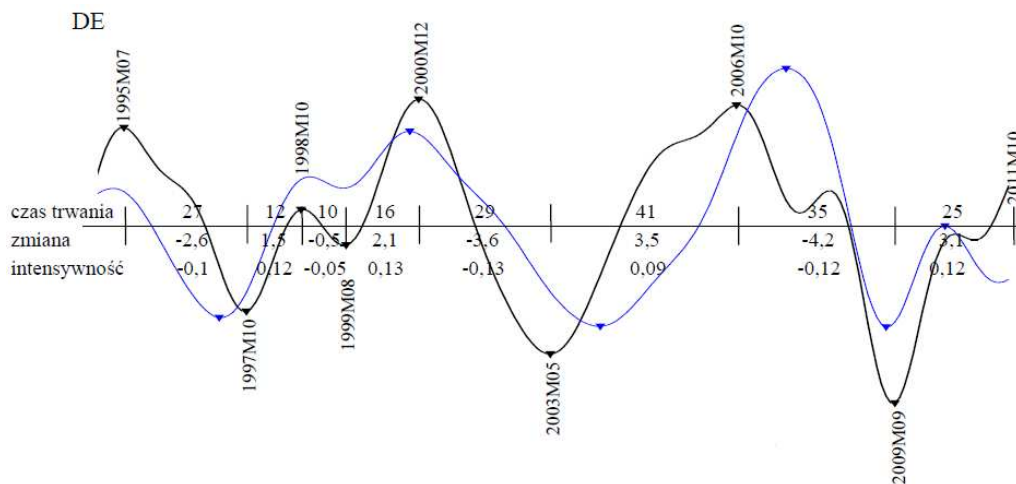


Rysunki III.10.2. Składnik cykliczny indeksu RS w Czechach

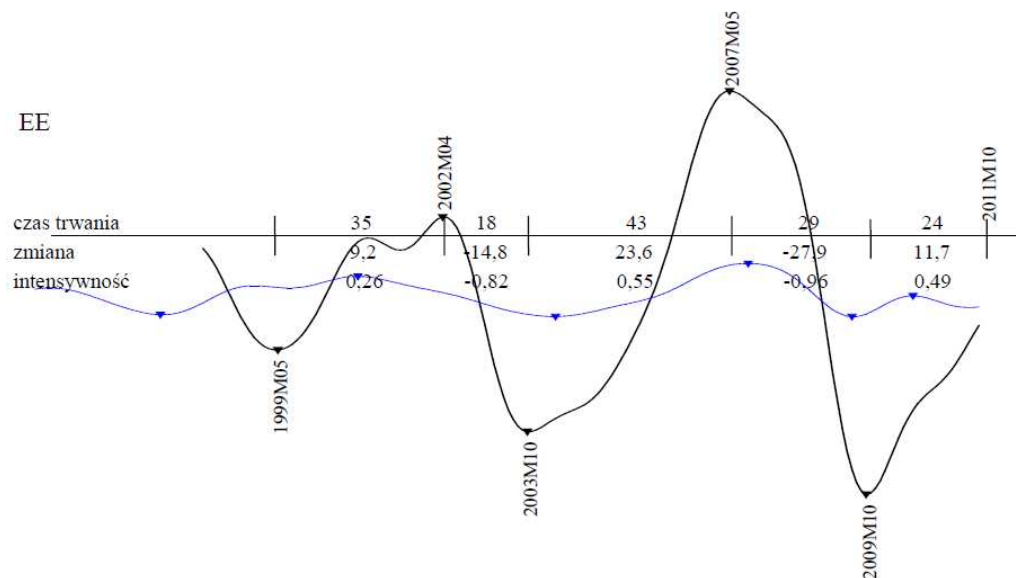
Uwagi: linia (grubsza) z etykietami dat punktów zwrotnych – składnik cykliczny RS w kraju UE, linia (cieńsza) bez etykiet – składnik cykliczny RS w strefie euro ogółem. Linie zostały tak nałożone na siebie, aby pokazać względne położenie punktów zwrotnych i względne odchylenia (amplitudy). Rysunek nie oddaje wartości absolutnych (brak osi pionowej).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

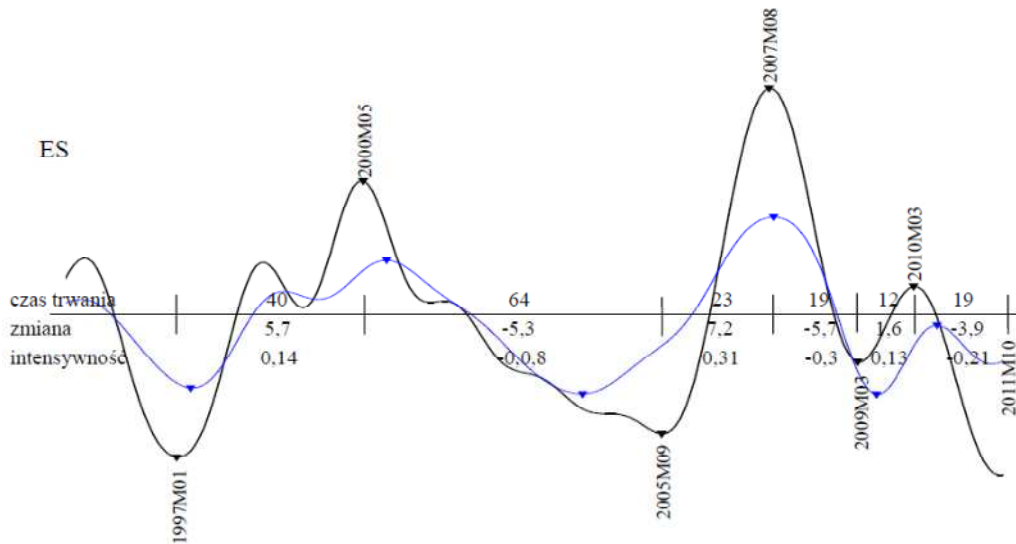
Przebieg wahań cyklicznych w handlu detalicznym dla państw członkowskich UE objętych niniejszym badaniem pokazany jest na rysunkach III.10.2-14., natomiast szczegółowe informacje dotyczące lokalizacji punktów zwrotnych, wartości ekstremalnych, czasie trwania poszczególnych faz, czy miarach synchronizacji wahań cyklicznych takich jak korelacja i koherencja zawarte są w tabelach III.10.1-3.



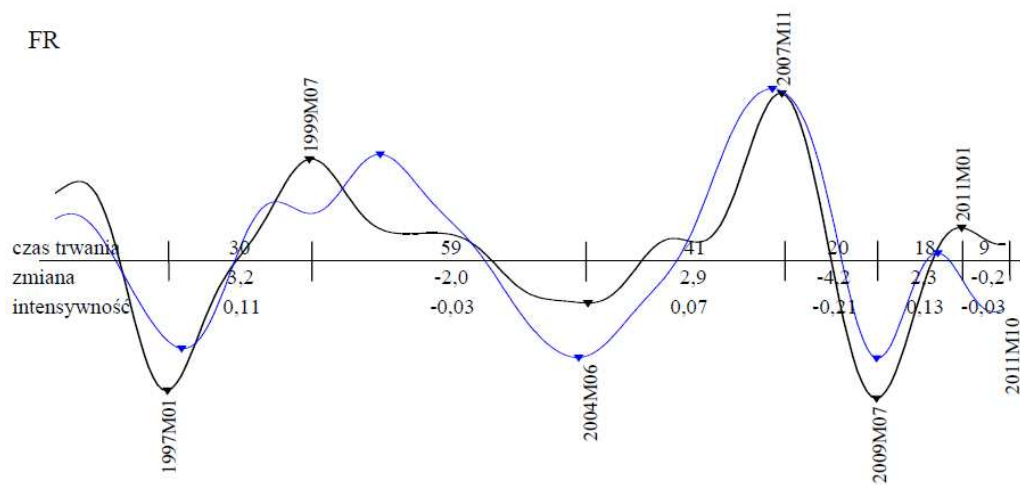
Rysunki III.10.3. Składnik cykliczny indeksu RS w Niemczech



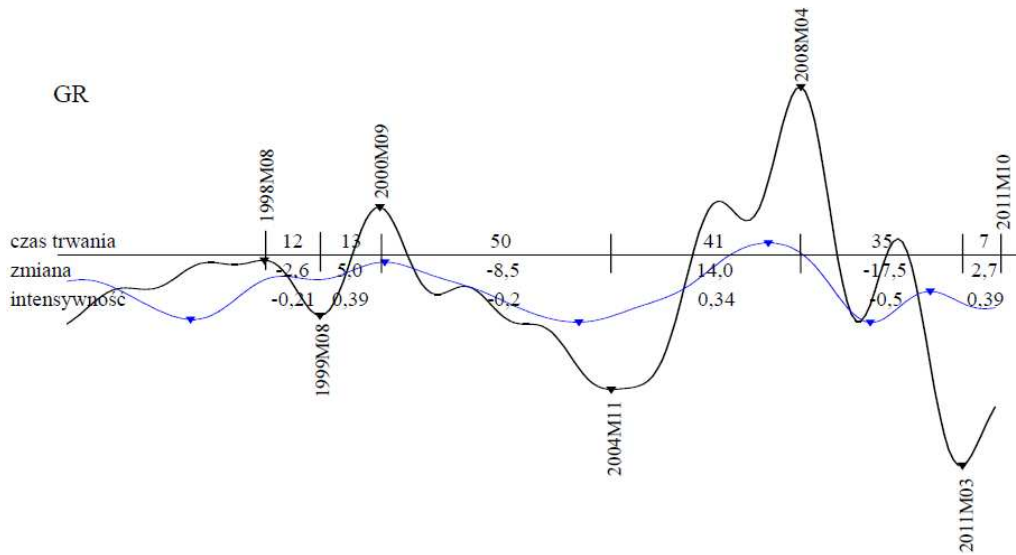
Rysunki III.10.4. Składnik cykliczny indeksu RS w Estonii



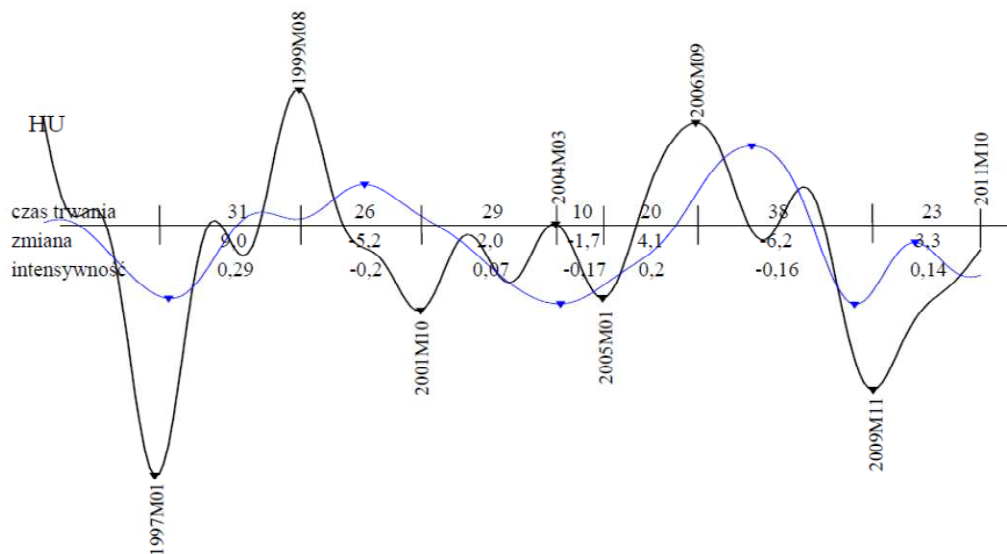
Rysunki III.10.5. Składnik cykliczny indeksu RS w Hiszpanii



Rysunki III.10.6. Składnik cykliczny indeksu RS we Francji

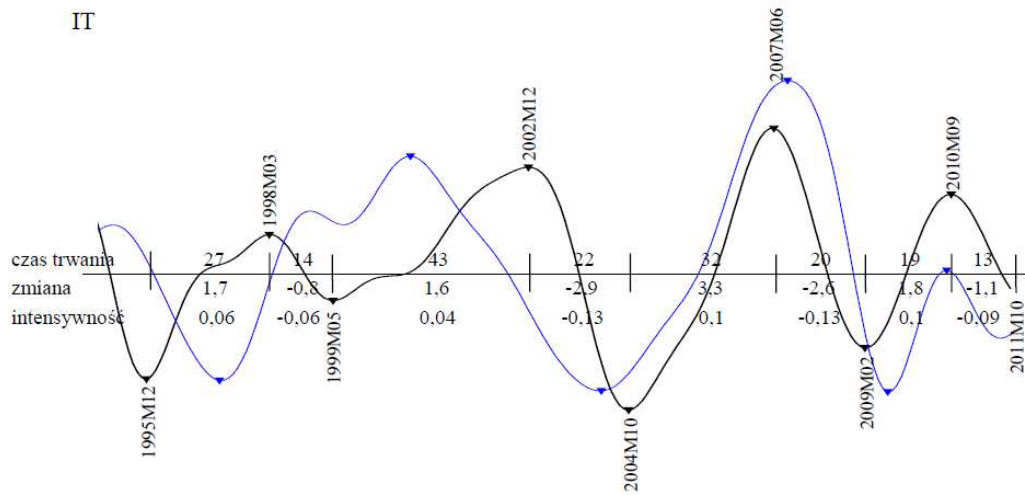


Rysunki III.10.7. Składnik cykliczny indeksu RS w Grecji



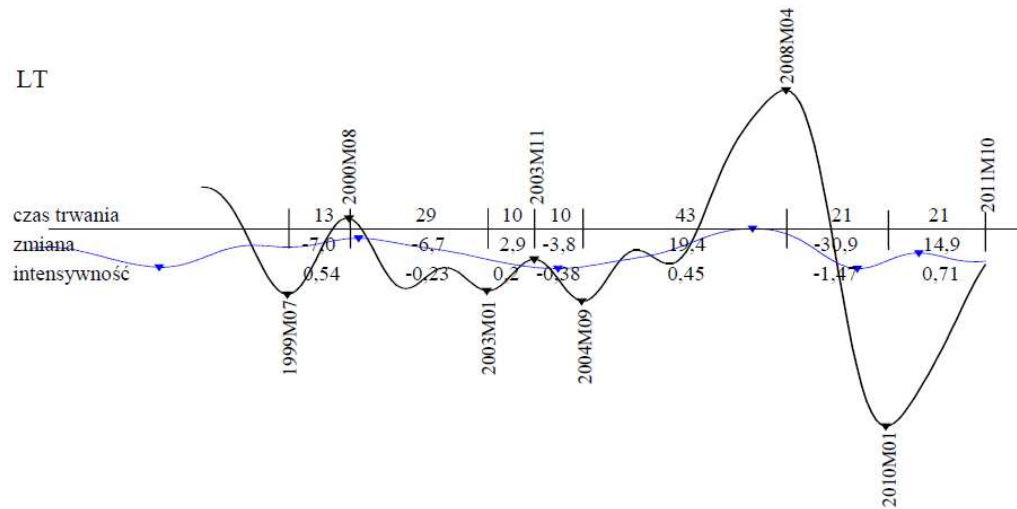
Rysunki III.10.8. Składnik cykliczny indeksu RS na Węgrzech

IT

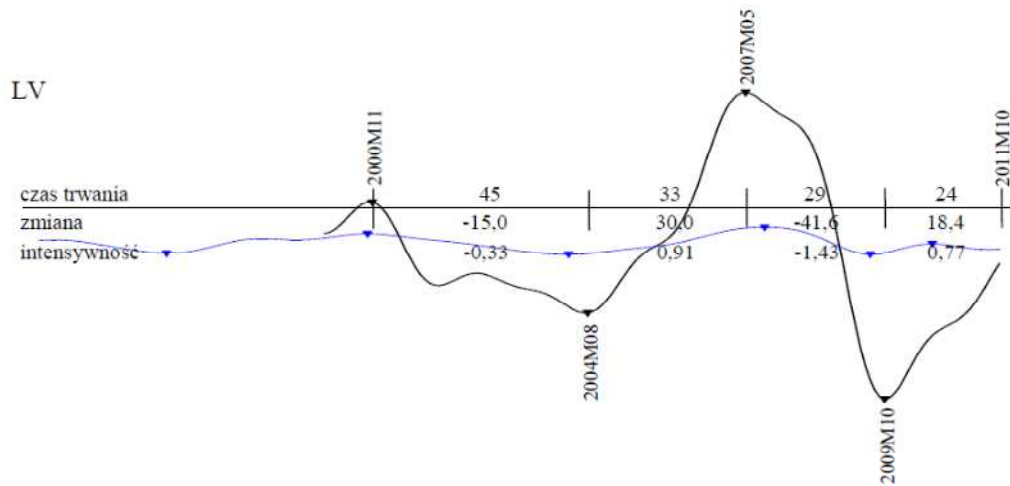


Rysunki III.10.9. Składnik cykliczny indeksu RS we Włoszech

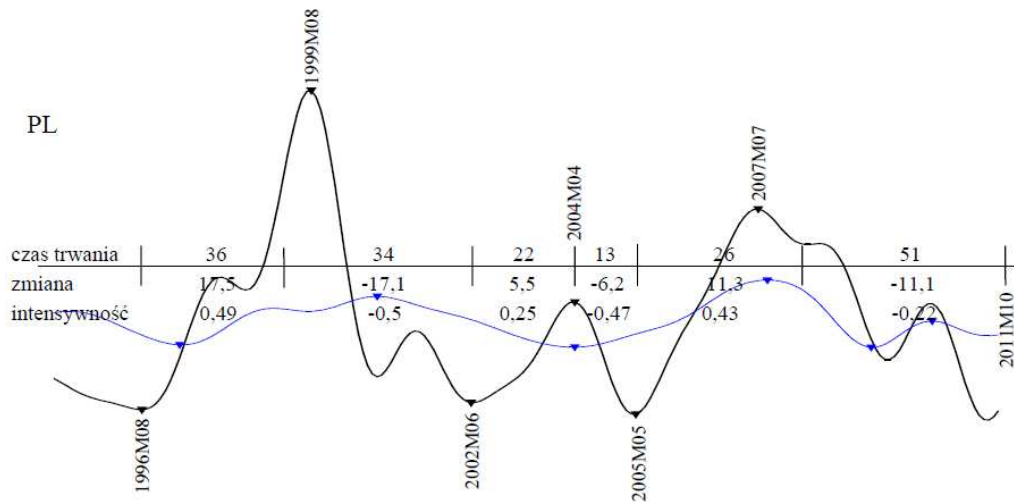
LT



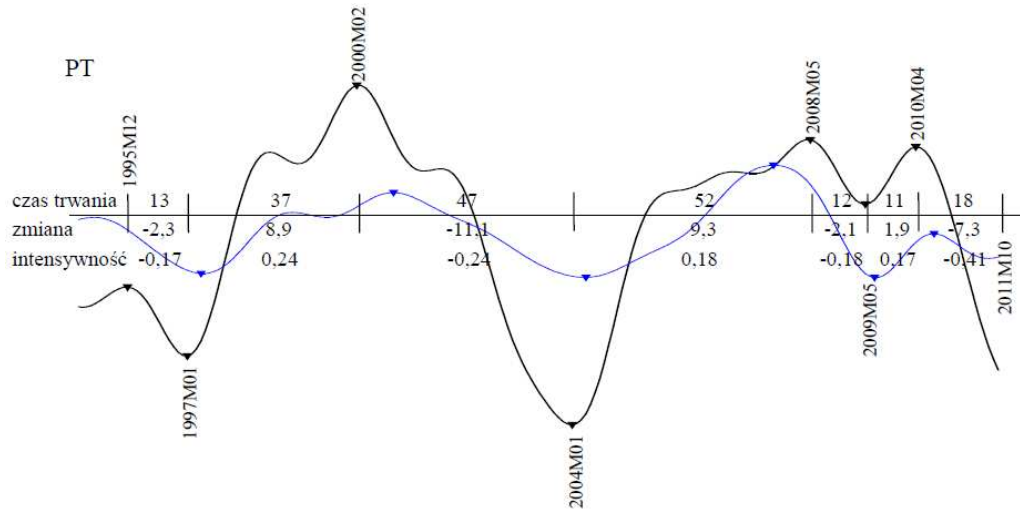
Rysunki III.10.10. Składnik cykliczny indeksu RS na Litwie



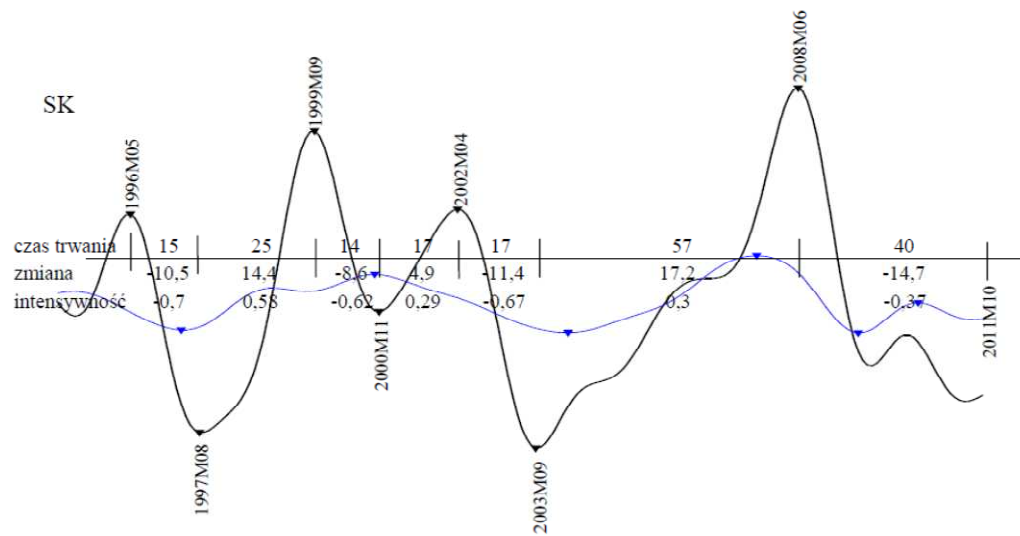
Rysunki III.10.11. Składnik cykliczny indeksu RS na Łotwie



Rysunki III.10.12. Składnik cykliczny indeksu RS w Polsce



Rysunki III.10.13. Składnik cykliczny indeksu RS w Portugalii



Rysunki III.10.14. Składnik cykliczny indeksu RS na Słowacji

Tabela III.10.1. Składnik cykliczny indeksu RS - morfologia

| obs | SD | | #T/P | #P | #T | P-P | T-T | UP/sd | UP/sz | UP/si | DN/sd | DN/sz | DN/si |
|------|--------|-------|------|----|----|------|------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|
| | min | max | | | | | | | | | | | |
| EA17 | | | | | | | | | | | | | |
| 202 | -1,52 | 2,16 | 6 | 3 | 3 | 58,5 | 73,0 | 32,0 | 2,59 | 0,09 | 32,0 | -3,23 | -0,12 |
| CZ | -4,87 | 6,52 | 3 | 4 | 3 | 45,3 | 35,0 | 28,3 | 6,0 | 0,23 | 17,7 | -6,88 | -0,37 |
| DE | -2,61 | 1,72 | 8 | 4 | 4 | 44,3 | 47,0 | 23,0 | 2,36 | 0,11 | 25,25 | -2,75 | -0,10 |
| EE | -13,80 | 14,09 | 7 | 5 | 2 | 61,0 | 62,0 | 39,0 | 16,38 | 0,41 | 23,5 | -21,37 | -0,89 |
| ES | -3,20 | 4,85 | 2 | 3 | 3 | 58,5 | 72,5 | 25,0 | 4,84 | 0,20 | 41,5 | -5,48 | -0,19 |
| FR | -2,07 | 2,10 | 6 | 3 | 3 | 68,5 | 74,5 | 29,7 | 2,79 | 0,10 | 39,5 | -3,07 | -0,12 |
| GR | -8,16 | 9,39 | 3 | 3 | 3 | 57,5 | 69,0 | 27,0 | 9,53 | 0,36 | 32,3 | -9,52 | -0,29 |
| HU | -5,53 | 3,49 | 2 | 3 | 4 | 42,0 | 50,7 | 26,7 | 5,04 | 0,19 | 24,7 | -4,38 | -0,18 |
| IT | -1,74 | 1,60 | 1 | 4 | 4 | 49,3 | 52,0 | 30,25 | 2,11 | 0,08 | 18,7 | -2,09 | -0,11 |
| LT | -16,02 | 14,89 | 7 | 3 | 4 | 45,5 | 41,3 | 22,0 | 9,77 | 0,43 | 20,0 | -13,81 | -0,70 |
| LV | -21,13 | 20,49 | 11 | 4 | 2 | 78,0 | 62,0 | 33,0 | 29,98 | 0,91 | 37,0 | -28,33 | -0,88 |
| PL | -5,52 | 12,57 | 4 | 6 | 3 | 47,0 | 52,0 | 28,0 | 11,43 | 0,39 | 23,5 | -11,64 | -0,49 |
| PT | -6,34 | 4,78 | 3 | 7 | 4 | 56,7 | 73,5 | 33,3 | 6,70 | 0,20 | 24,0 | -5,17 | -0,20 |
| SK | -7,04 | 10,18 | 4 | 4 | 3 | 47,7 | 36,0 | 33,0 | 12,18 | 0,39 | 15,3 | -10,18 | -0,66 |

Objaśnienia: obs – liczba obserwacji, min – wartość najniższa w pp, max – wartość najwyższa w pp, SD – odchylenie standardowe w pp, #T/P – liczba punktów zwrotnych, #P – liczba górnych punktów zwrotnych, #T – liczba dolnych punktów zwrotnych, P-P – średni czas trwania cyklu, liczony między górnymi punktami zwrotnymi, T-T – średni czas trwania cyklu, liczony między dolnymi punktami zwrotnymi, UP/sd – średni czas trwania fazy wzrostowej, UP/sz – średnia zmiana wartości w fazie wzrostowej, UP/si – średnia intensywność w fazie wzrostowej, DN/sd – średni czas trwania fazy spadkowej, DN/sz – średnia zmiana wartości w fazie spadkowej, DN/si – średnia intensywność w fazie spadkowej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.10.2. Składnik cykliczny indeksu RS – punkty zwrotne

| | 1997M4 | | 2000M10 | | 2004M4 | | 2007M9 | | 2009M7 | | 2010M8 | | średnie +/- | | |
|----|--------|-----|---------|-----|--------|----|--------|------|--------|----|--------|----|-------------|------|-------|
| | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | |
| CZ | 19 | 10 | 6 | 7 | - | - | - | - | - | - | 1 | 1 | 8,5 | 12,5 | 10,5 |
| DE | 6 | 2 | -11 | -11 | 2 | 3 | - | - | - | - | 1 | 1 | -4,5 | -1 | -2,4 |
| EE | - | 18 | -6 | -4 | 3 | - | - | - | - | - | -1 | -1 | 7 | -1,5 | 2,75 |
| ES | -3 | -5 | 17 | -1 | -4 | -5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -3,7 | 3,3 | -0,17 |
| FR | -3 | -15 | 2 | 2 | 0 | 5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -2,7 | -0,3 | -1,5 |
| GR | 28 | -1 | 7 | 7 | 20 | - | - | - | - | - | 0 | 0 | 3 | 18,3 | 12,2 |
| HU | -3 | -14 | 9 | -12 | 4 | - | - | - | - | - | 0 | 0 | -13 | 3,3 | -3,2 |
| IT | -16 | 26 | 6 | -3 | -5 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 8 | -5 | 1,5 |
| LT | - | -2 | 5 | 7 | 6 | - | - | - | - | - | 0 | 0 | 2,5 | 5,5 | 4 |
| LV | - | 1 | 4 | -4 | 3 | - | - | - | - | - | -1 | -1 | -1,5 | 3,5 | 1 |
| PL | -8 | -14 | 13 | -2 | - | - | - | - | - | - | 0 | 0 | -8 | 2,5 | -2,75 |
| PT | -3 | -8 | -3 | 8 | -2 | -4 | 1 | -1,3 | -2,7 | -2 | 1 | 1 | -1,3 | -2,7 | -2 |
| SK | 4 | -13 | -7 | 9 | - | - | - | - | - | - | 1 | 1 | -2 | -1,5 | -1,75 |

Objaśnienia: P/T – górny/dolny punkt zwrotny, +/- – wyprzedzenie/opóźnienie, #cykle – liczba dodatkowych cykli, średnie +/- – średnie wyprzedzenie/opóźnienie w punktach zwrotnych (górnym, dolnym)/ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela III.10.3. Składnik cykliczny RS – miary podobieństwa

| | koherencja | przesunięcie fazowe | korelacja krzyżowa | |
|----|------------|---------------------|--------------------|-----------|
| | | | r_0 | r_{max} |
| CZ | 0,03 | 1,08 | 0,18 | 0,50 |
| DE | 0,37 | -0,10 | 0,60 | 0,62 |
| EE | 0,76 | 0,05 | 0,86 | 0,88 |
| ES | 0,77 | -0,04 | 0,87 | 0,88 |
| FR | 0,73 | -0,02 | 0,84 | 0,85 |
| GR | 0,44 | 0,04 | 0,65 | 0,66 |
| HU | 0,31 | -0,11 | 0,54 | 0,58 |
| IT | 0,20 | -0,06 | 0,45 | 0,45 |
| LT | 0,44 | 0,16 | 0,65 | 0,72 |
| LV | 0,74 | 0,02 | 0,85 | 0,86 |
| PL | 0,24 | -0,07 | 0,48 | 0,50 |
| PT | 0,46 | -0,12 | 0,67 | 0,71 |
| SK | 0,46 | 0,27 | 0,66 | 0,83 |

Objaśnienia: r_0 – wartość współczynnika korelacji krzyżowej, r_{max} – wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (-) / opóźnieniu (+) o t_{max} okresów.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

III.11. Koniunktura w handlu detalicznym

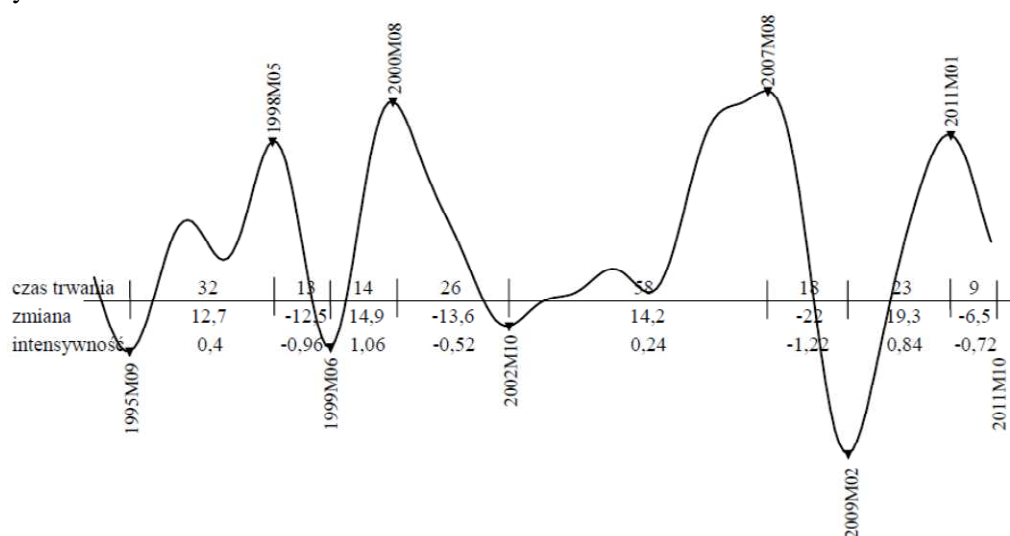
Wskaźnik koniunktury w handlu detalicznym (RCI) jest obliczany w oparciu o zharmonizowane badanie koniunktury, w którym respondenci jakościowo oceniają bieżące zmiany sytuacji gospodarczej zarządzanych przedsiębiorstw, obecny stan zapasów oraz oczekiwania dotyczące produkcji, nowych zamówień czy zatrudnienia. Szeregi analizowane w niniejszym badaniu pochodzą z bazy danych Eurostatu i dostępne były dla wszystkich uwzględnionych krajów, przy czym w przypadku Litwy pierwsza dostępna obserwacja pochodzi z kwietnia 1995 r., a w przypadku , Łotwy i Węgier, ze stycznia 1996 r.

III.11.1. *Wahania cykliczne wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym w strefie euro*

Przebieg szeregu reprezentującego wskaźnik koniunktury w handlu detalicznym w strefie euro pozwala na identyfikację trzech pełnych cykli. Przyjmując konwencję liczenia cyklu zaczynając od dolnego punktu zwrotnego, pierwszy cykl trwał od września 1995 r. do czerwca 1999 r., drugi od czerwca 1999 r. do października 2002 r., trzeci od października 2002 r. do lutego 2009 r. Identyfikując cykle na podstawie odległości między górnymi punktami zwrotnymi, pierwszy trwał od maja 1998 do sierpnia 2000, drugi od sierpnia 2000 do sierpnia 2007, natomiast trzeci od sierpnia 2007 do stycznia 2011 r. Ostatnia faza wzrostowa w przebiegu badanego szeregu trwała od lutego 2009 do stycznia 2011, natomiast od stycznia 2011 do ostatniej dostępnej obserwacji obserwujemy już fazę spadkową. Porównując przebieg szeregu wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym w strefie euro z przebiegiem cyklicznego komponentu PKB dla tego wspólnego obszaru walutowego można zauważyć wyprzedający charakter danych jakościowych. Wszystkie punkty zwrotne szeregu jakościowego poprzedzały punkty zwrotne szeregu ilościowego. Dotyczyło to zarówno kryzysu spowodowanego pęknięciem bańki internetowej, jak również ostatniego kryzysu finansowego. W danych jakościowych dało się zauważyć dodatkowy cykl będący konsekwencją kryzysu rosyjskiego. W przypadku szeregu reprezentującego cykliczną część PKB w tym samym okresie występuje również pewna zmiana w jego przebiegu, jednak jej intensywność, jak i okres trwania były zbyt małe, by w ramach przyjętej procedury identyfikacji punktów zwrotnym można było mówić o kolejnym cyklu dla PKB całej strefy euro. Podobne wnioski zresztą daje porównanie przebiegu wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym z jego bardziej bezpośrednim odpowiednikiem jakościowym, jakim jest część cykliczna sprzedaży detalicznej w strefie euro. Tutaj również zidentyfikowane punkty zwrotne wskazują na

wyprzedzający charakter danych jakościowych, poza ostatnim górnym punktem zwrotnym, który wcześniej pojawił się dla szeregu ilościowego. W przebiegu komponentu cyklicznego szeregu sprzedaży detalicznej dla strefy euro, podobnie jak dla PKB, nie można było formalnie stwierdzić dodatkowego cyklu spowodowanego kryzysem rosyjskim, pomimo silnej zmiany danych o charakterze jakościowym w tym okresie.

Wahania składnika cyklicznego wskaźnika koniunktury w handlu są przedstawione na rysunku III.11.1.



Rysunek III.11.1. Składnik cykliczny wskaźnika RCI w strefie euro

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Dla szeregu wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym w strefie euro zidentyfikowano po cztery fazy wzrostowe i spadkowe. Analiza cech morfologicznych wahań cyklicznych tego wskaźnika wskazuje na zróżnicowanie w czasie trwania poszczególnych faz. Średnio fazy spadkowe trwały 19 miesięcy, a fazy wzrostowe 32 miesiące. Tak duża różnica wynika z wyjątkowo długich pierwszej i trzeciej fazy wzrostowej zidentyfikowanej w badanej próbie. Pierwsza faza wzrostowa trwała od września 1995 r. do maja 1998 r., czyli 32 miesiące. Trzecia faza wzrostowa rozpoczęła się w październiku 2002 r. i trwała nieprzerwanie przez okres 58 miesięcy do sierpnia 2007 r. W przebiegu tej fazy daje się zaobserwować wyraźna zmiana ocen koniunktury w handlu detalicznym w okresie tzw. szoku akcesyjnego. Na poziomie zagregowanym jest ona jednak zbyt mała, by można mówić o wystąpieniu

dodatkowego cyklu. Taki cykl pojawi się natomiast w przebiegu tego wskaźnika w części z badanych krajów, o czym dalej.

Podobna amplituda wahań w poszczególnych fazach do okresu kryzysu finansowego (od 12,5 pkt. do 14,9 pkt.) skutkuje zbliżonymi intensywnościami. Wyjątkiem w tym okresie są intensywności dla wspomnianych pierwszej i trzeciej fazy, które ze względu na wyjątkową długość tych faz, są wyraźnie niższe – o ok. 0,6 pkt. średnio w ujęciu bezwzględnym. Wyraźnie większa amplituda wahań fazy spadkowej i wzrostowej pojawia się w okresie ostatniego kryzysu finansowego. Od sierpnia 2007 r. do lutego 2009 r. (18 miesięcy) wartość wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym spada aż o 22 pkt. (najwięcej w obserwowanej próbie), czego skutkiem jest największa w ujęciu bezwzględnym intensywność przebiegu dla tej fazy cyklu w porównaniu do pozostałych zidentyfikowanych faz. Potem obserwujemy okres poprawy jakościowej oceny koniunktury w handlu detalicznym o 19 pkt. (druga co do wartości bezwzględnej wartość zaobserwowanej zmiany w ramach zidentyfikowanych faz). Okres tej poprawy jest już jednak nieco dłuższy, trwa 23 miesiące do stycznia 2011 r., przez co intensywność zmian w kształtowaniu się badanego wskaźnika dla strefy euro jest już zbliżona do wartości intensywności oszacowanych dla poprzednich faz. Przebieg analizowanego szeregu wskazuje, że w okresie kryzysu finansowego faza spadkowa nie odbiegała znacząco swoją długością od innych wykrytych w badanej próbie faz spadkowych, wyjątkowo duża była natomiast skala spadku. Następująca po niej faza wzrostowa była jednak krótsza niż średnia długość zidentyfikowanych faz wzrostowych, przez co relatywnie szybko jakościowa ocena wahań koniunktury w handlu detalicznym w strefie euro znowu znalazła się w fazie spadkowej.

III.11.2. *Wahania cykliczne wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym w krajach UE*

Analiza porównawcza wahań wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym w badanej grupie krajów wskazuje na stosunkowo duże zróżnicowanie. Jest grupa krajów, dla której zarówno współczynniki korelacji jak i koherencja z referencyjnym szeregiem strefy euro jest wysoka (Niemcy, Włochy, Francja, Grecja. W przypadku pozostałych krajów synchronizacja wahań tego wskaźnika jakościowego ze zmienną referencyjną jest wyraźnie niższa. Duże zróżnicowanie w przebiegu wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym występuje szczególnie w początku próby, do okresu ostatniego kryzysu finansowego. Spowodowane jest to różną reakcją tej zmiennej w poszczególnych krajach na tzw. kryzys rosyjski oraz boom akcesyjny.

W przypadku kryzysu rosyjskiego można zidentyfikować grupę krajów, dla której reakcja w ocenie koniunktury w handlu detalicznym była na tyle silna i długotrwała,

że do następującego po im kryzysu związanego z pęknięciem bańki internetowej nie dało się zidentyfikować górnego punktu zwrotnego. Oznacza to w praktyce, że od okresu kryzysu rosyjskiego do końca kryzysu dot-com w krajach tych trwała faza spadkowa. Są to Litwa i Łotwa, relatywnie silnie zależne do powiązań handlowych z Rosją i co może wydawać się dziwne, Portugalia oraz Hiszpania. Szczególnie głęboka faza spadkowa w reakcji na kryzys rosyjski wystąpiła też w Polsce, Słowacji, na Węgrzech i we Włoszech. Pomimo silnego spadku w tym okresie w tej grupie krajów do okresu kryzysu dot-com zidentyfikowano jednak równie silną fazę wzrostową pozwalającą na wyodrębnienie górnego punktu zwrotnego. W badanej grupie krajów były też takie, które w okresie kryzysu rosyjskiego nie zareagowały górnym punktem zwrotnym koniunktury w handlu detalicznym. Do tej grupy krajów należą Niemcy i Czechy, które kryzys rosyjski zastał już w fazie spadkowej, rozpoczętej odpowiednio w październiku i lipcu 1996 r. i po której nie zdążył się wykształcić dolny punkt zwrotny. Nieco innym przykładem jest Francja, w przypadku której faza wzrostowa obserwowana od grudnia 196 r. była na tyle silna, że kryzysu rosyjski spowodował jedynie niewielką zmianę, której w ramach przyjętych założeń nie można było interpretować jako górny punkt zwrotny. Co ciekawe, pomimo braku identyfikacji kolejnego cyklu w okresie kryzysu rosyjskiego dla największych państw członkowskich strefy euro- Niemiec i Francji, jest on bardzo wyraźny w zagregowanym szeregu referencyjnym, na który składają się wszystkie kraje wspólnego obszaru walutowego.

Reakcja koniunktury w handlu detalicznym na pęknięcie bańki internetowej w grupie badanych państw była w miarę zsynchronizowana, poza Czechami i Słowacją, gdzie zanotowano opóźnienie w rozpoczęciu fazy spadkowej względem szeregu referencyjnego o 15 miesięcy oraz Litwą, Łotwą, Hiszpanią i Portugalią, w których to państwach po silnej reakcji na kryzys rosyjski nie wykształciła się na tyle wyraźna faza wzrostowa, by w międzyczasie można było zidentyfikować górny punkt zwrotny.

Kolejny okres zróżnicowania w reakcji wahań koniunktury na szoki to tzw. szok akcesyjny związany z przyjęciem 12 nowych państw członkowskich do Unii Europejskiej. W zasadzie we wszystkich badanych krajach na przełomie lat 2003-2004 wystąpiła zmiana w przebiegu wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym, w części była ona jednak zbyt mała, by do okresu następnego szoku związanego z globalnym kryzysem finansowym można było formalnie zidentyfikować kolejną fazę cyklu wahań koniunktury w handlu detalicznym. Do grypy tych krajów należą: Litwa, Łotwa, Estonia oraz Czechy. Kraje, które zareagowały górnym punktem zwrotnym na szok akcesyjny można podzielić na dwie grupy – te, w których wystąpił on w końcu 2003 r.

(Niemcy, Hiszpania, Polska Słowacja) i te, w których widoczny był on w drugiej połowie 2004 r. (Francja, Portugalia i Litwa). Na Węgrzech i w Grecji górny punkt zwrotny zidentyfikowano odpowiednio w marcu i styczniu 2004 r., natomiast we Włoszech w styczniu 2003 r. Stosunkowo duże zróżnicowanie wystąpienia górnego punktu zwrotnego największych gospodarek strefy euro (Niemiec, Francji i Włoch), może być przyczyną braku jego formalnej identyfikacji w tym okresie dla szeregu referencyjnego, czyli wskaźnika wahań koniunktury w handlu detalicznym w całej strefie euro.

W przypadku globalnego kryzysu finansowego najwcześniej zmianę wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym obserwujemy na Węgrzech, w Niemczech i w Estonii, gdzie górny punkt zwrotny pojawia się już w drugiej połowie 2006 r. Potem, kolejno w fazę spadkową koniunktura w handlu detalicznym wchodzi na Litwie, w Hiszpanii, na Łotwie, równocześnie we Francji, Włoszech i Polsce i niewiele później w Portugalii i Grecji. Najpóźniej – odpowiednio w lutym i kwietniu 2008 r., górny punkt zwrotny pojawia się w Czechach i na Słowacji. Dla szeregu referencyjnego górny punkt zwrotny zidentyfikowano w sierpniu 2007 r., a rozpiętość występowania tych punktów w poszczególnych krajach względem szeregu referencyjnego sięgała od -15 do 8 miesięcy. Dużo bardziej zsynchronizowany wydaje się moment rozpoczęcia fazy wzrostowej. Dla szeregu referencyjnego jest to luty 2009 r., a rozpiętość dla badanych krajów nie przekraczała -3 (Hiszpania) i 8 (Czechy) miesięcy. Wcześniej niż w szeregu referencyjnym dolny punkt zwrotny wystąpił też w Niemczech i we Włoszech. Wyjątkiem jest tutaj Grecja, gdzie załamanie koniunktury w handlu detalicznym było najdłuższe i trwało do grudnia 2010 r.

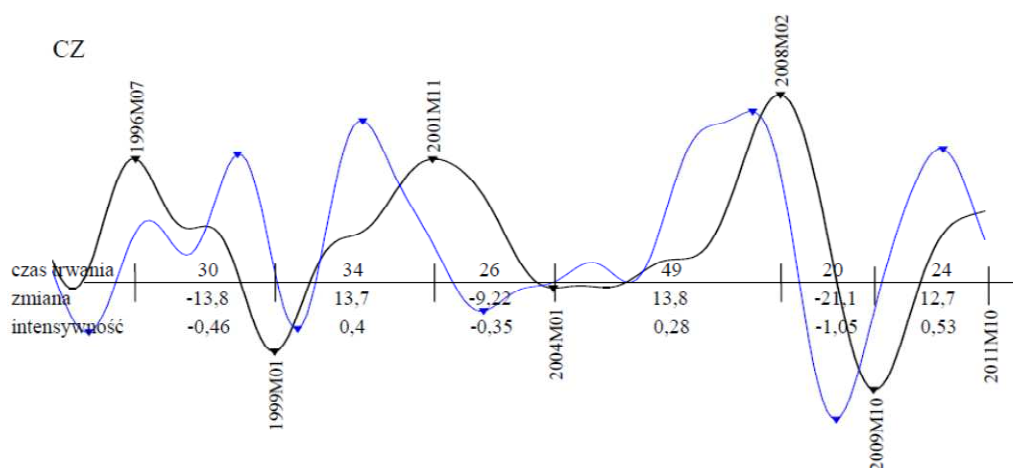
Okres kryzysu finansowego był w zasadzie jedynym, którego skutki w ocenie koniunktury w handlu detalicznym można było wyodrębnić dla wszystkich badanych krajów. W tym okresie fazy spadkowe były też najgłębsze w obserwowanej próbie spośród innych zidentyfikowanych. Poza Grecją, poprzedziły one fazy wzrostowe w poszczególnych krajach, dla których z kolei amplituda okazała się najwyższa.

Skutki kryzysu finansowego mierzone zmianą amplitudy wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym były największe na Litwie, w Grecji, na Łotwie, w Estonii i na Słowacji. Relatywnie najmniej odczuły go Włochy oraz Polska. W przypadku pozostałych krajów były zbliżone. W krajach, które najmocniej odczuły kryzys obserwujemy z kolei najbardziej intensywną następująco po nim fazę wzrostową.

W znacznej większości krajów poza Czechami, Słowacją i Grecją, po okresie dodatniej fazy wzrostowej po kryzysie zidentyfikowano już górny punkt zwrotny (początek 2011 r.). W przypadku Hiszpanii zdążył się nawet wykształcić kolejny krótki

cykl, który trwał odpowiednio 28 miesięcy, jeżeli wyznaczymy go na podstawie dolnych punktów zwrotnych i 36 miesięcy – licząc w oparciu o górne punkty zwrotne.

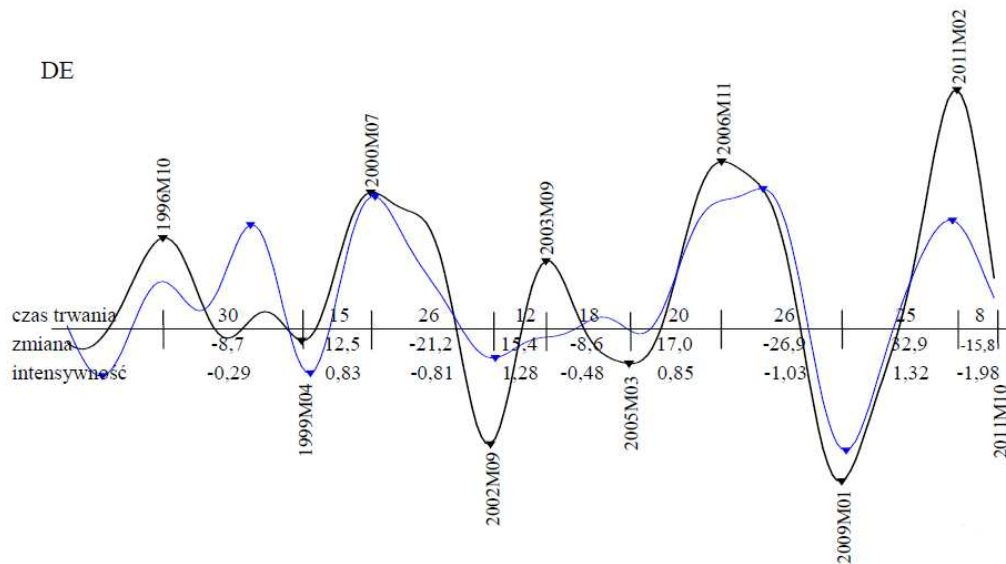
Kształtowanie się wahań cyklicznych wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym dla państw członkowskich UE objętych niniejszym badaniem pokazany jest na rysunkach III.11.2-14., natomiast szczegółowe informacje dotyczące lokalizacji punktów zwrotnych, wartości ekstremalnych, czasie trwania poszczególnych faz, czy miarach synchronizacji wahań cyklicznych takich jak korelacja i koherencja zawarte są w tabelach III.11.1-3.



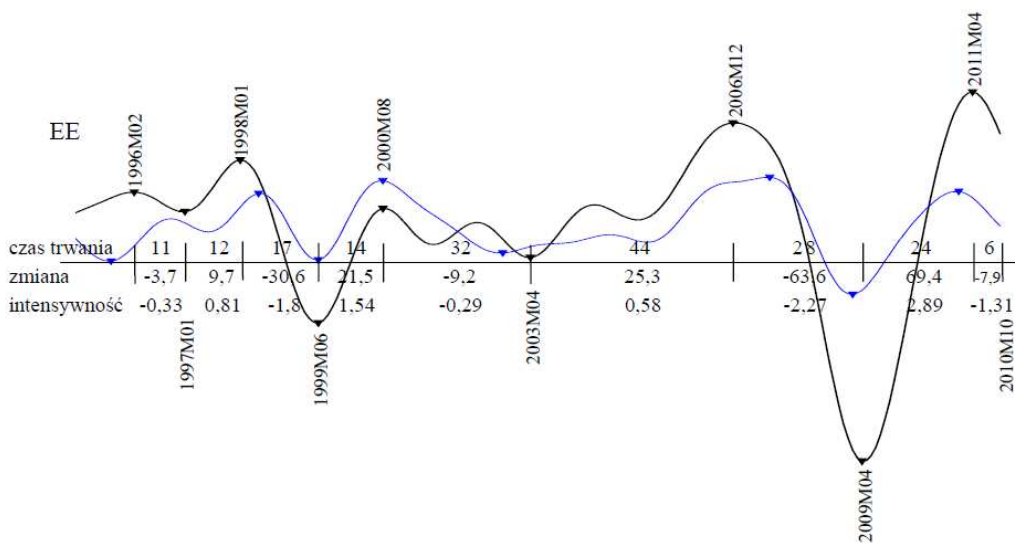
Rysunek III.11.2. Składnik cykliczny wskaźnika RCI w Czechach

Uwagi: linia (grubsza) z etykietami dat punktów zwrotnych – składnik cykliczny RCI w kraju UE, linia (cieńsza) bez etykiet – składnik cykliczny RCI w strefie euro ogółem. Linie zostały tak nałożone na siebie, aby pokazać względne położenie punktów zwrotnych i względne odchylenia (amplitudy). Rysunek nie oddaje wartości absolutnych (brak osi pionowej).

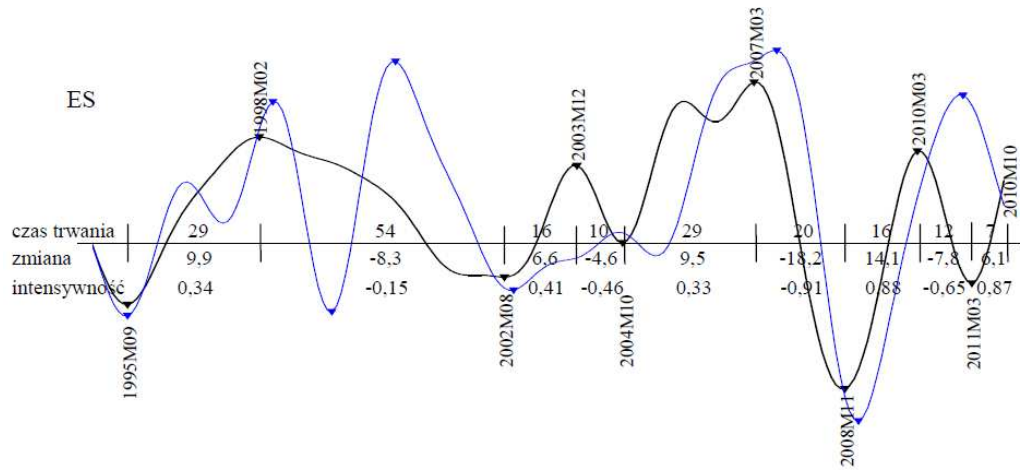
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.



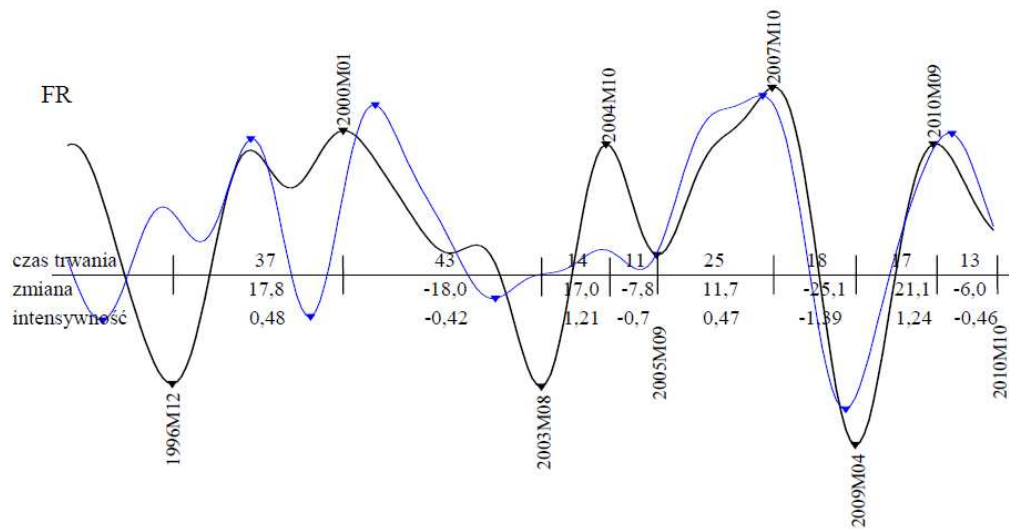
Rysunek III.11.3. Składnik cykliczny wskaźnika RCI w Niemczech



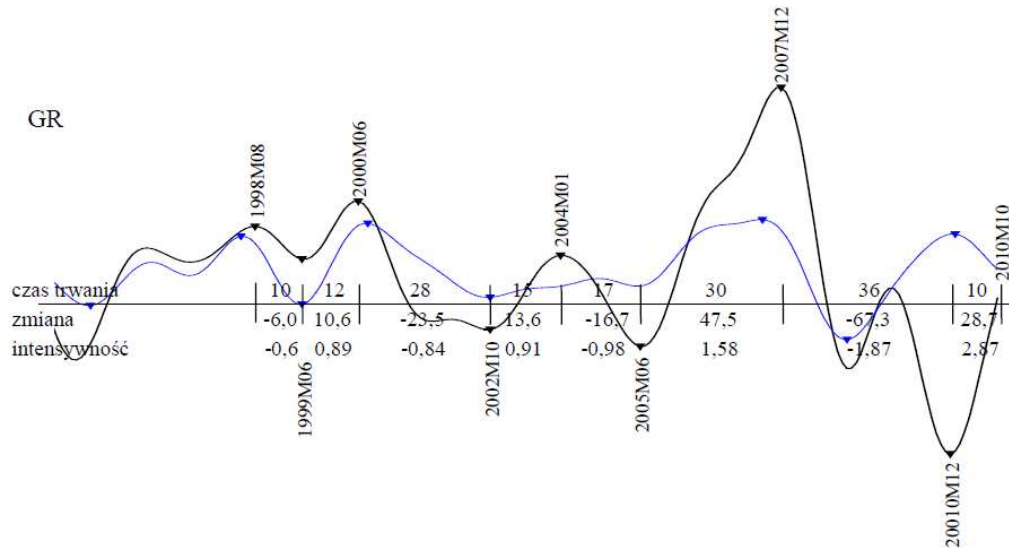
Rysunek III.11.4. Składnik cykliczny wskaźnika RCI w Estonii



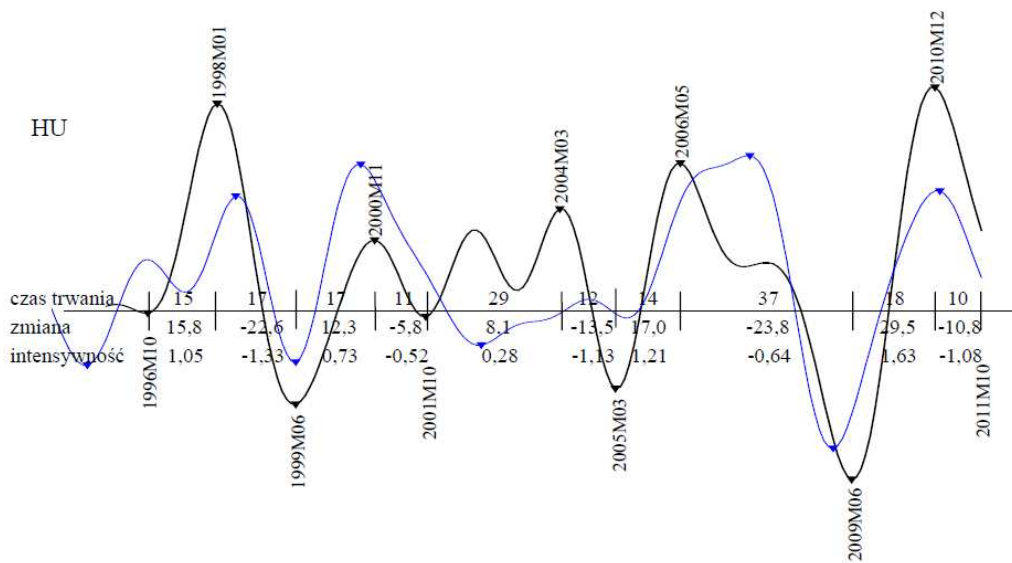
Rysunek III.11.5. Składnik cykliczny wskaźnika RCI w Hiszpanii



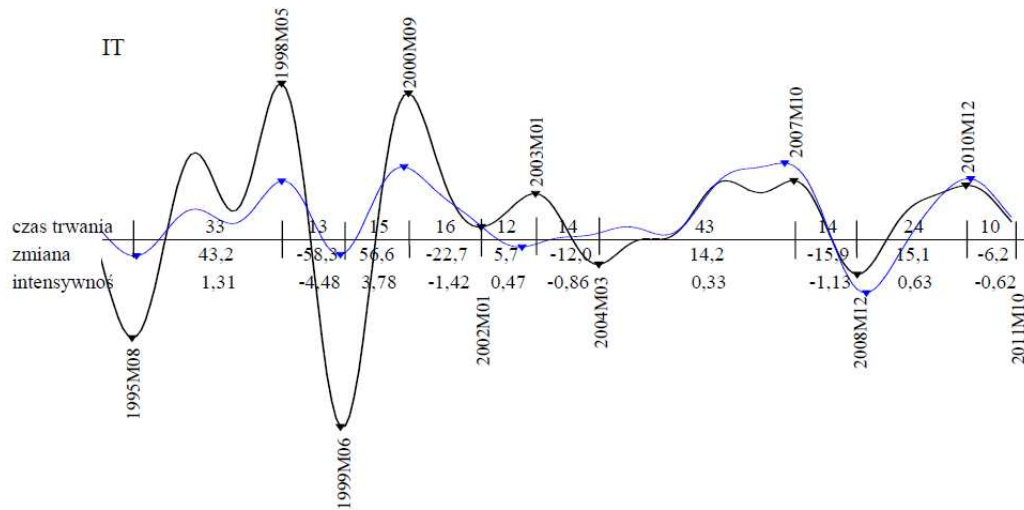
Rysunek III.11.6. Składnik cykliczny wskaźnika RCI we Francji



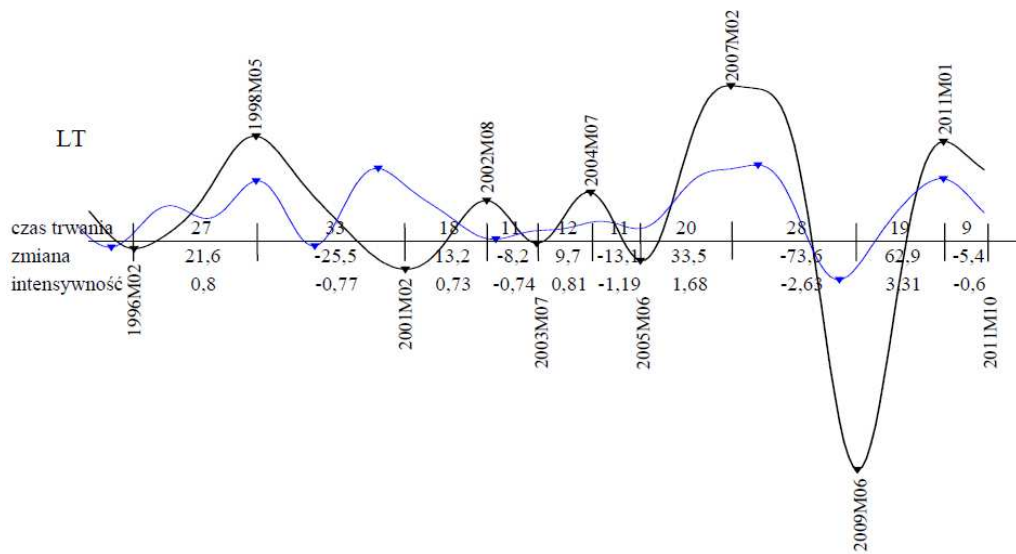
Rysunek III.11.7. Składnik cykliczny wskaźnika RCI w Grecji



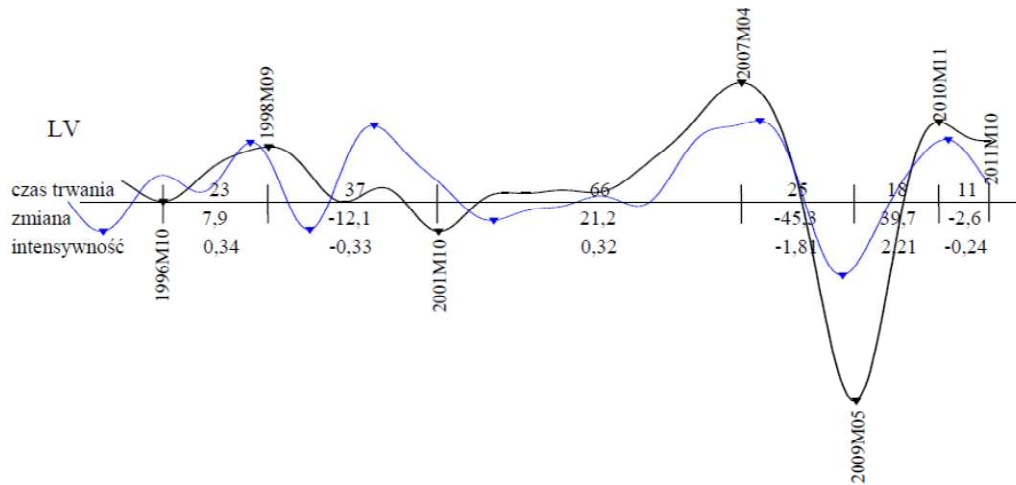
Rysunek III.11.8. Składnik cykliczny wskaźnika RCI na Węgrzech



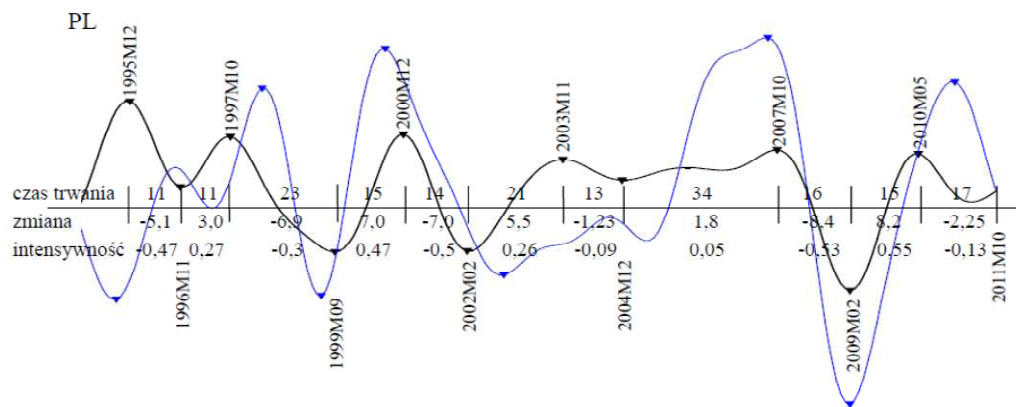
Rysunek III.11.9. Składnik cykliczny wskaźnika RCI we Włoszech



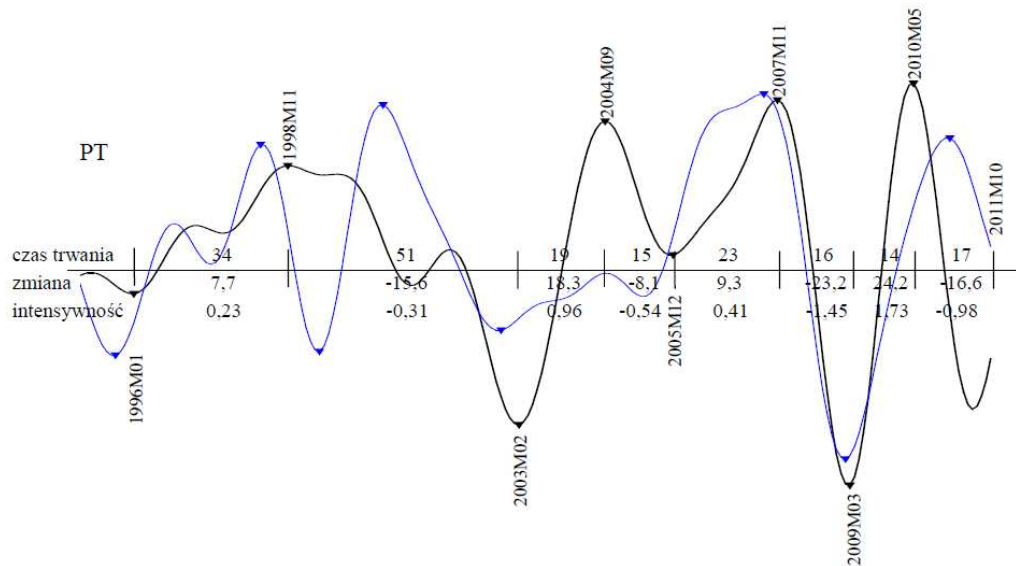
Rysunek III.11.10. Składnik cykliczny wskaźnika RCI na Litwie



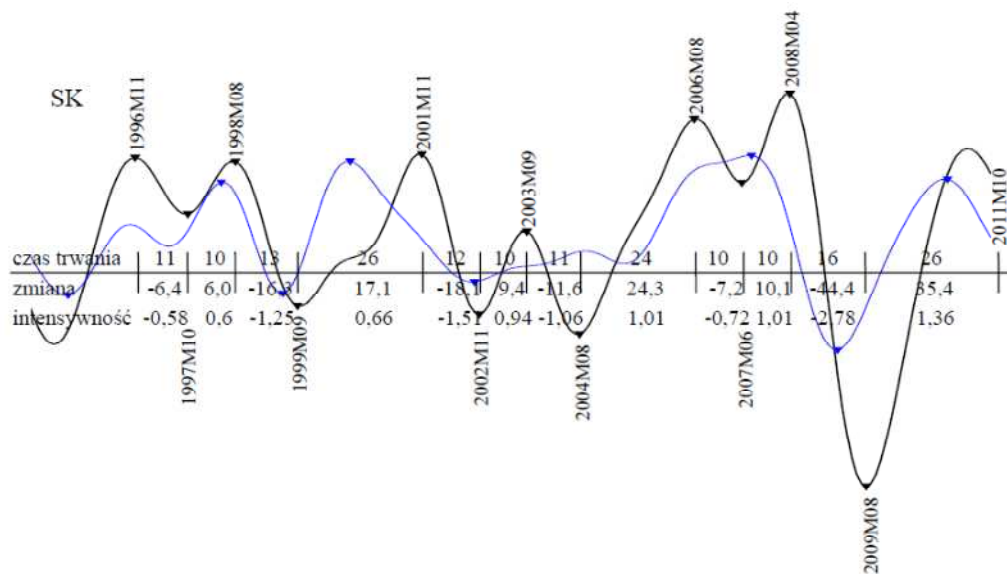
Rysunek III.11.11. Składnik cykliczny wskaźnika RCI na Łotwie



Rysunek III.11.12. Składnik cykliczny wskaźnika RCI w Polsce



Rysunek III.11.13. Składnik cykliczny wskaźnika RCI w Portugalii



Rysunek III.11.14. Składnik cykliczny wskaźnika RCI na Słowacji

Tabela III.11.1.1. Składnik cykliczny wskaźnika RCI – morfologia

| | obs | min | max | średnia | SD | #T/P | #P | #T | P-P | T-T | UP/sd | UP/sz | UP/si | DN/sd | DN/sz | DN/si |
|------|-----|--------|-------|---------|-------|------|----|----|-------|-------|--------|-------|-------|--------|--------|-------|
| EA17 | 202 | -12,95 | 9,06 | -0,10 | 5,29 | 8 | 4 | 4 | 50,0 | 53,0 | 31,75 | 15,29 | 0,64 | -11,88 | -16,02 | -0,90 |
| CZ | 202 | -10,81 | 10,27 | -0,24 | 4,61 | 6 | 3 | 3 | 69,0 | 64,0 | 41,50 | 13,78 | 0,34 | -8,19 | -14,69 | -0,62 |
| DE | 202 | -15,55 | 17,37 | 0,43 | 7,27 | 9 | 5 | 4 | 42,25 | 38,30 | 18,0 | 19,45 | 1,07 | -10,08 | -16,34 | -0,65 |
| EE | 202 | -44,29 | 25,08 | 0,13 | 14,56 | 9 | 5 | 4 | 44,75 | 48,30 | 23,50 | 31,47 | 1,45 | -10,19 | -26,77 | -1,17 |
| ES | 202 | -11,05 | 7,18 | -0,48 | 4,23 | 9 | 4 | 5 | 47,70 | 45,75 | 22,50 | 10,06 | 0,49 | -14,60 | -9,74 | -0,54 |
| FR | 202 | -15,45 | 9,63 | -0,16 | 6,18 | 8 | 4 | 4 | 42,0 | 48,70 | 23,25 | 16,90 | 0,85 | -11,10 | -16,93 | -0,84 |
| GR | 202 | -33,95 | 33,34 | -1,67 | 13,36 | 8 | 4 | 4 | 36,70 | 45,30 | 19,0 | 23,93 | 1,13 | -14,74 | -28,40 | -1,07 |
| HU | 190 | -15,27 | 14,21 | 0,35 | 6,55 | 10 | 5 | 5 | 37,25 | 37,25 | 18,60* | 16,53 | 0,98 | -14,83 | -16,42 | -0,91 |
| IT | 202 | -35,71 | 22,57 | -0,30 | 10,83 | 10 | 5 | 5 | 37,0 | 39,25 | 25,40 | 26,95 | 1,30 | -16,84 | -27,22 | -1,97 |
| LT | 199 | -49,37 | 24,27 | -0,56 | 15,07 | 10 | 5 | 5 | 37,25 | 39,25 | 19,20 | 28,19 | 1,47 | -20,11 | -30,11 | -1,33 |
| LV | 190 | -30,80 | 14,50 | -0,34 | 9,10 | 6 | 3 | 3 | 72,50 | 75,0 | 35,70 | 22,92 | 0,96 | -9,28 | -28,70 | -1,07 |
| PL | 202 | -6,14 | 5,21 | 0,16 | 2,39 | 11 | 6 | 5 | 33,80 | 36,0 | 19,20 | 5,10 | 0,32 | -12,50 | -5,73 | -0,38 |
| PT | 202 | -14,52 | 9,71 | -0,19 | 5,51 | 8 | 4 | 4 | 45,30 | 52,0 | 22,50 | 14,90 | 0,83 | -10,12 | -15,64 | -0,77 |
| SK | 202 | -28,35 | 16,06 | -0,37 | 9,63 | 12 | 6 | 6 | 26,60 | 27,60 | 16,0 | 13,38 | 0,84 | -45,22 | -17,35 | -1,32 |

Objaśnienia: obs – liczba obserwacji, min – wartość najniższa w pkt, max – wartość najwyższa w pkt, SD – odchylenie standardowe w pkt, #T/P – liczba punktów zwrotnych, #P – liczba górnych punktów zwrotnych, #T – liczba dolnych punktów zwrotnych, P-P – średni czas trwania cyklu, liczony między górnymi punktami zwrotnymi, T-T – średni czas trwania cyklu, liczony między dolnymi punktami zwrotnymi, UP/sd – średni czas trwania fazy wzrostowej, UP/sz – średnia zmiana wartości w fazie wzrostowej, UP/si – średnia intensywność w fazie wzrostowej, DN/sd – średni czas trwania fazy spadkowej, DN/sz – średnia zmiana wartości w fazie spadkowej, DN/si – średnia intensywność w fazie spadkowej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

Tabela III.11.2. Składnik cykliczny wskaźnika RCI – punkty zwrotne

| | 1995M9 | | 1998M5 | | 1999M6 | | 2000M8 | | 2002M10 | | 2007M8 | | 2009M2 | | 2011M1 | | średnie -/+ | |
|----|--------|-----|--------|----|--------|-----|--------|-----|---------|----|--------|------|--------|---|--------|---|-------------|-----|
| | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | P | T | T/P |
| CZ | - | -22 | -5 | 15 | 15 | 6 | 6 | 8 | - | -1 | -0,3 | 6 | 2,83 | | | | | |
| DE | - | -19 | -2 | -1 | -1 | -9 | -1 | -1 | 1 | 1 | -7 | -1,3 | -4,57 | | | | | |
| EE | 16 | -4 | 0 | 6 | 6 | -8 | 2 | 3 | 3 | 1 | -2,25 | 6 | 1,88 | | | | | |
| ES | 0 | -3 | - | -2 | -2 | -5 | -3 | -10 | 1 | 1 | -6 | -1,7 | -3,83 | | | | | |
| FR | 15 | - | - | -7 | 10 | 2 | 2 | 2 | -4 | 0 | -3 | 9 | 3 | | | | | |
| GR | - | 3 | 0 | -2 | 0 | 4 | 22 | - | - | 0 | 1,7 | 7,3 | 4,5 | | | | | |
| HU | - | -4 | 0 | 3 | -12 | -15 | 4 | -1 | -1 | 1 | -4,25 | -2,7 | -3,57 | | | | | |
| IT | -1 | 0 | 0 | 1 | -9 | 2 | -2 | 1 | 1 | 1 | 0,5 | -3 | -1,25 | | | | | |
| LT | - | 0 | 20 | 24 | 0 | 1 | 4 | 0 | 1 | 1 | 4,5 | 11 | 7,29 | | | | | |
| LV | - | 4 | - | - | -12 | -4 | 3 | -2 | -1 | -1 | -0,7 | -4,5 | -2,2 | | | | | |
| PL | 14 | -7 | 3 | 4 | -8 | 2 | 0 | -8 | 2 | 2 | -2,25 | 2,25 | 0 | | | | | |
| PT | 4 | 6 | - | - | 4 | 3 | 1 | -8 | 0 | 0 | 0,3 | 3 | 1,67 | | | | | |
| SK | - | 3 | 3 | 15 | 1 | 8 | 6 | - | - | 2 | 8,7 | 3,3 | 6 | | | | | |

Objaśnienia: P/T – górny/dolny punkt zwrotny, +/- – wyprzedzenie/opóźnienie, #cykle – liczba dodatkowych cykli, średnie +/- – średnie wyprzedzenie/opóźnienie w punktach zwrotnych (górnym, dolnym)/ogółem.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

Tabela III.11.3. Składnik cykliczny RCI – miary podobieństwa

| | koherencja | | przesunięcie fazowe | | korelacja krzyżowa | |
|----|------------|-----------|---------------------|-----------|--------------------|-----------|
| | r_0 | r_{max} | r_0 | r_{max} | r_0 | r_{max} |
| CZ | 0,10 | 0,79 | 0,31 | 0,60 | 0,31 | 0,60 |
| DE | 0,72 | -0,05 | 0,84 | 0,85 | 0,84 | 0,85 |
| EE | 0,54 | 0,03 | 0,73 | 0,73 | 0,73 | 0,73 |
| ES | 0,33 | -0,43 | 0,56 | 0,75 | 0,56 | 0,75 |
| FR | 0,42 | 0,13 | 0,64 | 0,66 | 0,64 | 0,66 |
| GR | 0,20 | 0,16 | 0,44 | 0,46 | 0,44 | 0,46 |
| HU | 0,41 | -0,01 | 0,64 | 0,64 | 0,64 | 0,64 |
| IT | 0,44 | 0,00 | 0,66 | 0,66 | 0,66 | 0,66 |
| LT | 0,46 | 0,24 | 0,67 | 0,74 | 0,67 | 0,74 |
| LV | 0,59 | 0,07 | 0,76 | 0,77 | 0,76 | 0,77 |
| PL | 0,20 | -0,23 | 0,44 | 0,48 | 0,44 | 0,48 |
| PT | 0,26 | -0,09 | 0,50 | 0,51 | 0,50 | 0,51 |
| SK | 0,38 | 0,46 | 0,60 | 0,79 | 0,60 | 0,79 |

Objaśnienia: r_0 – wartość współczynnika korelacji krzyżowej, r_{max} – wartość współczynnika korelacji krzyżowej przy wyprzedzeniu (-) / opóźnieniu (+) o t_{max} okresów. Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat i IRG SGH.

IV. MODELOWANIE VAR

W analizie wektorowej autoregresji użyto danych o wielkości zatrudnienia (mierzonej liczbą roboczogodzin), pochodzących z bazy Komisji Europejskiej AMECO (publicznie dostępnych). W związku z tym, że dane te są częstotliwości rocznej, a szeregi PKB częstotliwości kwartalnej, dane o godzinach przepracowanych zostały roszacowane metodą zaproponowaną przez Boota, Feibesa i Lismana. Wszystkie szeregi zostały następnie zlogarytmowane w celu stabilizacji wariancji.

Wykorzystana w analizie procedura identyfikacji szoków popytowych i podaźowych wymaga spełnienia przez szeregi czasowe warunku stacjonarności. Do badania stacjonarności szeregów wykorzystano testy dostępne w programie Eviews, a długość opóźnień w testach określono z wykorzystaniem kryterium informacyjnego Schwarza. Wynik badania stacjonarności zamieszczono w tabeli IV.1.

Tabela IV.1. Test stacjonarności analizowanych szeregów

| Godziny pracy | | | | | | | | | | | | | | |
|----------------|-----|----|------|----|----|----|----|----|----|----|----|-----|----|----|
| Kraj/test | CZ | DE | EA17 | EE | ES | FR | GR | HU | IT | LT | LV | PL | PT | SK |
| ADF | T** | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N |
| Philips-Perron | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N |
| KPSS | T* | T | N | T | N | N | T* | T* | N | T | T | T | T | T |
| DF-GLS | T** | N | N | N | N | N | T* | N | N | N | N | T** | N | N |

| Produktywność | | | | | | | | | | | | | | |
|----------------|----|----|------|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|
| Kraj/test | CZ | DE | EA17 | EE | ES | FR | GR | HU | IT | LT | LV | PL | PT | SK |
| ADF | N | N | N | T* | N | N | N | N | N | N | N | T | T | N |
| Philips-Perron | N | N | N | T* | N | N | N | N | N | N | N | T* | T | N |
| KPSS | N | N | N | N | N | N | N | N | T* | N | N | N | N | N |
| DF-GLS | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N | N |

Objaśnienia: N – szereg nie jest stacjonarny, T – szereg jest stacjonarny na poziomie ufności 1%, T* - - szereg jest stacjonarny na poziomie ufności 5%, T** - - szereg jest stacjonarny na poziomie ufności 10% .

Źródło: opracowanie własne.

W żadnym z badanych przypadków nie stwierdzono, aby wszystkie testy łącznie wskazały, że szereg jest stacjonarny. W przypadkach niejednoznacznych przeprowadzono dodatkowe testy stacjonarności, zmieniając m.in. kryteria dla długości opóźnień bądź kolejność testowania hipotez, np. rozpoczynając od hipotezy, iż szereg

jest I(2). Ostatecznie zdecydowano się na zróżnicowanie wszystkich badanych szeregów, co oznacza przyjęcie hipotezy, że szeregi pierwotne były szeregami I(1).

Kolejnym etapem analizy jest wybranie długości opóźnień, z jakimi zmienne endogeniczne pojawiają się w modelach VAR. Oszacowania modeli dokonano za pomocą pakietu Jmulti. Tabela IV.2 prezentuje wyniki wybranych testów długości opóźnień dostępnych w tym programie.

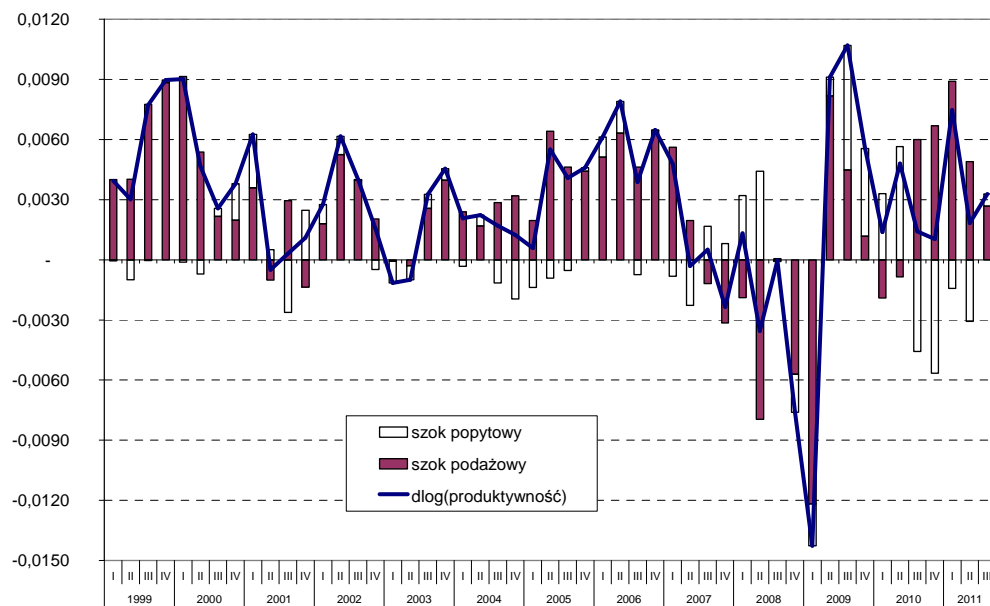
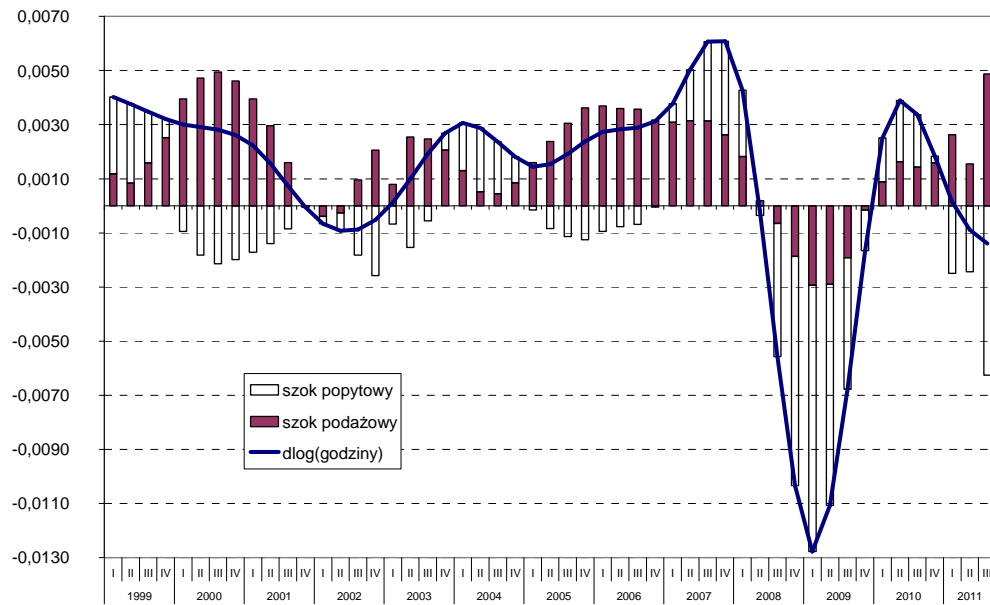
Tabela IV.2. Rząd opóźnień modelu VAR.

| Model VAR dla wynikowej produktywności i godzin pracy | | | | | | | | | | | | | | |
|---|----|----|------|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|
| Kraj/kryterium | CZ | DE | EA17 | EE | ES | FR | GR | HU | IT | LT | LV | PL | PT | SK |
| Akaike | 3 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 3 | 5 | 5 | 6 | 6 | 5 | 4 | 4 |
| Final prediction | 3 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 3 | 5 | 5 | 6 | 6 | 5 | 4 | 4 |
| Hannan-Quinn | 3 | 6 | 3 | 5 | 3 | 3 | 3 | 5 | 5 | 3 | 4 | 4 | 4 | 4 |
| Schwarz | 3 | 3 | 3 | 4 | 3 | 3 | 3 | 5 | 3 | 3 | 4 | 4 | 3 | 4 |

Źródło: opracowanie własne.

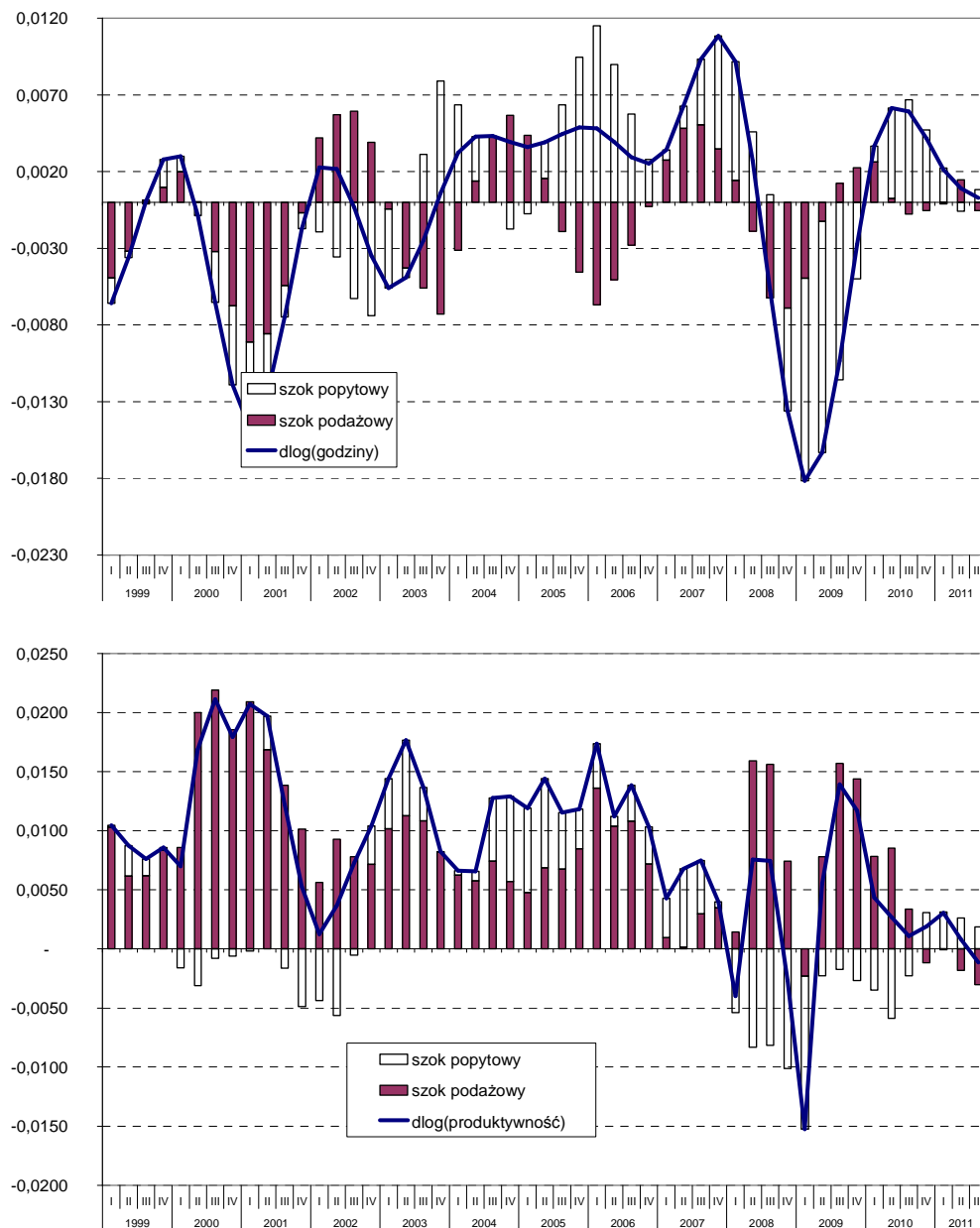
W większości przypadków kryteria niestety nie dają jednoznacznej odpowiedzi, jaki rząd opóźnień modelu VAR wybrać. Ivanov i Kilian sugerują, by szukając rzędu opóźnień dla danych kwartalnych w krótkich próbach oprzeć się na kryterium Schwarza. Porównanie właściwości kryteriów w próbach o różnej długości znajdujemy również u Lütkepohla. Wyniki jego testów nie są jednoznaczne, jednak zdają się wskazywać, że w przypadku małych prób, kierując się kryterium Schwarza, otrzymamy modele, dla których błąd prognozy będzie najmniejszy. Poza tym kryterium Schwarza wskazuje zwykle na najmniejszy rząd modelu VAR względem pozostałych kryteriów, co widać również w naszym badaniu. Lütkepohl sugeruje, aby unikać nadmiernie dużych rzędów opóźnień modeli VAR. Z uwagi na to, że liczba opóźnień sugerowana przez kryterium Schwarza jest już dostatecznie duża, zdecydowaliśmy, że przedmiotem dalszej analizy będą modele wyselekcjonowane według tego kryterium. Zgodnie z nim dla większości krajów należy oszacować modele VAR z opóźnieniami 3 rzędu. W przypadku Estonii, Łotwy, Polski i Słowacji rząd opóźnień wynosi 4, a dla Węgier 5.

Historyczną dekompozycję wpływu szoków popytowych i podaźowych na badane zmienne oraz przebieg zakumulowanych odpowiedzi wynikowej produktywności i godzin pracy na te szoki przedstawiają rysunki IV.1a-1m. Dodatkowo, a tabela IV.3 zawiera wartości współczynnika korelacji, obliczone dla zidentyfikowanych w historii szoków popytowych i podaźowych.



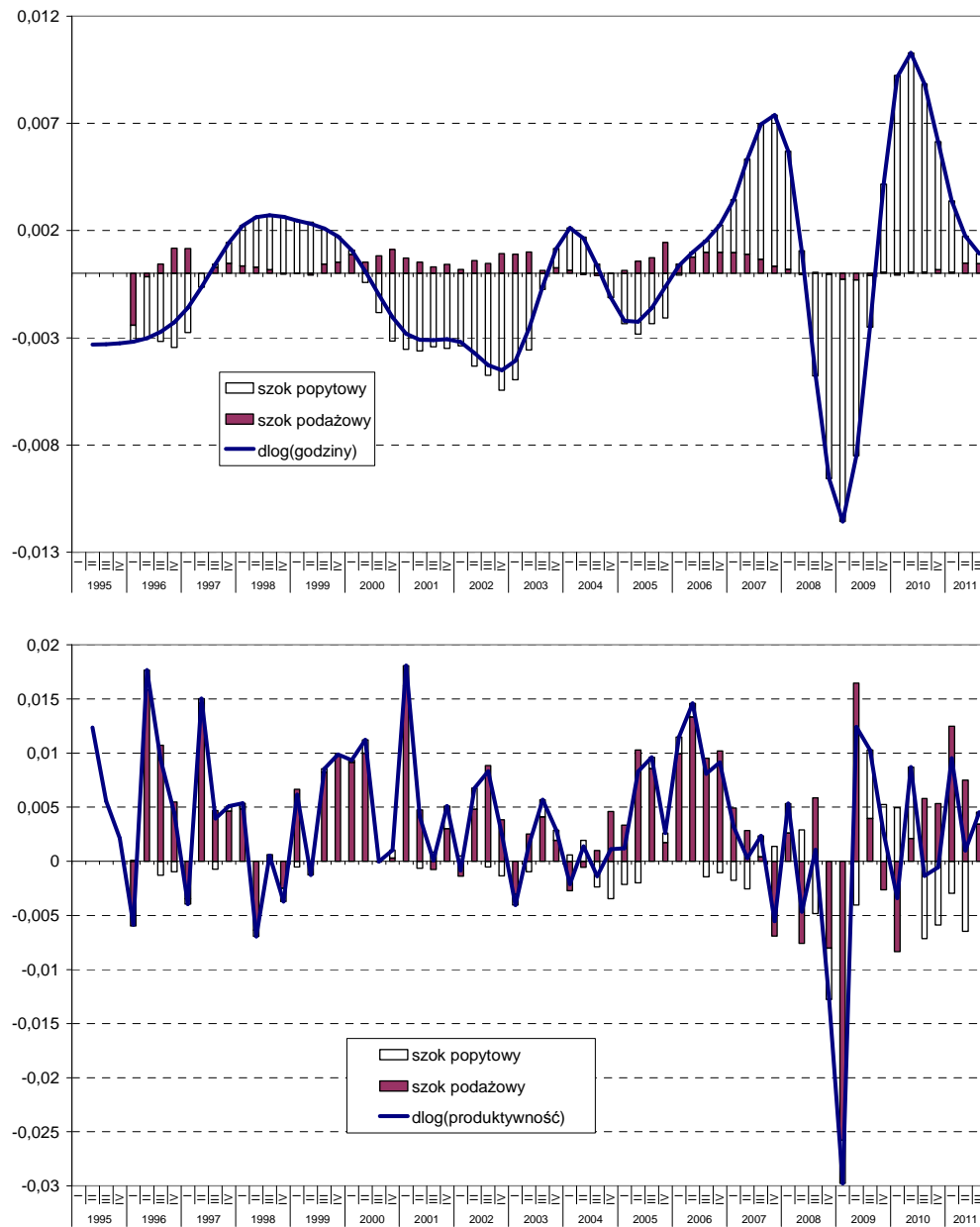
Rysunek IV.1a. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (strefa euro)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



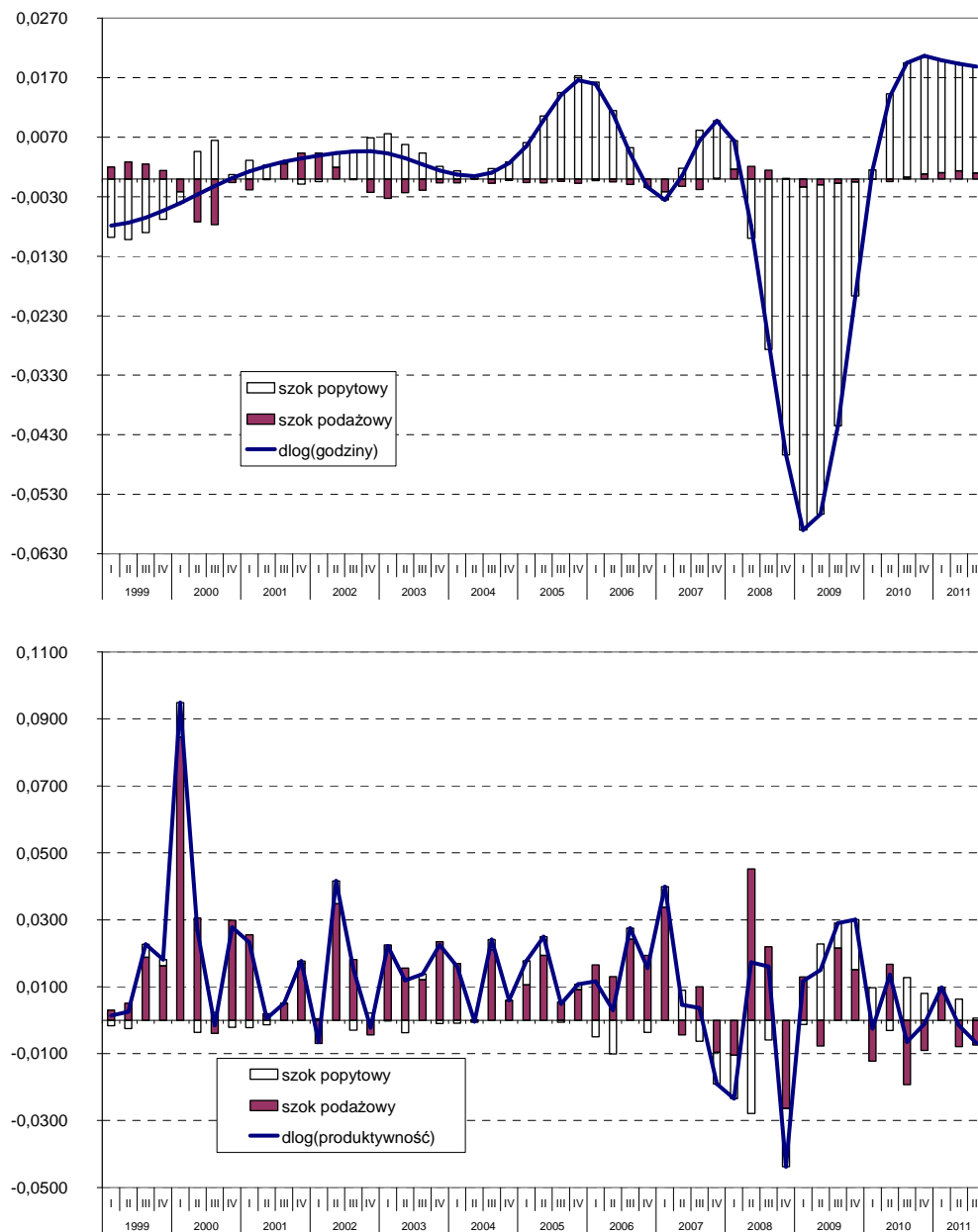
Rysunek IV.1b. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (Czechy)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



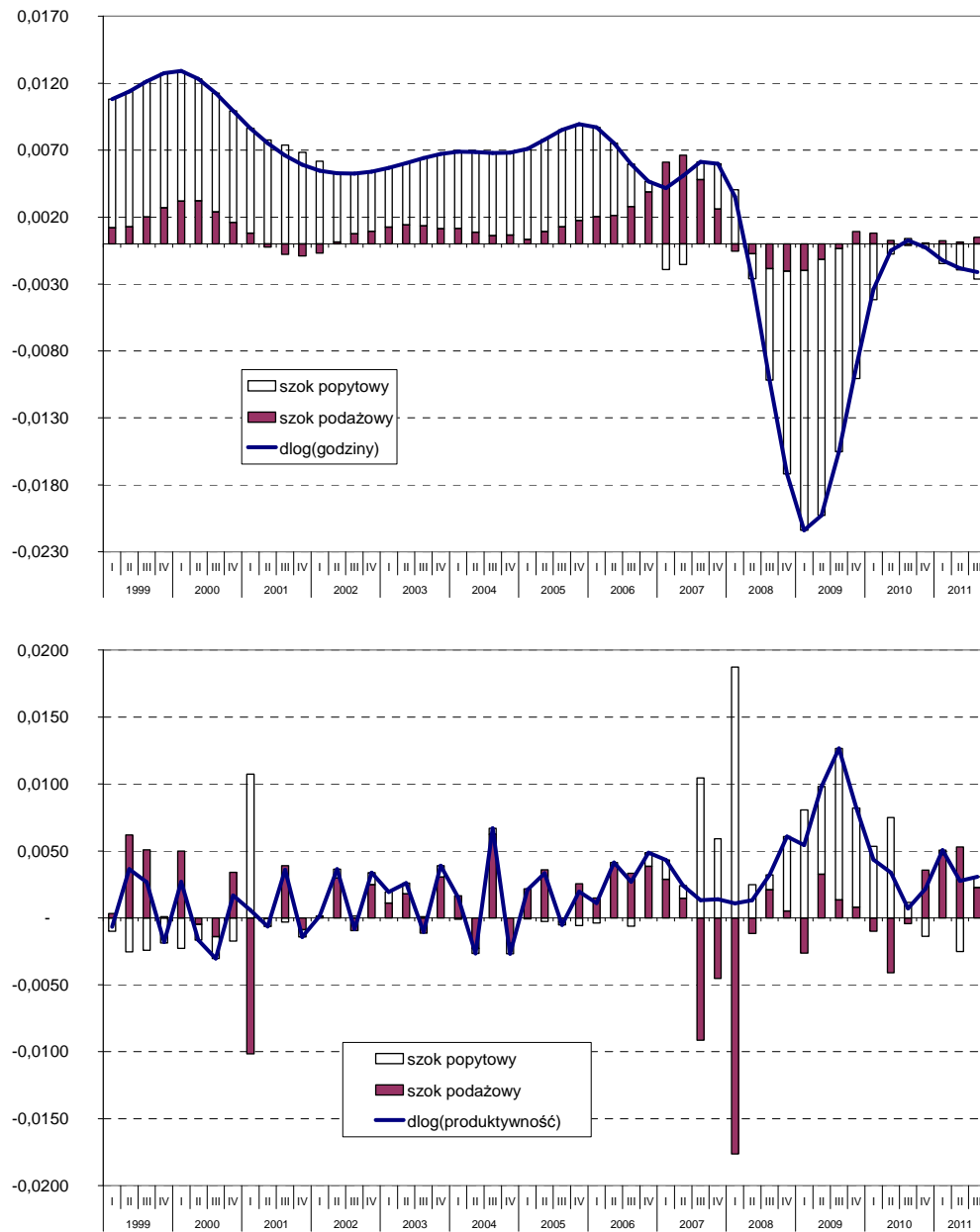
Rysunek IV.1c. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (Niemcy)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



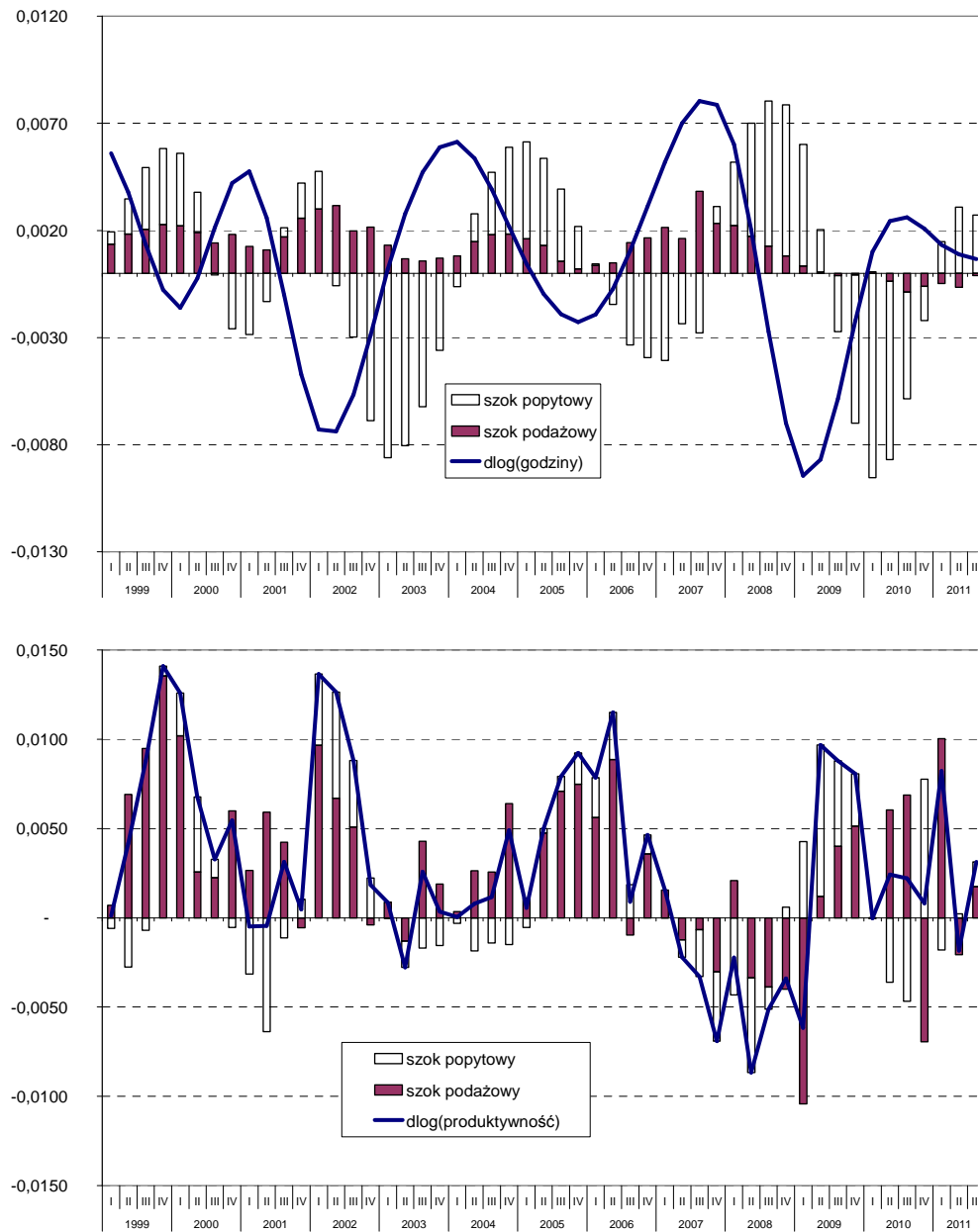
Rysunek IV.1d. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (Estonia)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



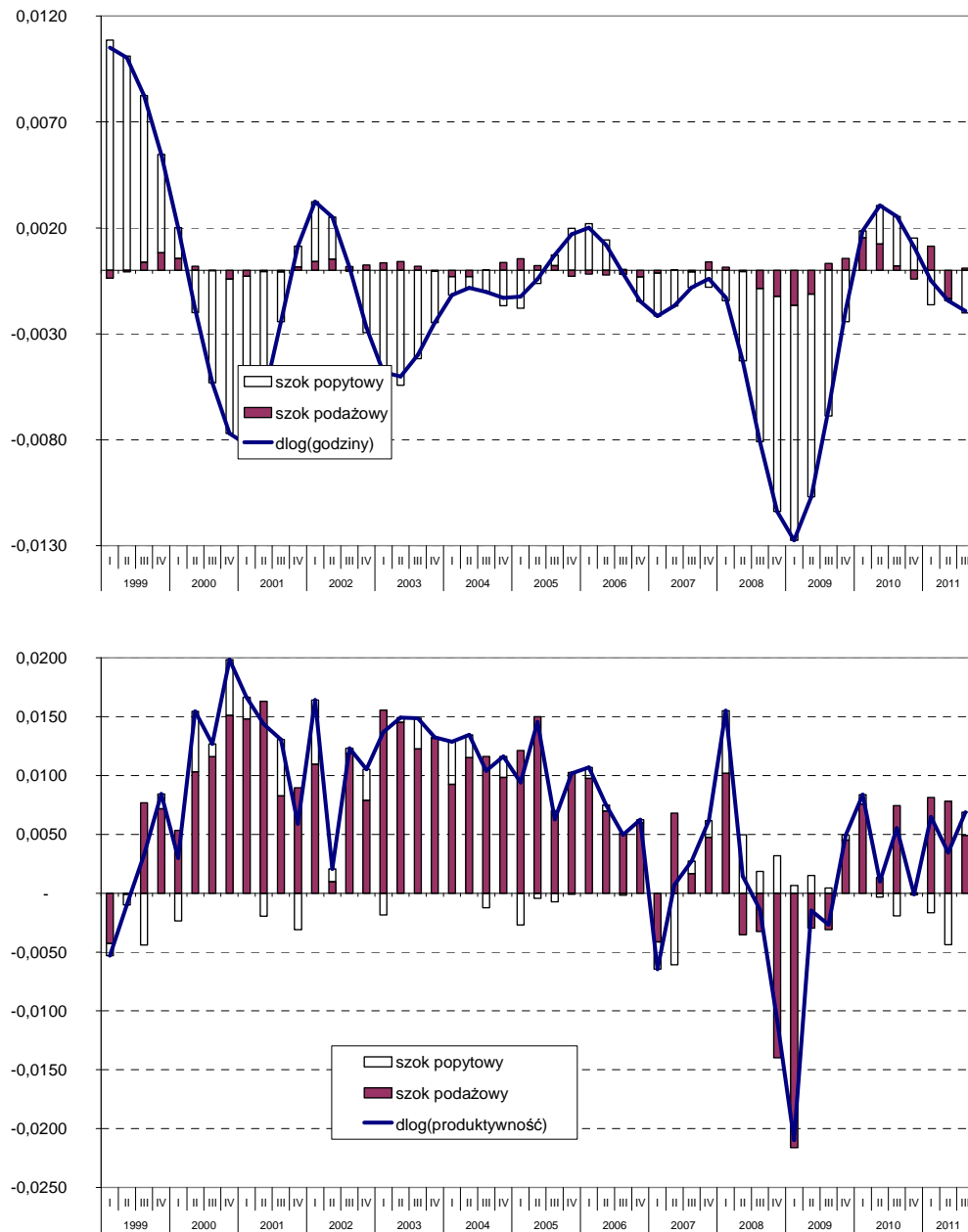
Rysunek IV.1e. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (Hiszpania)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



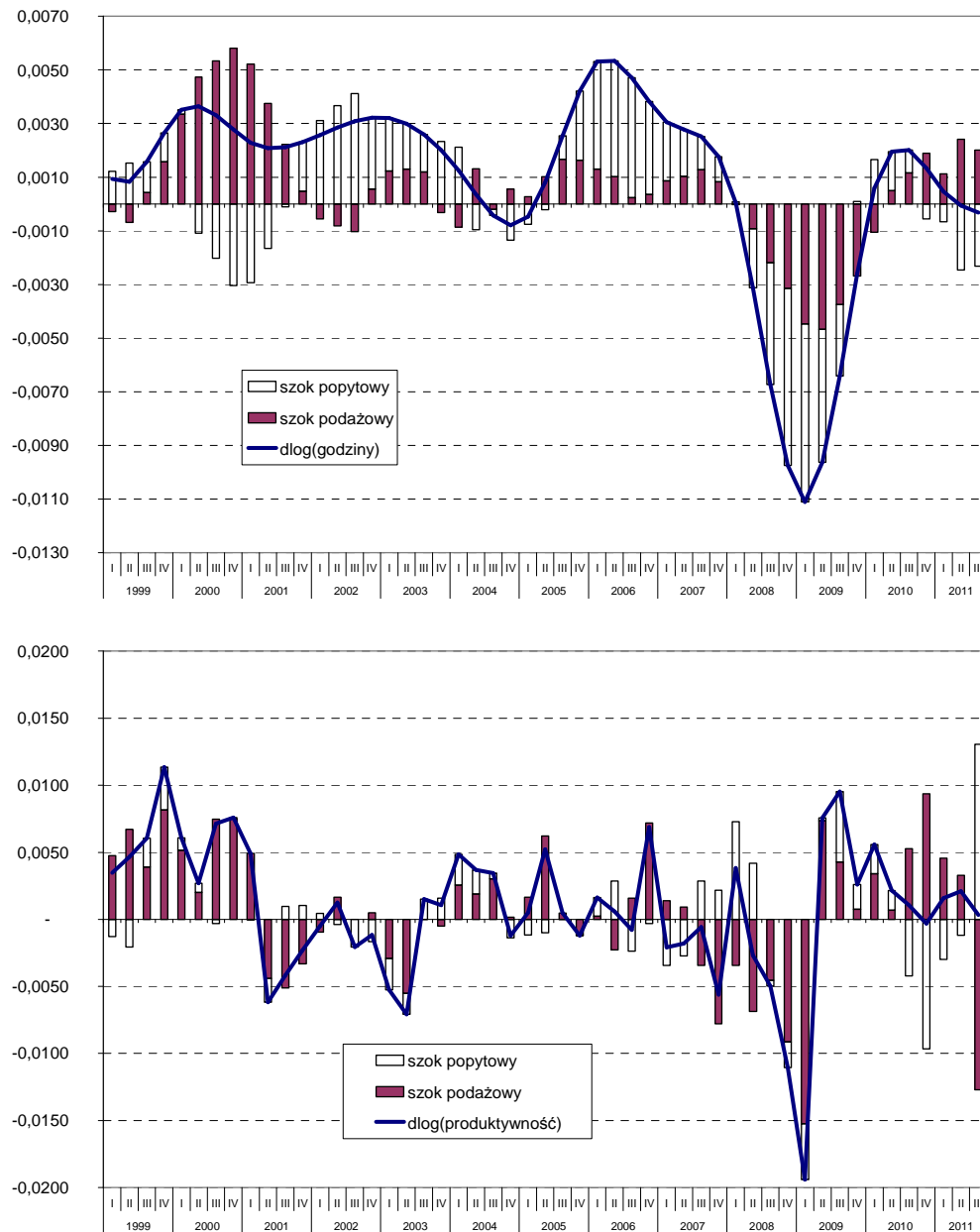
Rysunek IV.1f. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (Francja)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



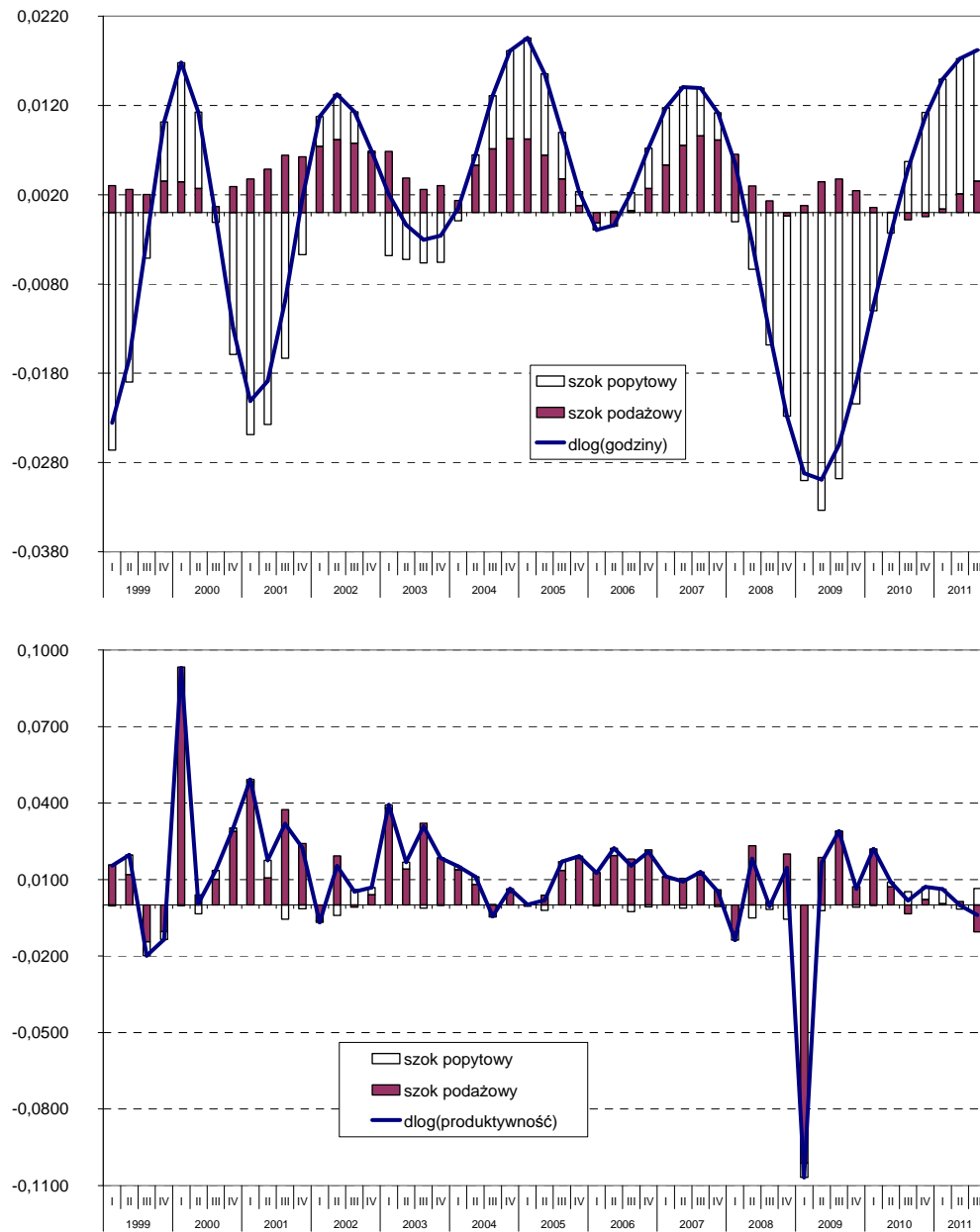
Rysunek IV.1g. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (Węgry)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



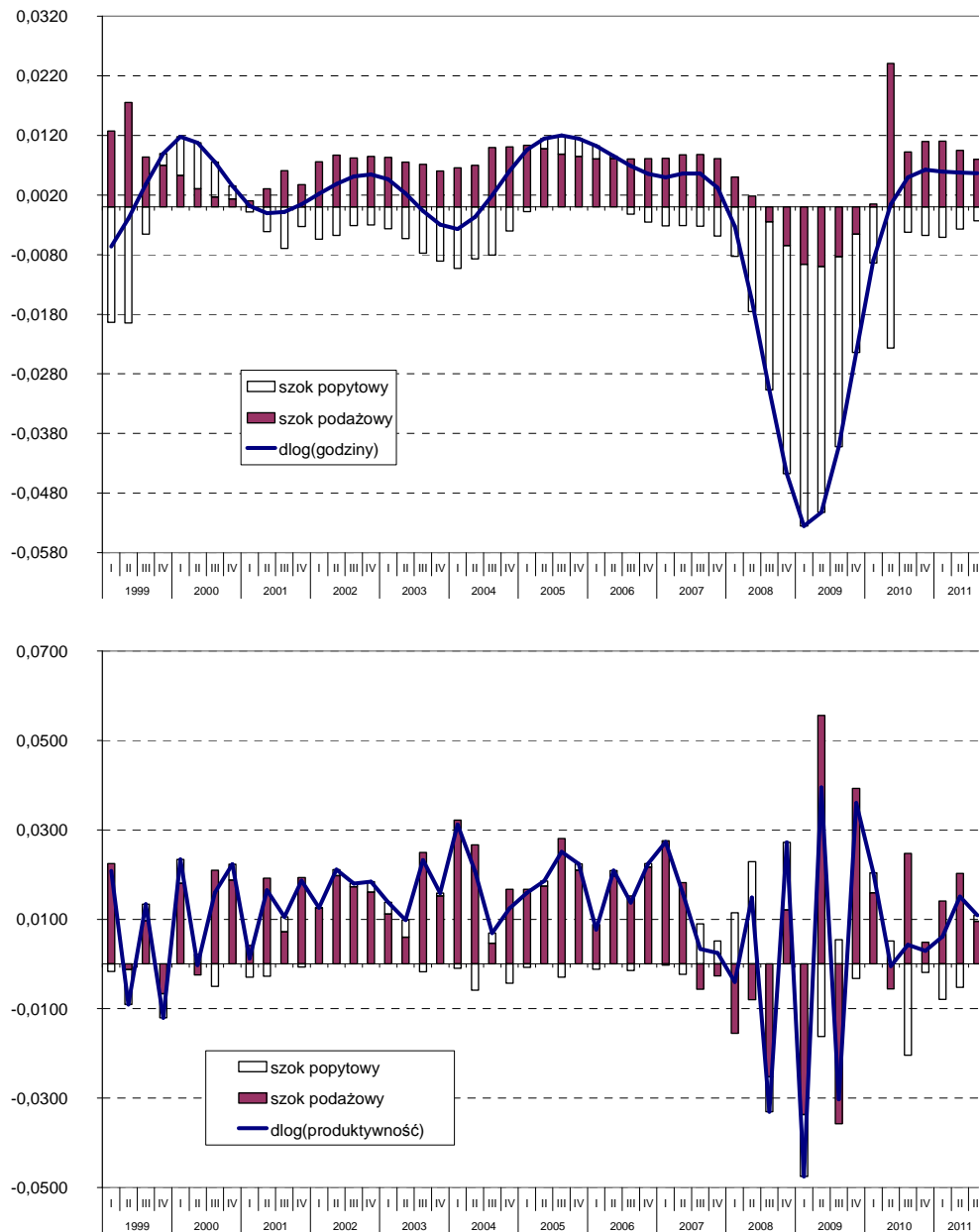
Rysunek IV.1h. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (Włochy)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



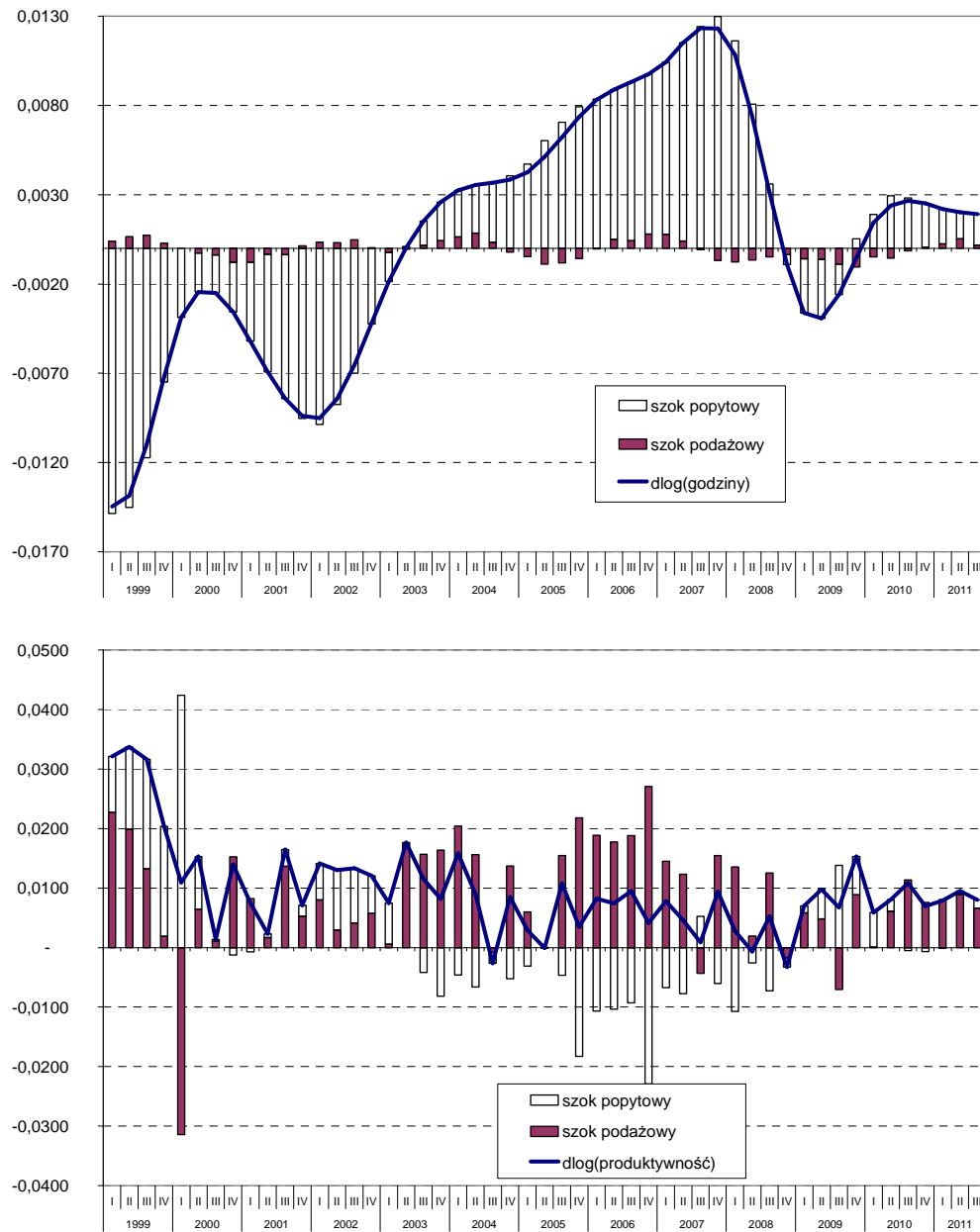
Rysunek IV.1i. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (Litwa)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



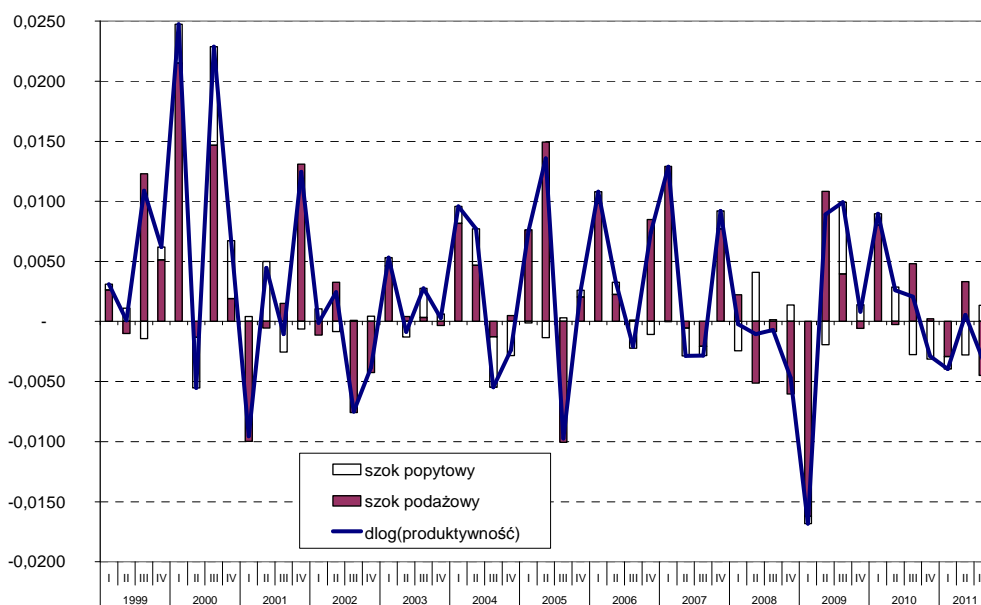
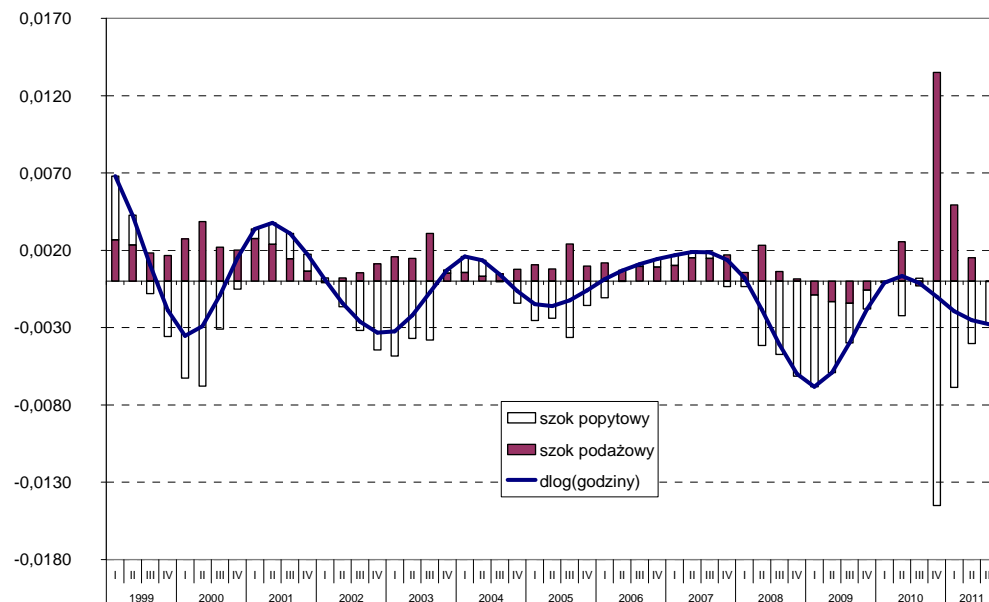
Rysunek IV.1j. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażyowych (Łotwa)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



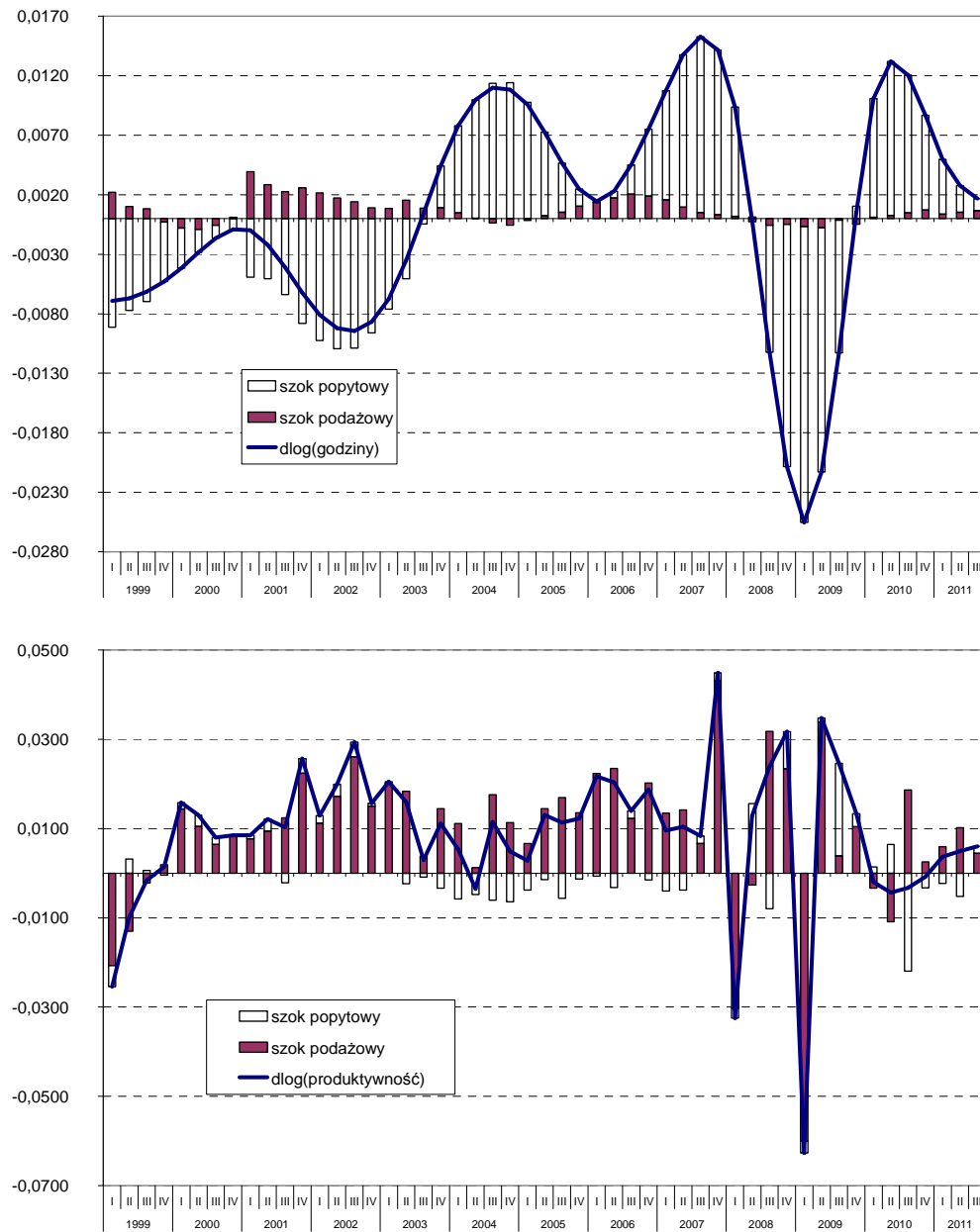
Rysunek IV.1k. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (Polska)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



Rysunek IV.11. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (Portugalia)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



Rysunek IV.1m. Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych (Słowacja)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela IV.3. Współczynniki korelacji dla szoków, które w badanym okresie decydowały o zmienności produktywności i godzin pracy w analizowanych krajach

a) szoki popytowe

| wsp. korelacji | CZ | DE | EA17 | EE | ES | FR | HU | IT | LT | LV | PL | PT | SK |
|----------------|------|------|------|------|------|-------|------|------|-------|------|-------|------|----|
| CZ | 1 | | | | | | | | | | | | |
| DE | 0,66 | 1 | | | | | | | | | | | |
| EA17 | 0,54 | 0,86 | 1 | | | | | | | | | | |
| EE | 0,53 | 0,63 | 0,56 | 1 | | | | | | | | | |
| ES | 0,55 | 0,77 | 0,77 | 0,71 | 1 | | | | | | | | |
| FR | 0,14 | 0,49 | 0,51 | 0,41 | 0,53 | 1 | | | | | | | |
| HU | 0,48 | 0,45 | 0,38 | 0,41 | 0,32 | -0,18 | 1 | | | | | | |
| IT | 0,48 | 0,65 | 0,73 | 0,52 | 0,64 | 0,10 | 0,32 | 1 | | | | | |
| LT | 0,53 | 0,27 | 0,22 | 0,17 | 0,21 | -0,26 | 0,19 | 0,41 | 1 | | | | |
| LV | 0,50 | 0,65 | 0,64 | 0,76 | 0,80 | 0,34 | 0,34 | 0,59 | 0,35 | 1 | | | |
| PL | 0,46 | 0,47 | 0,37 | 0,51 | 0,48 | 0,11 | 0,11 | 0,53 | 0,37 | 0,50 | 1 | | |
| PT | 0,25 | 0,52 | 0,56 | 0,34 | 0,51 | 0,66 | 0,14 | 0,32 | -0,32 | 0,27 | -0,09 | 1 | |
| SK | 0,46 | 0,75 | 0,67 | 0,68 | 0,72 | 0,62 | 0,21 | 0,45 | 0,18 | 0,77 | 0,42 | 0,52 | 1 |

b) szoki podażowe

| wsp. korelacji | CZ | DE | EE | EA17 | ES | FR | HU | IT | LT | LV | PL | PT | SK |
|----------------|-------|------|-------|------|-------|-------|-------|------|-------|------|-------|------|----|
| CZ | 1 | | | | | | | | | | | | |
| DE | 0,22 | 1 | | | | | | | | | | | |
| EE | 0,33 | 0,20 | 1 | | | | | | | | | | |
| EA17 | 0,03 | 0,84 | 0,14 | 1 | | | | | | | | | |
| ES | -0,12 | 0,44 | 0,17 | 0,50 | 1 | | | | | | | | |
| FR | 0,00 | 0,39 | 0,05 | 0,54 | 0,21 | 1 | | | | | | | |
| HU | 0,12 | 0,28 | -0,37 | 0,28 | -0,01 | 0,26 | 1 | | | | | | |
| IT | 0,09 | 0,63 | -0,08 | 0,73 | 0,31 | 0,37 | 0,43 | 1 | | | | | |
| LT | 0,40 | 0,36 | 0,33 | 0,22 | 0,13 | 0,19 | -0,01 | 0,24 | 1 | | | | |
| LV | -0,02 | 0,21 | -0,22 | 0,37 | 0,13 | 0,14 | 0,10 | 0,45 | 0,32 | 1 | | | |
| PL | -0,10 | 0,13 | -0,14 | 0,20 | 0,16 | 0,13 | 0,00 | 0,15 | -0,14 | 0,11 | 1 | | |
| PT | 0,04 | 0,17 | 0,23 | 0,35 | 0,07 | 0,14 | 0,16 | 0,32 | 0,38 | 0,33 | -0,13 | 1 | |
| SK | 0,08 | 0,15 | -0,12 | 0,11 | 0,13 | -0,14 | 0,13 | 0,04 | 0,47 | 0,34 | -0,38 | 0,23 | 1 |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Niestety, model oszacowany dla Grecji nie pozwolił na właściwą identyfikację szoków. W przypadku tego kraju oszacowany model okazał się niestabilny, a próby zmiany założeń dotyczących stopnia integracji badanych szeregów czasowych, czy też zmiany założeń dotyczących rzędu opóźnień modelu VAR nie przyniosły oczekiwanych rezultatów. Prawdopodobnie problemy z estymacją związane były z

tym, że szereg produktywności dla Grecji był najkrótszy, zaczynał się od 2000 r., czego efektem była dość krótka wspólna próba dla zmiennych modelu. Dodatkowo, w tym okresie przebieg badanych zmiennych ekonomicznych w Grecji był bardzo dynamiczny, co wynikało z silnego, negatywnego wpływu kryzysu finansowego.

Historyczna dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych wskazuje, że w badanym przedziale czasowym zmienność godzin pracy zdominowana była przez szoki popytowe. Widoczny jest też silny ujemny wpływ szoku popytowego w okresie ostatniego kryzysu finansowego. Kształtowanie się produktywności było z kolei zdominowane przez szoki podażowe. Warto zwrócić uwagę na fakt, że właściwie w całym obserwowanym okresie w nowych krajach członkowskich obserwujemy wzrost produktywności, utrzymywany przez pozytywny wpływ szoków podażowych. Pewne zniekształcenia tej tendencji ujawniają się dopiero w okresie kryzysu finansowego.

Ogólnie mówiąc, korelacja szoków historycznych jest większa w przypadku szoków popytowych niż podażowych. Oznacza to, że w badanej grupie krajów w okresie historycznym analizowane zmienne podlegały wpływom podobnych szoków popytowych. Historyczne szoki podażowe były bardziej zróżnicowane i prawdopodobnie w większym stopniu wynikały ze specyficznych zmian na rynkach lokalnych poszczególnych krajów. Większe współczynniki korelacji szoków podażowych obserwujemy jedynie w przypadku największych krajów strefy euro, których gospodarki są najbardziej do siebie podobne strukturalnie (por. rozdział V). Można zatem postawić tezę, że okres transformacji gospodarek i występujące zróżnicowanie instytucjonalne w tym czasie wpływają na reakcję na działanie szoków podażowych.

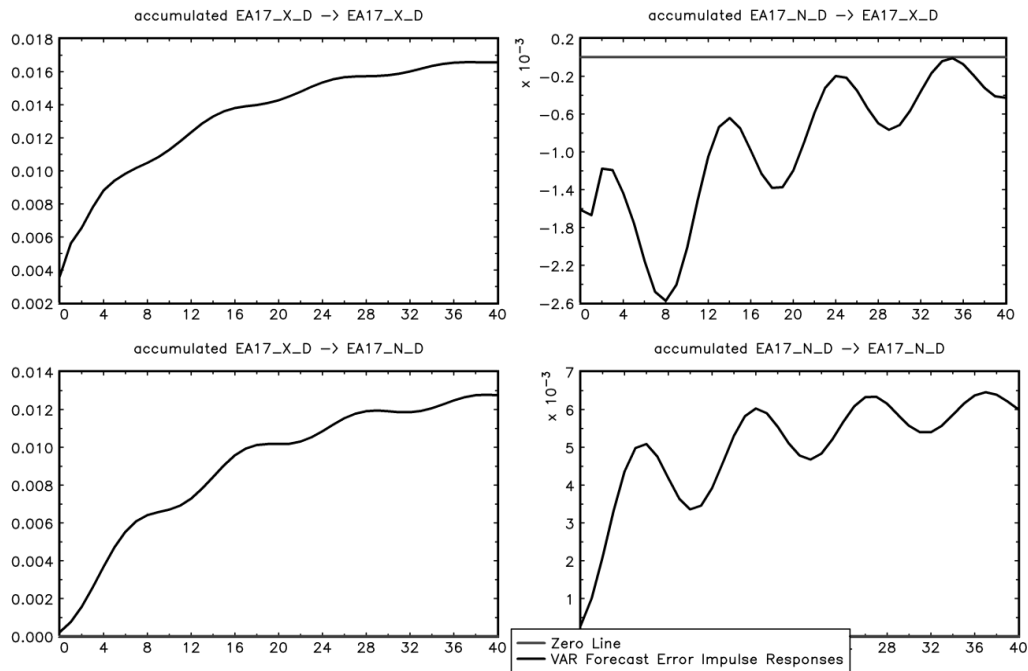
Podobieństwo w przebiegu reakcji badanych zmiennych na szoki podażowe jest względnie duże. Zgodność zakumulowanych odpowiedzi badanych zmiennych na szok podażowy jest szczególnie widoczna w przypadku reakcji produktywności. Rysunki IV.2a-2m (kolumna pierwsza bloku wykresowego) wskazują, że największa zmiana produktywności w reakcji na szok podażowy ma miejsce w okresie pierwszych 12 kwartałów. Pomimo podobieństwa w przebiegu reakcji produktywności na szok podażowy, kraje różnią się skalą reakcji. Z badanych krajów można wyróżnić te, które reagują słabiej (Niemcy, Francja, Hiszpania, Portugalia i generalnie cała strefa euro) oraz te, w których reakcja na szok jest średnio trzy razy silniejsza (pozostałe, w tym należące do grupy nowych krajów członkowskich UE). Wyjątkiem są Włochy, gdzie reakcja produktywności na szok podażowy jest wyjątkowo słaba. W ramach zidentyfikowanych powyżej grup zróżnicowanie w skali reakcji jest już dużo mniejsze, jednak prezentowana funkcja reakcji pozwala na wyróżnienie pewnych cech

specyficznych. Przykładowo, w pierwszej grupie w początkowym okresie najsilniej na szok podaży reaguje produktywność Niemiec i Portugalii. Portugalia jest krajem, w którym, ogólnie rzecz biorąc, pozytywny wpływ szoku jest największy. W drugiej grupie krajów najczęściej w początkowym okresie zdają się zyskiwać kraje bałtyckie. Z czasem różnice się wyrównują.

W przypadku reakcji liczby roboczogodzin na szok podaży zróżnicowanie w przebiegu zmian jest już większe. Można wyróżnić grupę krajów, w których skumulowany wpływ szoków podaży jest ujemny; należą do niej Czechy i Estonia. W pozostałych wpływ ten jest dodatni. W Polsce przez ok. 5 lat wpływ tego szoku na godziny pracy jest dodatni, później jednak, podobnie jak w przypadku Czech i Estonii, przyjmuje wartości ujemne. Warto zauważyć, że o ile w przypadku produktywności wpływ szoku podaży był wyraźnie silniejszy wśród nowych krajów członkowskich UE, to w przypadku godzin pracy siła reakcji na szok podaży w badanych krajach jest już dużo bardziej zbliżona. Porównując z kolei siłę reakcji badanych zmiennych na szok podaży okazuje się, że wpływ szoków podaży na godziny pracy jest o ok. rząd wielkości słabszy niż na wynikową produktywność. Może to sugerować duże znaczenie tych szoków dla poziomu PKB, który w ich wyniku rośnie szybciej niż rynek pracy.

W przypadku szoków popytowych (kolumna druga bloku rysunków IV.2a-2m), zakumulowane odpowiedzi badanych zmiennych w ramach oszacowanych modeli są dużo bardziej zróżnicowane niż wyniki dla szoków podaży. Pewne podobieństwo występuje jedynie w przypadku największych gospodarek strefy euro – Niemiec, Francji i Włoch. W przypadku pozostałych badanych krajów trudno jest doszukiwać się większych podobieństw poza tym, że w większości krajów w początkowym okresie dodatni szok popytowy jest wyraźnie ujemny dla produktywności (poza Czechami, Litwą i Estonią), następnie, zgodnie z założeniami modelu, jego wpływ staje się neutralny. Zgodnie z teorią, we wszystkich badanych krajach szok popytowy ma pozytywny wpływ na godziny pracy.

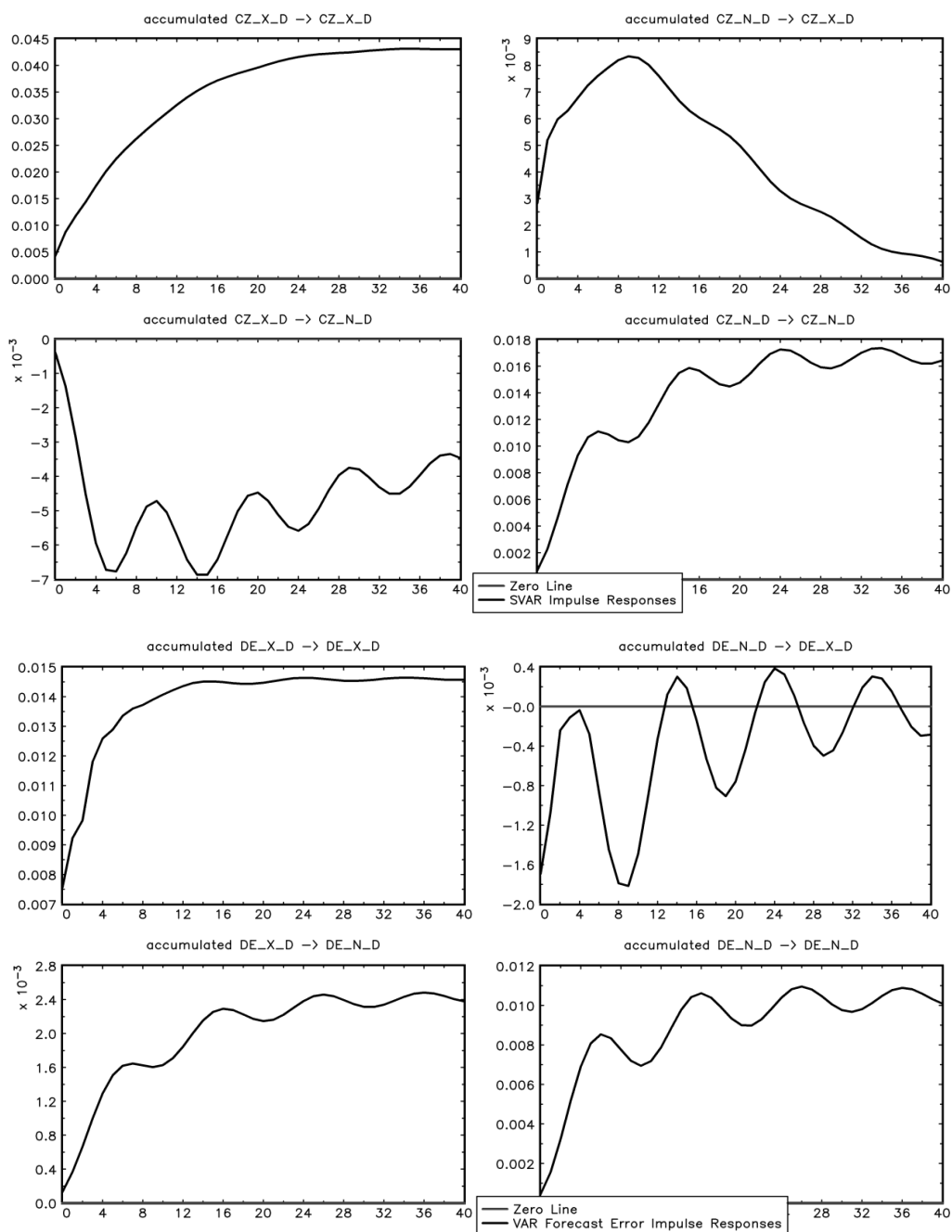
Fakt, iż w okresie historycznym badane kraje podlegały wpływom podobnych szoków popytowych w połączeniu ze stwierdzonym wyżej dużym zróżnicowaniem w reakcji badanych zmiennych na szoki popytowe (wyraźnie większym niż w przypadku reakcji na szoki podaży), może tłumaczyć zróżnicowanie w przebiegu cyklu koniunkturalnego w poszczególnych krajach.



Rysunek IV.2a. Zakumulowane odpowiedzi na szoki popytowe i podaźowe (strefa euro)

Uwagi: odpowiedzi produktywności (x) i godzin pracy (n) na szoki popytowe i podaźowe. Wejściowe zmienne są logarytmowane i zróżnicowane w stopniu pierwszym (D). Pierwsza kolumna bloku wykresowego dla wybranego kraju prezentuje odpowiedź wybranej zmiennej na szok podaźowy, druga kolumna – na szok popytowy.

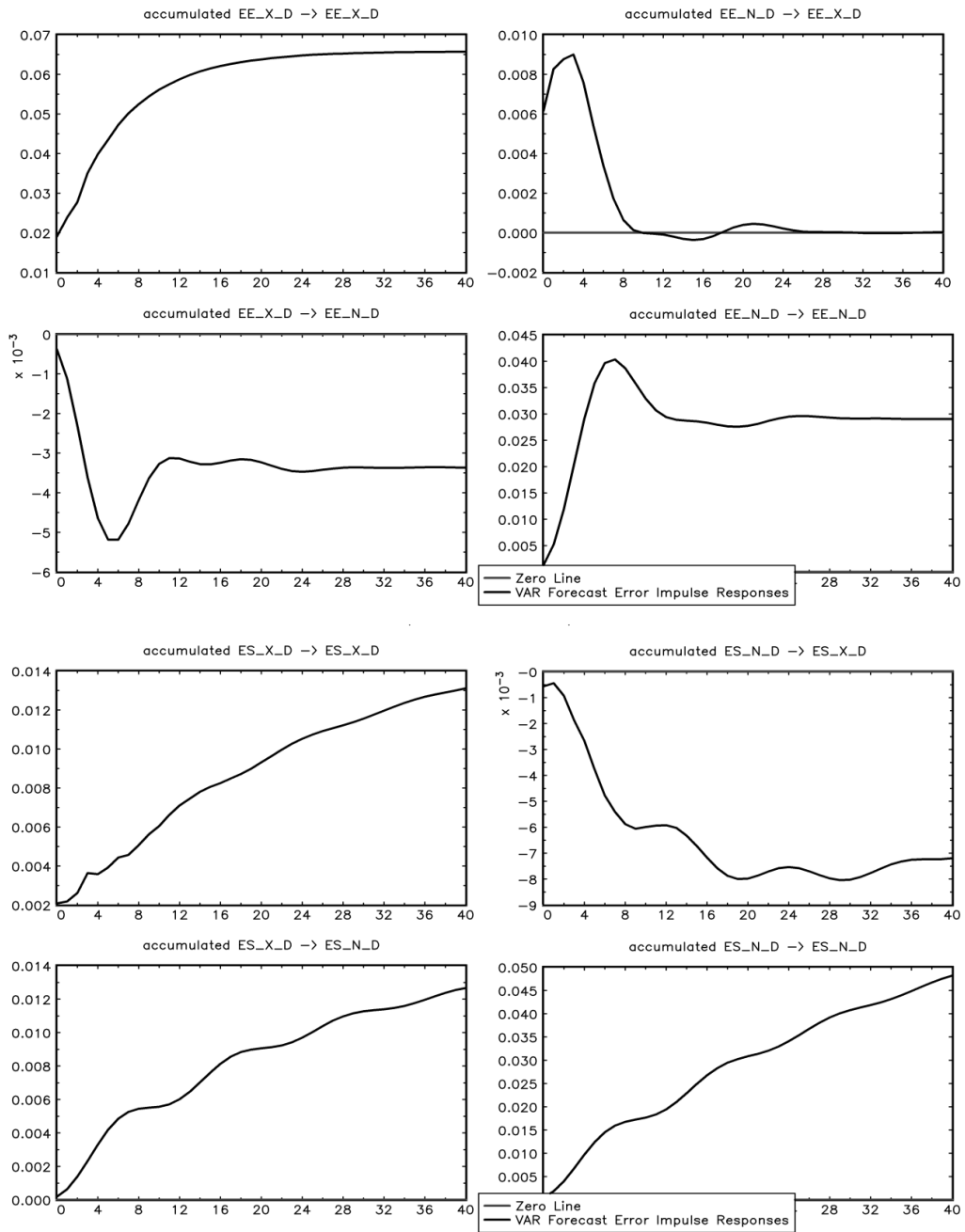
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



Rysunek IV.2b. Zakumulowane odpowiedzi na szoki popytowe i podażowe Czechy(CZ) i Niemcy(DE)

Uwagi: patrz uwagi do Rys. IV.2a.

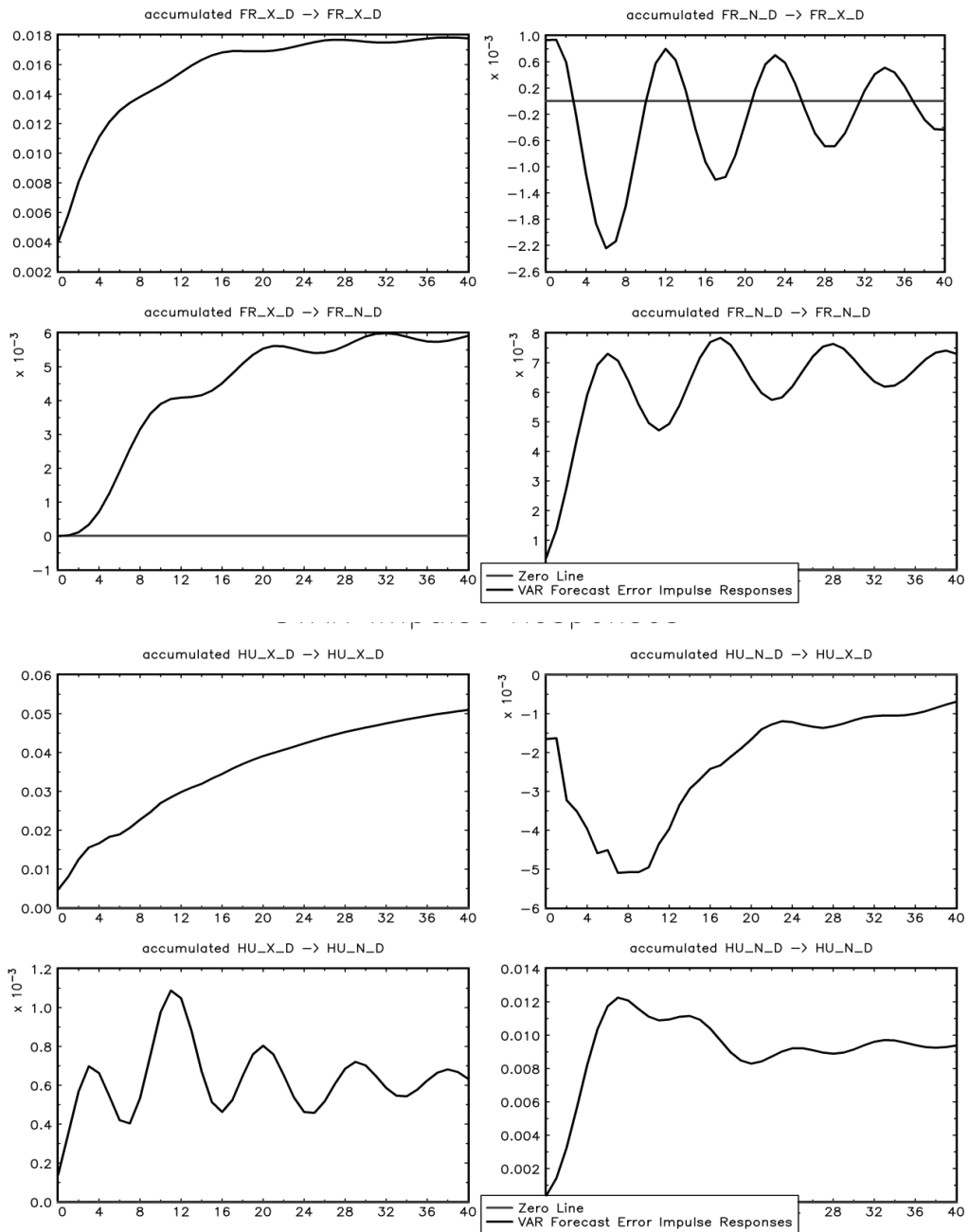
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



Rysunek IV.2d. Zakumulowane odpowiedzi na szoki popytowe i podażowe Estonia (EE) i Hiszpania (ES)

Uwagi: patrz uwagi do Rys. IV.2a.

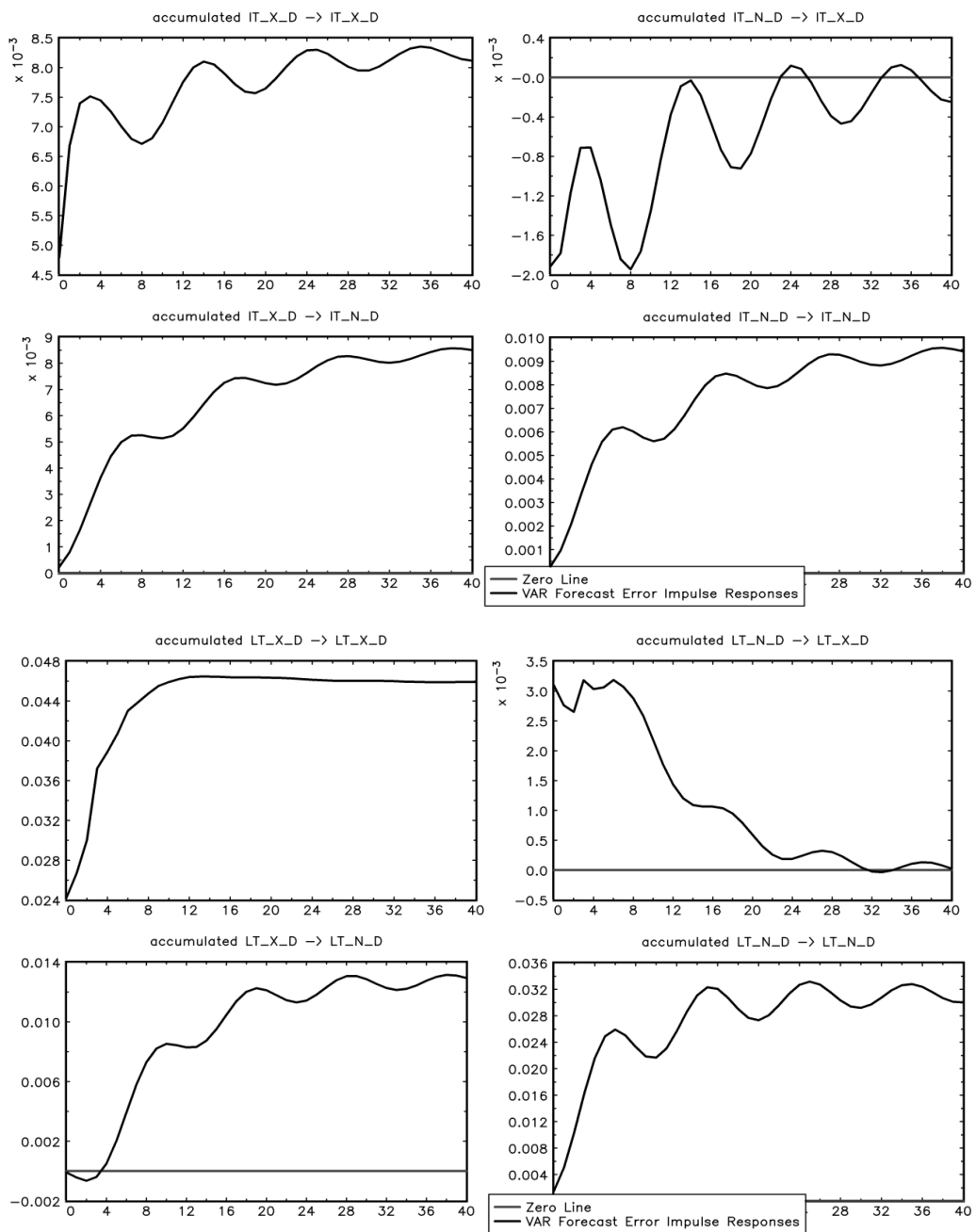
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



Rysunek IV.2f. Zakumulowane odpowiedzi na szoki popytowe i podażowe Francja (FR) i Węgry (HU)

Uwagi: patrz uwagi do Rys. IV.2a.

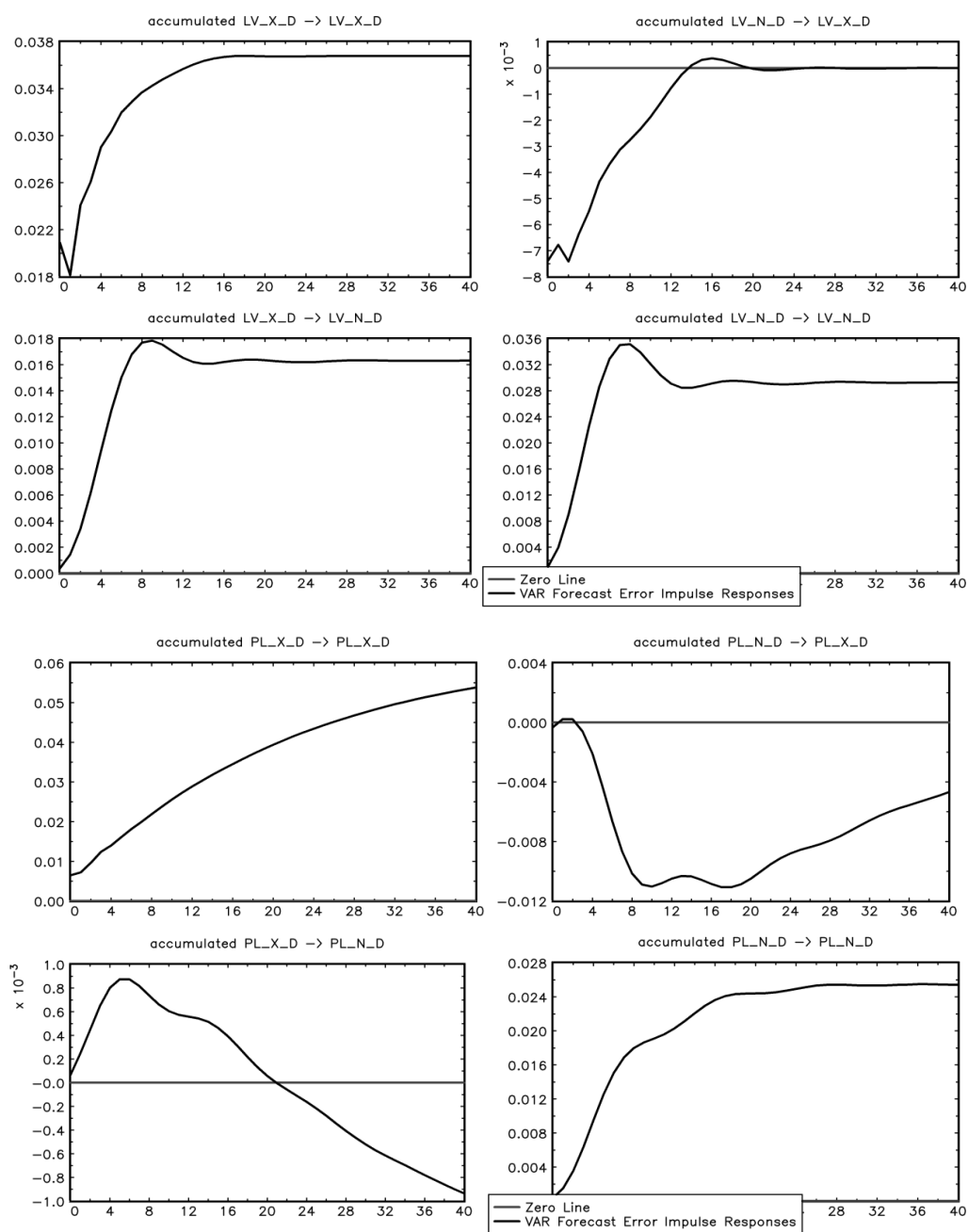
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



Rysunek IV.2h. Zakumulowane odpowiedzi na szoki popytowe i podażowe Włochy (IT) i Litwa (LT)

Uwagi: patrz uwagi do Rys. IV.2a.

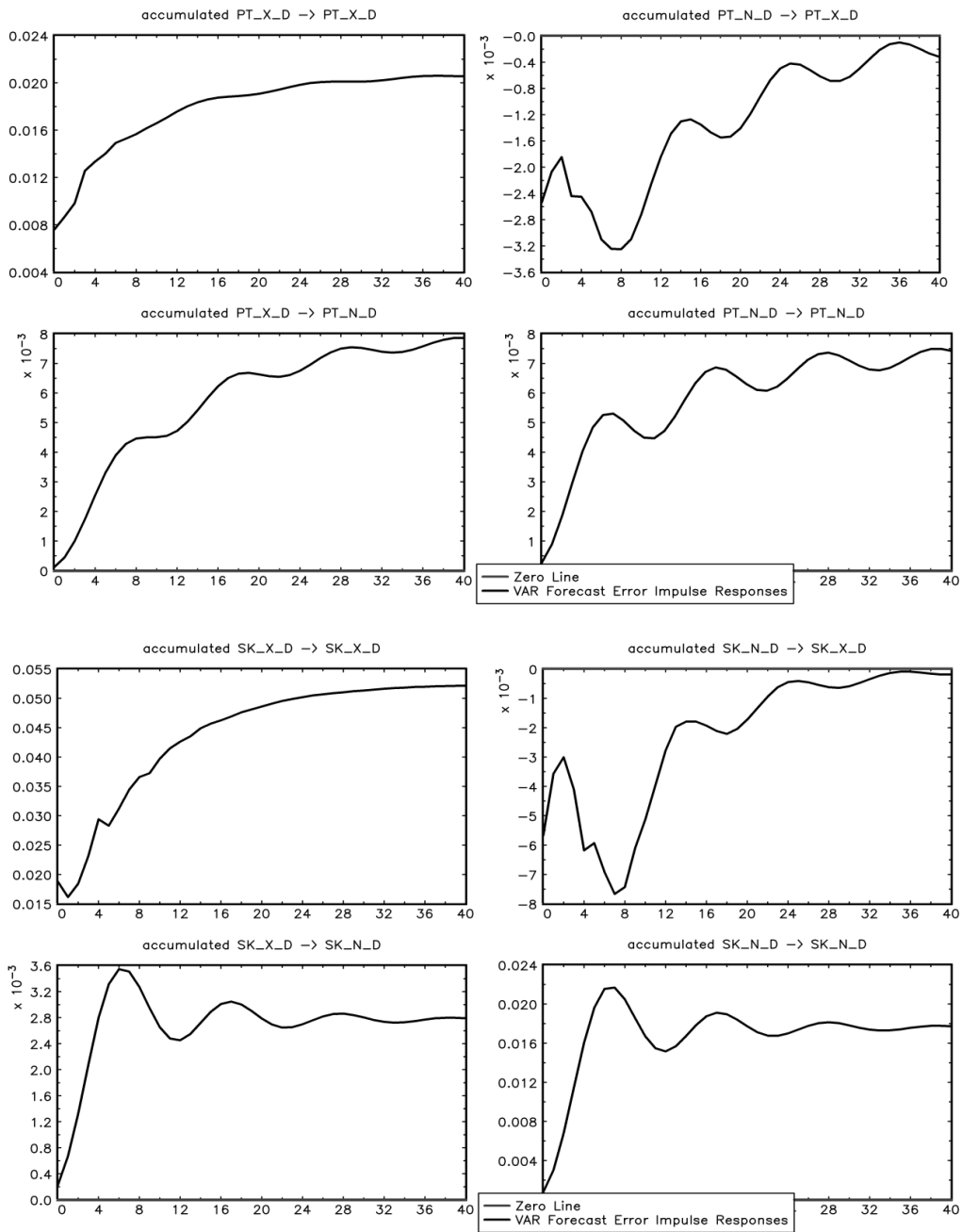
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



Rysunek IV.2j. Zakumulowane odpowiedzi na szoki popytowe i podażowe Łotwa (LV) i Polska (PL)

Uwagi: patrz uwagi do Rys. IV.2a.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



Rysunek IV.2l. Zakumulowane odpowiedzi na szoki popytowe i podażowe Portugalia (PT) i Słowacja (SK)

Uwagi: patrz uwagi do Rys. IV.2a.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

V. PODOBIENSTWO STRUKTUR GOSPODARCZYCH

V.1. Podobieństwo struktur produkcji

Dostępność danych ograniczyła horyzont czasowy analizy podobieństwa struktur tworzenia wartości dodanej brutto (WDB, złożonych z 64 działów produkcji) strefy euro i krajów UE do lat 2001-2009, przy czym niedostępne okazały się dane dla Łotwy, zaś szereg dla Portugalii objął tylko lata 2007-2009. Obliczone wartości wskaźnika podobieństwa struktur zamieszczone są w tabeli V.1.1a. Ocena tych wyników skłania do wyróżnienia pięciu grup gospodarek. W pierwszej znajdują się te (Francja, Niemcy i Włochy), których profil produkcyjny zbliżony jest do profilu strefy euro. Wskaźnik nie przekracza wartości 10; najniższy jest w przypadku Francji i wyniósł w 2009 r. 6,5 (w próbie wahał się w przedziale 6,2-7,1), dla Włoch – 8,8 (7,4-8,8), a Niemiec – 9,1 (7,1-10,5). Ten wynik nie może dziwić, bowiem udział WDB tych trzech gospodarek stanowi niemal $\frac{2}{3}$ WDB gospodarki strefy euro. Godne uwagi jest, iż struktura produkcji Niemiec jest mniej podobna do struktury produkcji strefy euro niż struktura tworzenia WDB Francji, choć wkład gospodarki niemieckiej w produkt strefy euro jest większy. W gospodarce niemieckiej silniej niż w gospodarce strefy euro rozwinięte są przemysł maszynowy i przemysł motoryzacyjny, a w mniejszym stopniu budownictwo oraz hotelarstwo i gastronomia

W drugiej grupie znajdują się peryferyjne gospodarki strefy euro: Hiszpanii i Portugalii, o wartości wskaźnika podobieństwa struktur poniżej 20 (odpowiednio: 19,3 i 18,3 w 2009 r.). Niewiele mniejsze jest podobieństwo struktury produkcji Czech i Węgier; wartości wskaźnika wyniosły w 2009 r. odpowiednio: 26,4 i 28,2. Należy jednak zauważyć, iż w odróżnieniu od gospodarek Hiszpanii i Portugalii gospodarki czeska i węgierska (zwłaszcza ta druga) podlegały w badanym okresie silnym przekształceniom, które objawiały się względnie dużą zmiennością struktury produkcji¹; wartości wskaźnika podobieństwa wahały się bowiem, odpowiednio: od 21,8 do 31,9 i od 18,3 do 34,3, będąc najwyższe w okresie, w którym gospodarki europejskie boleśnie odczuły skutki kryzysu finansowego w USA. Czwarta grupa obejmuje gospodarki Estonii, Polski i Słowacji, których struktury produkcji są dość niepodobne do struktury tworzenia WDB w strefie euro, a mówiąc dokładniej, dla których wskaźnik podobieństwa mieści się w przedziale wartości 30-40. Główne różnice w profilu produkcji wynikają ze specjalizacji tych gospodarek (określonej przede wszystkim warunkami naturalnymi) i polegają na nadreprezentacji

¹ Ścisłej mówiąc, zmiennością podobieństwa do struktury produkcji strefy euro.

następujących działów: rolnictwa (w Polsce), leśnictwa (w Estonii i Słowacji), górnictwa (w Polsce), przemysłu drzewnego (produkcji wyrobów z drewna, w Estonii), przemysłu motoryzacyjnego (w Słowacji), przemysłu zaopatrzenia w prąd, gaz i wodę (w Słowacji) oraz usług magazynowo-spedycyjnych (w Estonii), a mniejszym udziale w WDB usług związanych z obsługą nieruchomości. Najmniejsze podobieństwo do struktury produkcji strefy euro cechuje gospodarki Grecji i Litwy; wartości wskaźnika wyniosły, odpowiednio: 47,4 i 52,2 (w próbie wahały się w przedziałach: 47,4-85 i 51,6-62,4). To niskie podobieństwo wynika głównie z nadmiernie (względem strefy euro) rozwiniętych następujących działów produkcji: rolnictwa, przemysłu drzewnego i transportu lądowo-rurociągowego (na Litwie), przemysłu koksowniczego i naftowego (w obu gospodarkach) oraz transportu wodnego (w Grecji).

Tabela V.1a. Podobieństwo struktur produkcji (tworzenia wartości dodanej) w krajach UE do struktury produkcji w strefie euro w latach 2001-2009 (64 działy gospodarki narodowej)

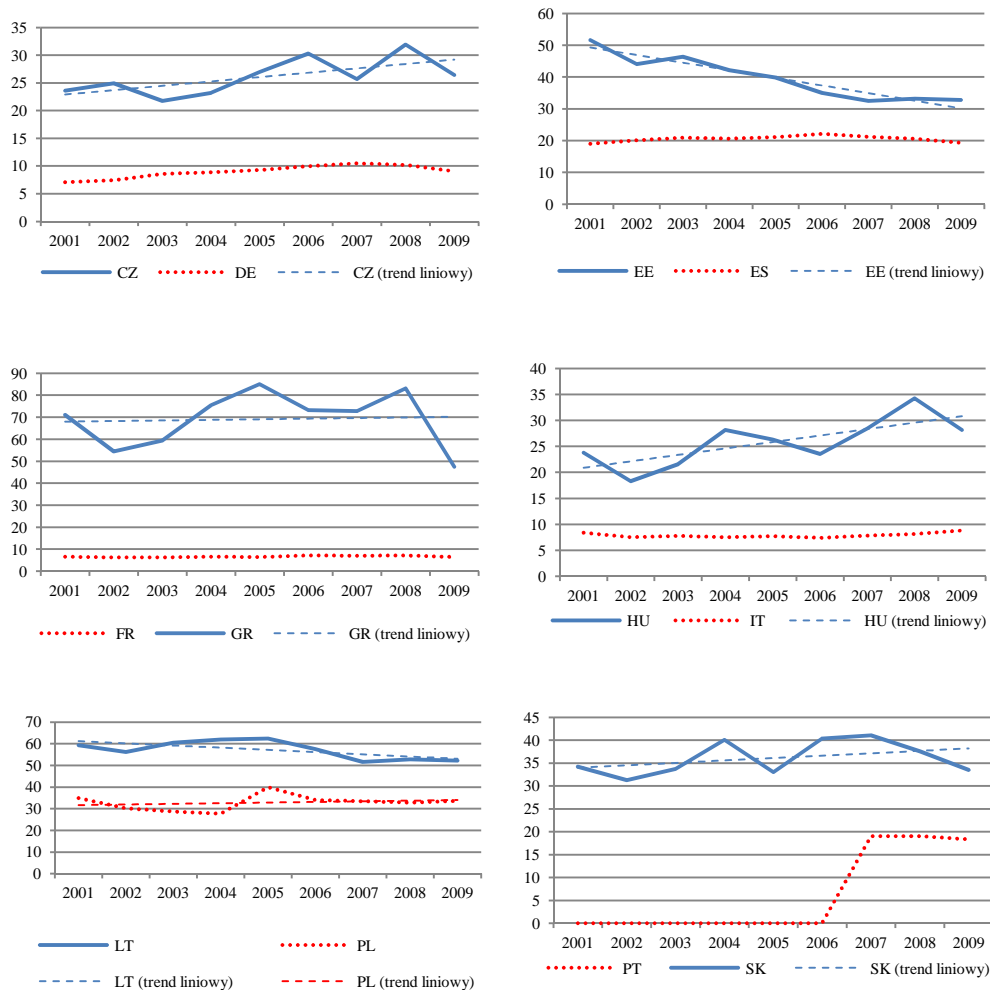
| | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 |
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| CZ | 23,6 | 24,9 | 21,8 | 23,2 | 26,9 | 30,3 | 25,7 | 31,9 | 26,4 |
| DE | 7,1 | 7,4 | 8,6 | 8,9 | 9,2 | 10,0 | 10,5 | 10,2 | 9,1 |
| EE | 51,6 | 44,1 | 46,4 | 42,2 | 39,9 | 35,0 | 32,5 | 33,1 | 32,8 |
| ES | 19,0 | 20,1 | 20,9 | 20,6 | 21,1 | 22,1 | 21,2 | 20,6 | 19,3 |
| FR | 6,5 | 6,2 | 6,2 | 6,5 | 6,4 | 7,1 | 7,0 | 7,1 | 6,5 |
| GR | 71,0 | 54,5 | 59,4 | 75,4 | 85,0 | 73,2 | 72,8 | 83,1 | 47,4 |
| HU | 23,8 | 18,3 | 21,6 | 28,2 | 26,3 | 23,5 | 28,5 | 34,3 | 28,2 |
| IT | 8,4 | 7,5 | 7,8 | 7,5 | 7,7 | 7,4 | 7,9 | 8,1 | 8,8 |
| LT | 59,4 | 56,2 | 60,5 | 62,0 | 62,4 | 57,5 | 51,6 | 52,8 | 52,2 |
| PL | 35,0 | 30,2 | 28,8 | 27,6 | 40,0 | 34,0 | 33,4 | 32,9 | 33,6 |
| PT | - | - | - | - | - | - | 19,0 | 19,0 | 18,3 |
| SK | 34,2 | 31,3 | 33,7 | 40,1 | 33,0 | 40,3 | 41,0 | 37,6 | 33,5 |

Objaśnienia: - brak danych.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Analizując zmiany podobieństwa struktur produkcji w czasie, dochodzimy do wniosku, iż podobieństwo struktur gospodarek „starej” UE jest stabilne, tzn. nie wykazuje ani znaczących wahań (za wyjątkiem gospodarki Grecji), ani tendencji do zmiany (por. rysunki V.1.1-6). Inaczej przedstawia się podobieństwo struktur produkcji „nowych” gospodarek UE; jedne konwergują do profilu produkcji strefy euro (Estonia, Litwa), inne dywergują wyraźnie (Czechy, Węgry) lub ledwie

widocznie (Polska, Słowacja). W gospodarkach tych dostrzegalna jest pewna zaskakująca prawidłowość²; otóż te z nich, których profil produkcji jest najbardziej podobny do struktury tworzenia produktu strefy euro, w podobieństwie tym się cofają (i odwrotnie).



Rysunki V.1.1-6. Podobieństwo struktur produkcji (tworzenia wartości dodanej) w krajach UE do struktury produkcji w strefie euro w latach 2001-2009 (64 gałęzie gospodarki narodowej)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

² Przy wszystkich zastrzeżeniach wynikających z ograniczeń analizy (przede wszystkim krótkości próby).

W celu weryfikacji hipotezy o istnieniu związku między podobieństwem struktur tworzenia produktu a synchronizacją cykli koniunkturalnych przeprowadziliśmy na koniec tej części badania analizę korelacji między:

- wskaźnikiem podobieństwa struktur produkcji,
- a współczynnikami korelacji rekursywnej między cyklem PKB strefy euro a cyklami PKB krajów UE, obliczonymi w podrozdziale III.1.

Tabela V.1.1b. Podobieństwo struktur produkcji (tworzenia wartości dodanej) w krajach UE do struktury produkcji w strefie euro w okresie I kwartał 2001 – III kwartał 2011 (10 sekcji gospodarki narodowej)

| | CZ | DE | EE | ES | FR | GR | HU | IT | LT | LV | PL | SK |
|--------|------|-----|------|------|-----|------|------|-----|------|------|------|------|
| 2001Q1 | 9,4 | 2,1 | 7,8 | 9,9 | 2,0 | 23,6 | 8,6 | 1,0 | 14,6 | 13,3 | 9,6 | 11,5 |
| 2001Q2 | 10,2 | 2,1 | 6,0 | 9,9 | 2,2 | 18,7 | 10,3 | 0,8 | 12,2 | 11,3 | 10,9 | 13,0 |
| 2001Q3 | 12,4 | 2,6 | 8,9 | 7,9 | 2,2 | 17,7 | 16,9 | 1,8 | 27,9 | 15,6 | 14,5 | 18,6 |
| 2001Q4 | 10,2 | 2,6 | 5,7 | 10,5 | 2,0 | 15,9 | 7,4 | 1,3 | 12,6 | 8,9 | 10,4 | 10,5 |
| 2002Q1 | 11,1 | 2,2 | 7,2 | 10,8 | 2,1 | 19,6 | 5,1 | 1,4 | 14,5 | 13,7 | 8,5 | 10,4 |
| 2002Q2 | 10,9 | 2,1 | 6,2 | 10,7 | 2,5 | 17,3 | 4,5 | 0,8 | 12,5 | 12,7 | 10,9 | 10,0 |
| 2002Q3 | 13,0 | 2,7 | 9,9 | 9,0 | 2,4 | 18,0 | 6,5 | 1,4 | 28,2 | 15,1 | 12,2 | 17,0 |
| 2002Q4 | 11,7 | 2,6 | 6,1 | 11,2 | 2,0 | 16,7 | 4,1 | 1,2 | 12,8 | 11,0 | 8,9 | 8,2 |
| 2003Q1 | 9,5 | 2,8 | 9,5 | 11,6 | 1,8 | 19,2 | 6,0 | 1,2 | 15,7 | 16,5 | 8,4 | 12,9 |
| 2003Q2 | 9,3 | 2,6 | 6,0 | 12,3 | 2,2 | 17,5 | 5,7 | 0,8 | 13,4 | 13,8 | 9,3 | 14,1 |
| 2003Q3 | 12,3 | 3,0 | 8,6 | 10,0 | 2,4 | 18,4 | 9,8 | 1,6 | 34,6 | 16,9 | 12,5 | 18,9 |
| 2003Q4 | 9,3 | 3,2 | 5,2 | 12,3 | 2,2 | 17,0 | 4,6 | 1,5 | 13,7 | 12,2 | 7,2 | 8,9 |
| 2004Q1 | 10,3 | 2,8 | 6,6 | 11,6 | 2,4 | 21,9 | 7,7 | 1,1 | 16,6 | 15,5 | 9,2 | 14,9 |
| 2004Q2 | 8,3 | 3,0 | 4,5 | 12,1 | 2,8 | 19,0 | 10,5 | 0,7 | 13,6 | 12,8 | 10,6 | 13,7 |
| 2004Q3 | 11,3 | 3,5 | 7,6 | 10,2 | 2,8 | 19,7 | 18,5 | 1,4 | 23,1 | 15,2 | 10,5 | 16,3 |
| 2004Q4 | 11,5 | 3,7 | 4,2 | 11,9 | 2,7 | 18,9 | 8,2 | 1,7 | 13,9 | 12,0 | 6,6 | 11,4 |
| 2005Q1 | 14,0 | 3,4 | 7,2 | 13,0 | 2,5 | 18,6 | 6,8 | 1,2 | 17,2 | 20,2 | 12,3 | 15,3 |
| 2005Q2 | 13,9 | 3,4 | 4,4 | 12,2 | 2,9 | 18,3 | 6,6 | 0,8 | 15,0 | 19,6 | 15,0 | 11,1 |
| 2005Q3 | 15,3 | 3,7 | 8,5 | 10,6 | 2,9 | 19,4 | 9,2 | 1,7 | 25,8 | 20,0 | 14,4 | 14,3 |
| 2005Q4 | 13,8 | 4,0 | 4,7 | 12,6 | 2,8 | 17,1 | 6,4 | 1,7 | 15,2 | 12,6 | 10,0 | 9,3 |
| 2006Q1 | 16,2 | 3,8 | 6,3 | 13,9 | 3,0 | 11,6 | 5,7 | 1,2 | 16,6 | 17,5 | 15,0 | 15,5 |
| 2006Q2 | 13,6 | 3,8 | 5,0 | 14,1 | 3,6 | 10,8 | 5,7 | 0,8 | 15,5 | 16,5 | 12,5 | 12,3 |
| 2006Q3 | 15,9 | 3,9 | 9,7 | 11,7 | 3,7 | 13,0 | 9,1 | 1,7 | 24,1 | 21,2 | 13,0 | 16,2 |
| 2006Q4 | 12,9 | 4,2 | 6,0 | 13,4 | 3,4 | 8,5 | 4,4 | 1,4 | 15,2 | 15,8 | 10,4 | 11,3 |
| 2007Q1 | 11,9 | 3,9 | 8,2 | 13,2 | 3,2 | 11,9 | 6,5 | 1,2 | 16,1 | 17,9 | 13,5 | 13,9 |
| 2007Q2 | 11,3 | 4,1 | 6,5 | 13,1 | 3,6 | 10,7 | 6,0 | 0,7 | 17,6 | 17,6 | 10,1 | 12,2 |
| 2007Q3 | 12,1 | 4,3 | 11,5 | 11,9 | 3,8 | 13,8 | 8,0 | 1,5 | 32,6 | 23,0 | 11,4 | 16,3 |

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|-----|------|------|-----|------|------|-----|------|------|------|------|
| 2007Q4 | 12,6 | 4,6 | 7,4 | 13,5 | 3,6 | 8,3 | 4,8 | 1,6 | 16,6 | 14,3 | 11,2 | 13,2 |
| 2008Q1 | 15,1 | 4,0 | 8,4 | 12,4 | 3,7 | 13,7 | 10,3 | 1,3 | 14,0 | 11,4 | 13,3 | 21,5 |
| 2008Q2 | 14,9 | 4,2 | 7,8 | 12,2 | 4,1 | 13,9 | 14,6 | 0,9 | 15,5 | 11,9 | 11,2 | 16,3 |
| 2008Q3 | 16,4 | 4,3 | 12,2 | 11,4 | 4,1 | 16,9 | 26,3 | 1,5 | 28,8 | 17,0 | 11,5 | 16,5 |
| 2008Q4 | 14,8 | 4,3 | 8,5 | 12,2 | 3,6 | 8,8 | 12,2 | 1,8 | 13,6 | 8,8 | 12,5 | 18,3 |
| 2009Q1 | 14,5 | 3,3 | 6,3 | 12,0 | 3,2 | 8,0 | 6,0 | 1,3 | 10,7 | 8,4 | 13,2 | 10,4 |
| 2009Q2 | 13,2 | 3,2 | 2,8 | 11,0 | 3,0 | 6,7 | 5,1 | 0,8 | 12,4 | 9,4 | 12,9 | 11,5 |
| 2009Q3 | 13,6 | 3,4 | 6,4 | 10,0 | 3,4 | 10,8 | 9,6 | 1,4 | 36,0 | 12,4 | 13,6 | 17,0 |
| 2009Q4 | 12,1 | 3,8 | 5,1 | 10,9 | 3,3 | 6,4 | 4,8 | 1,7 | 10,0 | 5,9 | 14,8 | 10,6 |
| 2010Q1 | 14,8 | 3,7 | 4,1 | 11,9 | 3,3 | 11,4 | 7,5 | 1,3 | 13,2 | 15,7 | 14,7 | 18,1 |
| 2010Q2 | 12,2 | 3,7 | 1,9 | 10,4 | 3,6 | 9,6 | 6,8 | 0,9 | 14,6 | 15,0 | 12,9 | 12,1 |
| 2010Q3 | 12,0 | 3,9 | 4,6 | 9,5 | 3,9 | 13,2 | 9,3 | 1,6 | 17,5 | 16,3 | 14,3 | 25,4 |
| 2010Q4 | 13,0 | 4,3 | 4,1 | 10,7 | 3,8 | 7,3 | 6,7 | 1,8 | 13,3 | 9,4 | 15,4 | 21,6 |
| 2011Q1 | 14,3 | 3,8 | 6,6 | 9,8 | 3,9 | 12,8 | 11,0 | 1,5 | 18,3 | 21,3 | 15,3 | 22,2 |
| 2011Q2 | 12,5 | 4,1 | 5,1 | 9,7 | 3,9 | 10,9 | 11,2 | 1,0 | 17,4 | 19,1 | 14,3 | 15,7 |
| 2011Q3 | 11,4 | 4,3 | 8,8 | 8,5 | 4,2 | 15,1 | 19,8 | 1,7 | 25,1 | 20,9 | 15,5 | 21,8 |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Analiza korelacyjna wymagała użycia szeregów o tej samej częstotliwości obserwacji (kwartalnej). Eurostat nie dysponuje jednak statystyką kwartalną nt. struktury tworzenia WDB w poszczególnych krajach o tym samym stopniu agregacji co przyjęta w powyższym badaniu podobieństwa struktur produkcji. Obliczyliśmy zatem kwartalne wartości wskaźnika – w okresie I kwartał 2001 r. – III kwartał 2011 r. – dla struktur o wyższym stopniu agregacji, tj. składających się z 10 sekcji gospodarki narodowej. Otrzymane wyniki nie zmieniły zasadniczo wniosków wysuniętych powyżej, mimo że dane będące podstawą obliczeń nie ujawniają zróżnicowania struktur produkcji wewnątrz poszczególnych sekcji NACE (tabela V.1.1b).

Wysunięty na wstępie niniejszego opracowania i postulowany na gruncie teoretycznym związek – jeśli istnieje – powinien się ujawnić w tym, iż niskiemu (bliskiemu zeru) wskaźnikowi podobieństwa struktur towarzyszy wysoki (bliski jedności) współczynnik korelacji rekursywnej, i odwrotnie. Otrzymane wyniki obliczeń korelacji między oboma miarami (zawarte w tabeli V.1.2) nie potwierdzają istnienia zależności między podobieństwem struktur produkcji krajowej a współbieżnością cykli koniunkturalnych w strefie euro i krajach UE. Wartości współczynnika korelacji są na ogół niskie, dodatnie i niespójne między krajami. Gdyby domniemany związek istniał, współczynnik korelacji przyjmowałby wartości bliskie

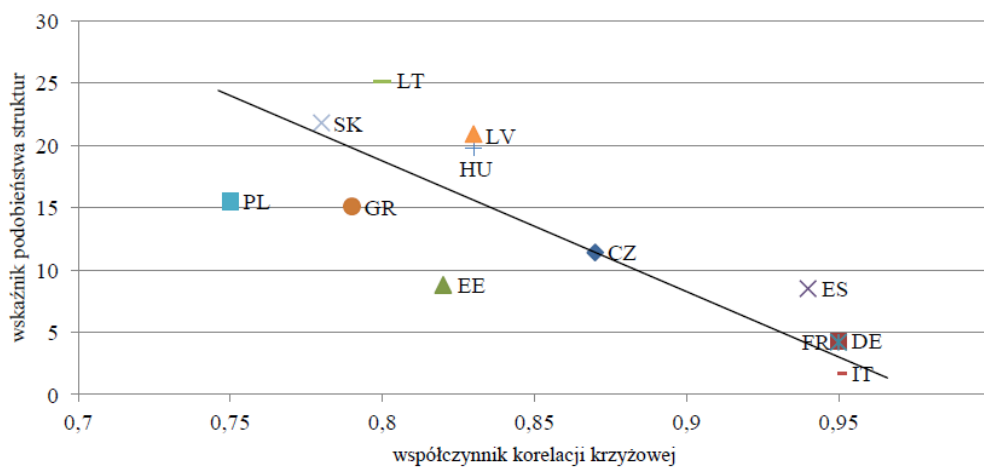
minus jedności dla wszystkich gospodarek. Tymczasem tylko w przypadku Grecji był ujemny i zarazem dość bliski -1.

Tabela V.1.2. Najniższe wartości współczynnika korelacji między wskaźnikiem podobieństwa struktur produkcji a współczynnikami korelacji rekursywnej między wahaniami cyklicznymi PKB

| | CZ | DE | EE | ES | FR | GR | HU | IT | LT | LV | PL | SK |
|----|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|--------------|--------------|-------------|-------------|
| C | 0,39 (2) | 0,55 (4) | -0,17 (2) | 0,26 (4) | 0,65 (4) | -0,78 (4) | 0,20 (4) | 0,06 (2) | -0,02 (2) | 0,04 (4) | 0,50 (0) | 0,36 (1) |
| C1 | 0,51 (2) | 0,48 (4) | -0,21 (4) | 0,12 (4) | 0,28 (4) | -0,78 (4) | 0,27 (0) | 0,11 (2) | -0,03 (2) | -0,03 (4) | 0,53 (0) | 0,40 (2) |
| C2 | 0,42 (2) | 0,65 (4) | -0,16 (2) | 0,64 (4) | 0,85 (0) | -0,78 (0) | 0,22 (2) | 0,07 (2) | -0,02 (2) | -0,07 (4) | 0,61 (2) | 0,41 (0) |

Uwaga: w nawiasach opóźnienie współczynnika korelacji rekursywnej w kwartałach.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.



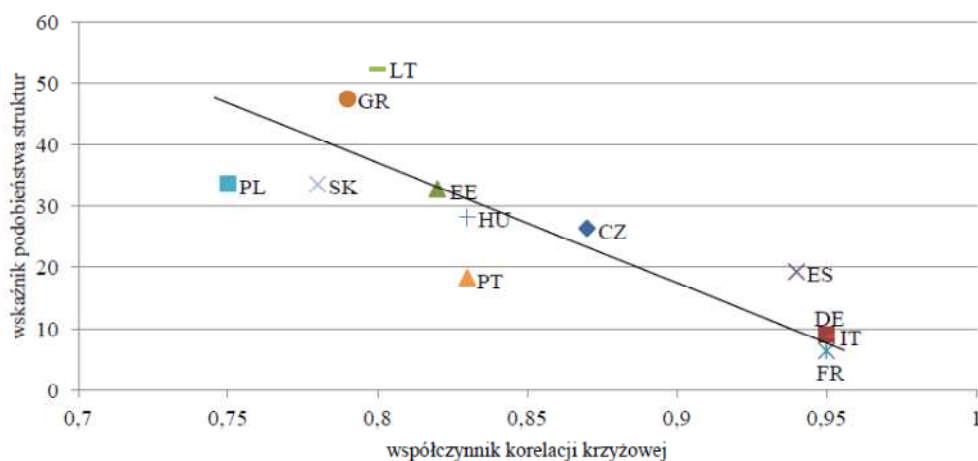
Rysunek V.1.7a. Korelacja między wskaźnikiem podobieństwa struktur produkcji a współczynnikami korelacji krzyżowej między wahaniami cyklicznymi PKB

Uwagi: dane za III kwartał 2011 r.; wskaźnik podobieństwa dla 10 sekcji NACE; rząd opóźnień (wahań cyklicznych PKB w krajach UE), odpowiednio: 1, 0, 0, 1, -1, 6, 0, 0, 1, 0, 0, 1 kwartałów (minus oznacza wyprzedzenie).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Wyniki te przemawiałyby za odrzuceniem hipotezy mówiącej, że podobieństwo struktur produkcji jest swoistą meta-determinantą synchroniczności wahań

koniunktury gospodarczej, nie wykluczają jednak tego, iż jego wpływ jest zakłócony przez oddziaływanie innych czynników. Być może związek między podobieństwem struktur produkcji a synchronizacją wahań cyklicznych istnieje, lecz jest nieliniowy. Jeśli spojrzymy na rysunek V.1.7a, zauważymy, że wahania cykliczne PKB w krajach, w których struktura produkcji jest podobna do struktury tworzenia WDB w strefie euro (wskaźnik podobieństwa bliski zero), są silniej skorelowane z wahaniami cyklicznymi PKB w strefie euro (współczynnik korelacji bliski 1). Widać to jeszcze bardziej, gdy uwzględnimy opóźnienie współczynnika korelacji krzyżowej względem wskaźnika podobieństwa struktur (rysunek V.1.7b).



Rysunek V.1.7b. Korelacja między wskaźnikiem podobieństwa struktur produkcji a współczynnikiem korelacji krzyżowej między wahaniami cyklicznymi PKB

Uwagi: wskaźnik (64 działy NACE) – dane za 2009 r.; współczynnik korelacji – dane za III kwartał 2011 r. o rzędzie opóźnień (wahań cyklicznych PKB w krajach UE), odpowiednio: 1, 0, 0, 1, -1, 6, 0, 0, 1, 0, 0, 1 kwartałów (minus oznacza wyprzedzenie).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Podsumowując, nie zauważyliśmy korelacji między zmianami podobieństwa struktur produkcji a synchronizacją (postępem w synchronizacji) wahań cyklicznych PKB, ale zauważyliśmy, że w krajach, w których cykl koniunkturalny jest zsynchronizowany z cyklem koniunktury gospodarczej w strefie euro, te struktury są do siebie podobne. Najprawdopodobniejszym wyjaśnieniem tej rozbieżności jest fakt, iż struktura produkcji podlega fluktuacjom powodowanym przez czynniki krótkookresowe, tj. sezonowe i nieregularne. Spodziewamy się, że po wyeliminowaniu ich wpływu – czego nie zrobiliśmy (badaliśmy szeregi „surowe”) – to jest po usunięciu

tej części zmienności struktur, która nie ma wpływu na podobieństwo wahań koniunkturalnych, otrzymalibyśmy coś, co można by określić trwałym elementem struktury produkcji, którego podobieństwo do odpowiednika szeregu referencyjnego byłoby mierzone trendo-cyklicznym składnikiem wskaźnika podobieństwa struktur. Wówczas wartości współczynnika korelacji krzyżowej między tym trendo-cyklicznym składnikiem wskaźnikiem podobieństwa struktur produkcji a współczynnikiem korelacji rekursywnej między cyklami PKB byłyby inne i być może odpowiadające oczekiwaniom, tzn. ujemne, bliskie jedności i podobne dla wszystkich gospodarek. Ten problem wymaga dalszych badań.

V.2. Podobieństwo struktur konsumpcji prywatnej

Z oceny podobieństwa struktur spożycia gospodarstw domowych płyną ogólne wnioski zbliżone do wyciągniętych z analizy podobieństwa struktur produkcji. Struktury konsumpcji we Francji, Niemczech i Włoszech są bardzo podobne do struktury konsumpcji w strefie euro, co zapewne wynika stąd, iż wydatki konsumpcyjne w tych trzech krajach stanowią *gros* (prawie 66 %) wydatków gospodarstw domowych całej strefy euro. Wartość wskaźnika wyniosła w 2008 r. odpowiednio: 3,5 (3,3 w 2010 r., a w okresie 1996-2010 wahała się w przedziale 2,8-4,1), 6,1 (w latach 1996-2008 wahała się w przedziale 5,2-6,1) i 5,5 (6,4 w 2010 r., a w próbie – od 5,5 do 6,8) (zob. tabela V.2). Niewielki zakres zmienności wskaźnika podobieństwa wskazuje na petryfikację struktur konsumpcji prywatnej w tych krajach. W drugiej grupie znajdują się kraje, w których struktura wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych jest umiarkowanie podobna do struktury spożycia indywidualnego w strefie euro (wartość wskaźnika w latach 2009 i 2010 r. mieściła się w przedziale od 7 do 20), tj. Grecja, Hiszpania, Portugalia i Węgry. Główne różnice polegają na wyższym (w tych krajach) udziale wydatków na zakup: usług turystycznych i cateringowych (Hiszpania), żywności (Grecja i Portugalia), ubezpieczeń (Grecja), napojów alkoholowych oraz energii elektrycznej, gazu i innych paliw opałowych (Węgry), a niższym udziale czynszów (Grecja, Hiszpania, Portugalia, Węgry) i wydatków na obsługę środków transportu indywidualnego i ubezpieczenia (Grecja)

Tabela V.2. Podobieństwo struktur konsumpcji w krajach UE do struktury konsumpcji w strefie euro w latach 1996-2010 (wg COICOP, 40 grup towarowych)

| | CZ | DE | EE | ES | FR | GR | HU | IT | LT | LV | PL | PT | SK |
|------|------|-----|------|------|-----|------|------|-----|-------|------|------|------|------|
| 1996 | 26,7 | 5,2 | - | - | 3,5 | - | 20,0 | 6,8 | 100,5 | 83,2 | - | 11,7 | 28,5 |
| 1997 | 28,1 | 5,4 | - | - | 3,9 | - | 19,2 | 6,0 | 95,6 | 78,9 | - | 10,9 | 29,3 |
| 1998 | 30,1 | 5,3 | 29,4 | - | 3,6 | - | 20,3 | 6,3 | 67,0 | 63,9 | - | 10,4 | 29,2 |
| 1999 | 31,3 | 5,3 | 32,8 | - | 3,6 | - | 18,5 | 6,3 | 72,7 | 55,8 | 55,4 | 10,7 | 30,7 |
| 2000 | 27,9 | 5,3 | 26,8 | 17,7 | 4,1 | - | 17,1 | 6,0 | 71,9 | 45,6 | 52,5 | 10,9 | 30,0 |
| 2001 | 21,7 | 5,3 | 23,4 | 17,0 | 3,4 | 18,4 | 16,6 | 5,9 | 57,3 | 43,6 | 47,7 | 10,3 | 28,4 |
| 2002 | 25,5 | 5,7 | 23,1 | 17,3 | 3,2 | 19,7 | 17,3 | 5,9 | 54,3 | 44,1 | 52,2 | 9,7 | 30,9 |
| 2003 | 25,3 | 5,8 | 19,8 | 18,3 | 2,8 | 17,7 | 17,1 | 5,7 | 60,7 | 41,9 | 50,5 | 9,6 | 31,1 |
| 2004 | 24,5 | 6,1 | 23,8 | 18,2 | 3,3 | 18,0 | 15,7 | 6,6 | 56,6 | 38,4 | 49,9 | 9,9 | 33,6 |
| 2005 | 20,2 | 6,3 | 24,6 | 17,4 | 3,4 | 16,6 | 15,1 | 6,6 | 55,4 | 40,5 | 52,3 | 9,3 | 36,0 |
| 2006 | 19,0 | 6,2 | 24,6 | 16,9 | 3,7 | 15,3 | 15,3 | 6,1 | 51,8 | 38,8 | 51,3 | 9,2 | 33,3 |
| 2007 | 18,7 | 6,1 | 21,8 | 15,3 | 3,8 | 14,6 | 15,4 | 6,0 | 47,4 | 44,2 | 52,7 | 8,1 | 36,6 |
| 2008 | 17,7 | 6,1 | 20,0 | 14,7 | 3,5 | 15,1 | 16,3 | 5,5 | 42,4 | 45,1 | 56,2 | 8,7 | 34,3 |
| 2009 | 20,8 | - | 27,6 | 13,6 | 3,1 | 15,1 | 17,3 | 5,7 | 50,3 | 35,3 | 60,2 | 9,2 | - |
| 2010 | 23,0 | - | 26,9 | 14,0 | 3,3 | 14,5 | 17,5 | 6,4 | 54,4 | 35,0 | 56,1 | - | - |

Objaśnienia: - brak danych.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

W dalszej kolejności są Czechy i Estonia o wartościach wskaźnika podobieństwa struktur konsumpcji równych, odpowiednio: 23 i 26,9 (w 2010 r.). Brak bliskiego podobieństwa do struktury konsumpcji w strefie euro wynika przede wszystkim z większego udziału zakupów: żywności (Estonia), napojów alkoholowych (Czechy i Estonia), wyrobów tytoniowych (Czechy), energii elektrycznej, gazu i pozostałych paliw grzewczych (Czechy), a mniejszego udziału wydatków na: odzież (Czechy), artykuły utrzymania domu, usługi cateringowe i opiekę społeczną (Estonia). W grupie o przedziale wartości wskaźnika 30-50 (w ostatnich latach) mieszczą się Łotwa i Słowacja. Największe różnice w składzie konsumpcji dotyczą wydatków na zakup: żywności, czynszów, energii elektrycznej, gazu i innych paliw grzewczych, samochodów (w obu krajach), usług cateringowych i ubezpieczeniowo-finansowych (Łotwa), obsługę środków transportu indywidualnego i usługi pielęgnacyjne (Słowacja). Najmniej podobne do struktury konsumpcji w strefie euro są struktury spożycia na Litwie i w Polsce; wartości wskaźnika w 2010 r. wyniosły, odpowiednio: 54,4 i 56,1. Wyższe (niż w strefie euro) są udziały wydatków na: żywność, napoje alkoholowe (Litwa, Polska), obuwie, środki zaopatrzenia medycznego, obsługę

środków transportu indywidualnego (Litwa), konserwację i remonty mieszkań, energię elektryczną, gaz i inne paliwa grzewcze oraz usługi turystyczne (Polska), a niższe – czynsze, usługi cateringowe, opiekę społeczną (Litwa, Polska), usługi finansowe i ubezpieczeniowe (Litwa). Co szczególnie wyróżnia strukturę konsumpcji w Polsce od struktury spożycia w pozostałych badanych krajach Europy Środkowo-Wschodniej, to dużo wyższy niż w strefie euro udział wydatków na usługi finansowe w wydatkach ogółem; w strefie euro wynosi on 2,6 %, w Polsce 4,8 %, w Czechach 1,9 %, w Estonii 3,1 %, na Litwie i Łotwie 0,9 %, w Słowacji 2,6 %, a na Węgrzech 3,2 %.

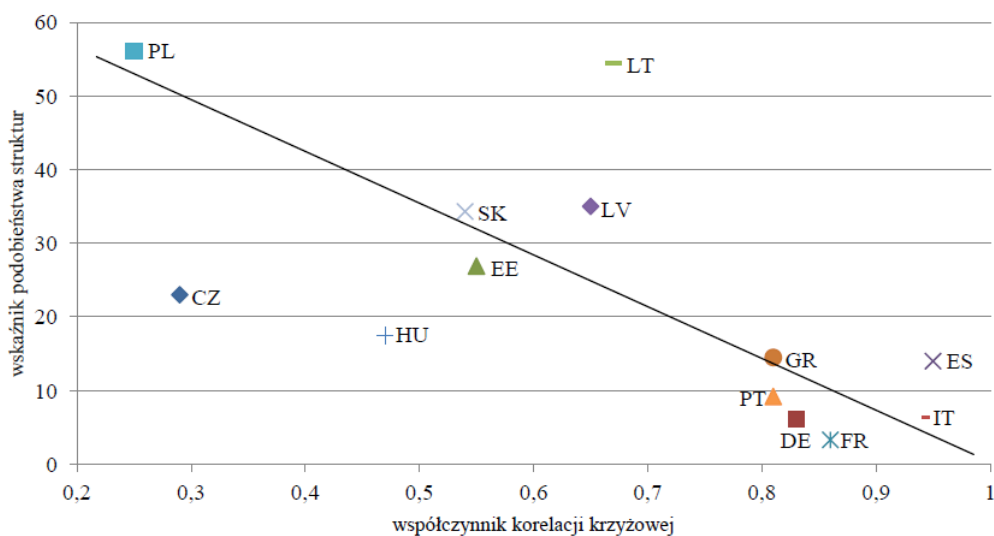
Ogólnie rzecz biorąc, im większy udział w wydatkach gospodarstw domowych krajów UE mają dobra o niskiej elastyczności dochodowej (pierwszej potrzeby), a mniejszy dobra o wysokiej elastyczności dochodowej (luksusowe), tym bardziej różnią się struktury konsumpcji prywatnej w tych krajach od struktury spożycia indywidualnego w strefie euro. Prawidłowość ta wynika najpewniej z dysproporcji w wysokości i rozkładzie dochodów gospodarstw domowych. Wraz ze wzrostem tych dochodów, struktury konsumpcji się upodabniają (rys. V.2.1-6). Tej konwergencji nie obserwujemy jednak w Słowacji.

Z braku danych o odpowiedniej częstotliwości nie byliśmy w stanie zbadać korelacji między wskaźnikiem podobieństwa struktur spożycia a współczynnikiem korelacji rekursywnej między wahaniami cyklicznymi konsumpcji. Analiza graficzna (rysunek V.2.7) wskazuje, że wahania cykliczne konsumpcji w krajach, w których struktura konsumpcji jest podobna do struktury konsumpcji w strefie euro (wskaźnik podobieństwa bliski zero), są silniej skorelowane z wahaniami cyklicznymi konsumpcji w strefie euro (współczynnik korelacji bliski 1), co może oznaczać, że istnieje faktycznie dodatni związek (wpływ) między podobieństwem struktur konsumpcji a synchronizacją jej wahań cyklicznych w strefie euro i krajach UE.



Rysunki V.2.1-6. Podobieństwo struktur konsumpcji w krajach UE do struktury konsumpcji w strefie euro w latach 1996-2010 (wg COICOP, 40 grup towarowych)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



Rysunek V.2.7. Korelacja między wskaźnikiem podobieństwa struktur spożycia gospodarstw domowych a współczynnikiem korelacji krzyżowej między wahaniami cyklicznymi konsumpcji

Uwagi: wskaźnik podobieństwa – dane za 2010 r. (dla PT za 2009 r., a dla DE i SK za 2008 r.); współczynnik korelacji – dane za III kwartał 2011 r. dla rzędu opóźnień, odpowiednio: 4, 2, -2, -1, 0, 5, 0, -2, 0, 0, 1, 0, 4 kwartałów (minus oznacza wyprzedzenie).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

V.3. Podobieństwo struktur inwestycji

Porównanie struktur inwestycji w strefie euro i w krajach UE potwierdza ogólne spostrzeżenia poczynione na podstawie analizy podobieństwa struktur produkcji i konsumpcji. Największym podobieństwem do struktury nakładów inwestycyjnych w strefie euro odznaczają się struktury inwestycji w Czechach, Francji, Grecji, Hiszpanii, Niemczech i Włoszech. Wartości wskaźnika podobieństwa w ostatnich latach nie przekraczają 10, wynosząc na koniec próby, odpowiednio: 6,9, 5,9, 1,7, 5,2, 4,4 (IV kwartał 2010 r.) i 4,1 (zob. tabela V.3.1). W Estonii i Słowacji odmienność struktury inwestycji jest większa; wartość wskaźnika mieści się w przedziale 13-20. Zasadnicza różnica między strukturami wydatków inwestycyjnych dotyczy inwestycji w budownictwo; w Estonii i Słowacji udział nakładów w budownictwo mieszkaniowe w nakładach inwestycyjnych ogółem jest znacznie większy niż w strefie, a mniejszy nakładów w budownictwo niemieszkaniowe. Jeszcze większe różnice dotyczące tych samych grup wydatków obserwujemy na Litwie i w Polsce, co odbija się w wyższym

wskaźniku podobieństwa. Taki rozkład nakładów w budownictwo jest prawdopodobnie wynikiem nieprzerwanego wzrostu zapotrzebowania na mieszkania³ (w budownictwie jedno- i wielorodzinnym) w krajach potransformacyjnych (w których podaż była administracyjnie kontrolowana i ograniczona). W pozostałych grupach nakładów inwestycyjnych nie występują znaczące różnice.

Tabela V.3.1. Podobieństwo struktur inwestycji w krajach UE do struktury inwestycji w strefie euro w okresie I kwartał 1996 – III kwartał 2011 (wg CPA, 6 grup środków trwałych)

| | CZ | DE | EE | ES | FR | GR | IT | LT | PL | SK |
|--------|------|-----|------|------|-----|------|-----|------|----|-------|
| 1996Q1 | 28,6 | 1,8 | 34,6 | 21,4 | 3,0 | - | 3,0 | 43,9 | - | 286,9 |
| 1996Q2 | 29,5 | 1,9 | 34,7 | 26,3 | 3,1 | - | 3,2 | 35,8 | - | 265,6 |
| 1996Q3 | 32,6 | 1,6 | 30,2 | 17,6 | 2,7 | - | 3,0 | 41,4 | - | 247,8 |
| 1996Q4 | 28,0 | 1,3 | 31,5 | 15,7 | 3,3 | - | 2,6 | 37,5 | - | 153,7 |
| 1997Q1 | 32,6 | 1,8 | 35,1 | 22,4 | 3,4 | - | 2,9 | 45,4 | - | 162,8 |
| 1997Q2 | 30,9 | 2,2 | 33,1 | 25,1 | 3,7 | - | 4,3 | 56,7 | - | 176,3 |
| 1997Q3 | 33,9 | 1,6 | 30,1 | 17,1 | 3,3 | - | 3,7 | 54,0 | - | 261,1 |
| 1997Q4 | 27,9 | 1,3 | 30,1 | 16,8 | 3,5 | - | 2,8 | 42,1 | - | 144,3 |
| 1998Q1 | 25,7 | 1,8 | 36,8 | 21,2 | 3,5 | - | 3,5 | 38,4 | - | 201,9 |
| 1998Q2 | 24,0 | 1,7 | 34,0 | 21,1 | 3,5 | - | 3,9 | 43,3 | - | 152,3 |
| 1998Q3 | 26,4 | 1,5 | 30,6 | 16,7 | 3,1 | - | 4,0 | 54,6 | - | 198,3 |
| 1998Q4 | 20,1 | 1,5 | 33,4 | 14,8 | 3,6 | - | 3,0 | 44,5 | - | 109,6 |
| 1999Q1 | 20,9 | 1,4 | 37,6 | 17,6 | 3,5 | - | 2,8 | 35,6 | - | 105,1 |
| 1999Q2 | 20,7 | 1,6 | 33,3 | 22,9 | 3,1 | - | 3,6 | 51,5 | - | 56,1 |
| 1999Q3 | 21,7 | 1,6 | 30,9 | 15,8 | 3,2 | - | 4,0 | 58,2 | - | 58,7 |
| 1999Q4 | 17,0 | 1,6 | 34,1 | 15,6 | 3,9 | - | 2,9 | 37,1 | - | 40,8 |
| 2000Q1 | 17,6 | 1,2 | 37,8 | 2,4 | 3,6 | 5,4 | 3,2 | 21,4 | - | 67,1 |
| 2000Q2 | 19,1 | 1,3 | 30,7 | 2,8 | 3,8 | 2,4 | 3,8 | 35,8 | - | 35,6 |
| 2000Q3 | 18,7 | 1,4 | 34,7 | 4,6 | 3,8 | 3,5 | 3,5 | 36,4 | - | 50,5 |
| 2000Q4 | 12,0 | 2,0 | 40,6 | 6,4 | 4,1 | 6,9 | 2,7 | 25,2 | - | 29,3 |
| 2001Q1 | 15,1 | 1,5 | 40,9 | 4,7 | 3,9 | 5,2 | 2,9 | 22,5 | - | 60,4 |
| 2001Q2 | 17,5 | 1,3 | 36,4 | 4,6 | 3,7 | 3,0 | 3,3 | 30,9 | - | 45,8 |
| 2001Q3 | 17,6 | 1,6 | 33,1 | 6,3 | 3,7 | 5,2 | 3,5 | 35,0 | - | 65,3 |
| 2001Q4 | 13,7 | 2,1 | 34,3 | 7,1 | 4,4 | 10,3 | 2,2 | 28,0 | - | 45,1 |
| 2002Q1 | 19,6 | 1,6 | 31,8 | 5,7 | 3,6 | 11,8 | 3,4 | 34,9 | - | 88,4 |
| 2002Q2 | 22,6 | 1,2 | 35,0 | 5,5 | 3,3 | 8,3 | 4,3 | 43,1 | - | 65,5 |
| 2002Q3 | 23,6 | 1,5 | 35,8 | 8,2 | 3,2 | 10,5 | 4,0 | 45,2 | - | 88,0 |

³ Wydatki na zakup mieszkań w statystyce publicznej zaliczane są do wydatków inwestycyjnych.

| | | | | | | | | | | |
|--------|------|-----|------|------|-----|------|-----|------|------|-------|
| 2002Q4 | 18,2 | 2,4 | 34,3 | 8,1 | 3,9 | 11,8 | 2,7 | 34,5 | - | 57,0 |
| 2003Q1 | 21,8 | 1,9 | 51,4 | 5,7 | 3,3 | 19,5 | 2,7 | 31,7 | - | 74,9 |
| 2003Q2 | 21,9 | 1,3 | 44,5 | 5,8 | 3,1 | 6,3 | 3,5 | 42,3 | - | 50,5 |
| 2003Q3 | 22,2 | 1,5 | 35,9 | 8,7 | 3,8 | 5,7 | 3,6 | 51,3 | - | 61,8 |
| 2003Q4 | 17,7 | 2,3 | 35,3 | 9,7 | 4,7 | 10,8 | 2,7 | 45,6 | - | 59,9 |
| 2004Q1 | 19,2 | 2,0 | 21,2 | 6,2 | 3,5 | 9,6 | 3,6 | 24,4 | 12,4 | 83,5 |
| 2004Q2 | 21,1 | 1,7 | 27,6 | 6,6 | 3,4 | 5,2 | 4,1 | 26,9 | 14,0 | 60,9 |
| 2004Q3 | 21,2 | 2,1 | 33,7 | 9,0 | 4,1 | 5,6 | 3,6 | 33,5 | 14,2 | 64,4 |
| 2004Q4 | 16,1 | 3,7 | 23,0 | 9,9 | 5,1 | 4,5 | 3,0 | 23,6 | 28,5 | 61,9 |
| 2005Q1 | 19,4 | 3,2 | 20,7 | 7,7 | 3,7 | 11,7 | 3,9 | 16,7 | 12,0 | 88,6 |
| 2005Q2 | 20,9 | 2,0 | 20,7 | 7,0 | 3,2 | 2,7 | 4,1 | 34,3 | 13,5 | 68,4 |
| 2005Q3 | 20,3 | 2,2 | 28,2 | 9,5 | 4,1 | 5,2 | 3,6 | 40,3 | 15,1 | 66,2 |
| 2005Q4 | 16,4 | 5,0 | 19,7 | 10,2 | 4,8 | 1,8 | 2,5 | 28,6 | 29,4 | 54,9 |
| 2006Q1 | 19,7 | 4,6 | 17,1 | 7,6 | 4,4 | 34,1 | 4,0 | 28,2 | 13,3 | 50,6 |
| 2006Q2 | 19,8 | 2,9 | 19,3 | 6,7 | 4,1 | 16,3 | 4,5 | 38,9 | 13,9 | 44,9 |
| 2006Q3 | 19,6 | 2,7 | 18,5 | 9,0 | 4,5 | 22,7 | 4,8 | 43,8 | 17,6 | 52,6 |
| 2006Q4 | 15,5 | 5,2 | 22,1 | 9,7 | 4,9 | 19,1 | 3,1 | 34,8 | 31,4 | 49,3 |
| 2007Q1 | 15,2 | 4,1 | 15,7 | 6,3 | 4,5 | 38,5 | 4,9 | 28,4 | 16,3 | 115,8 |
| 2007Q2 | 15,0 | 3,7 | 21,0 | 6,5 | 4,3 | 18,3 | 4,2 | 44,9 | 16,3 | 56,5 |
| 2007Q3 | 14,3 | 3,3 | 28,7 | 9,6 | 4,0 | 24,0 | 4,2 | 48,0 | 15,8 | 52,2 |
| 2007Q4 | 11,4 | 6,6 | 24,5 | 10,7 | 4,7 | 14,7 | 2,7 | 43,5 | 28,8 | 63,1 |
| 2008Q1 | 14,5 | 3,9 | 18,6 | 5,6 | 4,2 | 29,0 | 3,6 | 16,0 | 13,0 | 89,0 |
| 2008Q2 | 16,5 | 3,1 | 23,4 | 5,9 | 4,2 | 9,3 | 3,4 | 34,8 | 13,7 | 44,5 |
| 2008Q3 | 12,9 | 3,3 | 28,6 | 9,0 | 4,4 | 11,3 | 2,8 | 49,7 | 13,5 | 43,9 |
| 2008Q4 | 8,0 | 5,7 | 27,4 | 10,9 | 5,2 | 5,8 | 2,0 | 43,7 | 30,4 | 51,5 |
| 2009Q1 | 12,3 | 2,8 | 28,6 | 5,6 | 5,2 | 16,1 | 3,3 | 9,6 | 13,8 | 20,6 |
| 2009Q2 | 15,1 | 1,7 | 26,2 | 5,6 | 4,7 | 4,5 | 2,9 | 25,2 | 15,9 | 13,2 |
| 2009Q3 | 12,8 | 1,5 | 28,8 | 7,0 | 5,1 | 6,1 | 3,5 | 32,7 | 15,5 | 15,0 |
| 2009Q4 | 9,6 | 2,9 | 36,1 | 8,0 | 4,8 | 3,7 | 3,2 | 17,7 | 35,3 | 16,8 |
| 2010Q1 | 8,7 | 3,5 | 13,6 | 5,4 | 4,7 | 27,5 | 6,4 | 30,5 | 19,4 | 20,9 |
| 2010Q2 | 9,2 | 2,7 | 14,1 | 3,8 | 3,9 | 4,6 | 6,6 | 36,9 | 17,5 | 16,1 |
| 2010Q3 | 7,9 | 2,4 | 16,2 | 5,5 | 4,0 | 5,6 | 5,7 | 34,6 | 22,5 | 16,8 |
| 2010Q4 | 5,7 | 4,4 | 15,2 | 8,3 | 4,5 | 4,3 | 4,8 | 31,7 | 45,1 | 19,1 |
| 2011Q1 | 15,9 | - | 53,9 | 3,1 | 5,0 | 6,6 | 5,3 | 14,8 | 24,3 | 19,8 |
| 2011Q2 | 9,9 | - | 21,5 | 3,9 | 4,9 | 1,9 | 5,2 | 33,4 | 22,6 | 18,3 |
| 2011Q3 | 6,9 | - | 17,2 | 5,2 | 5,9 | 1,7 | 4,1 | 56,4 | 29,4 | 20,3 |

Objaśnienia: - brak danych.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.

Proces równoważenia struktury nakładów inwestycyjnych w budownictwo pociąga za sobą upodabnianie się struktur inwestycji. Konwergencja strukturalna zauważalna jest we wszystkich gospodarkach doganiających największe gospodarki strefy euro (DE, FR, IT) za wyjątkiem Grecji (zob. rysunki V.3.1-5). Podobieństwo struktury inwestycji w Grecji do struktury inwestycji w strefie euro jest bardzo zmienne w czasie i nie wykazuje wyraźnej zbieżności. Ostatnie lata, tj. okres gwałtownych turbulencji w gospodarce światowej, wywołanych bezpośrednio kryzysem na amerykańskim rynku *subprime mortgage*, przynoszą pewien rozstrój inwestycyjny, dostrzegalny nawet w stabilnych i najpotężniejszych gospodarkach unijnych.

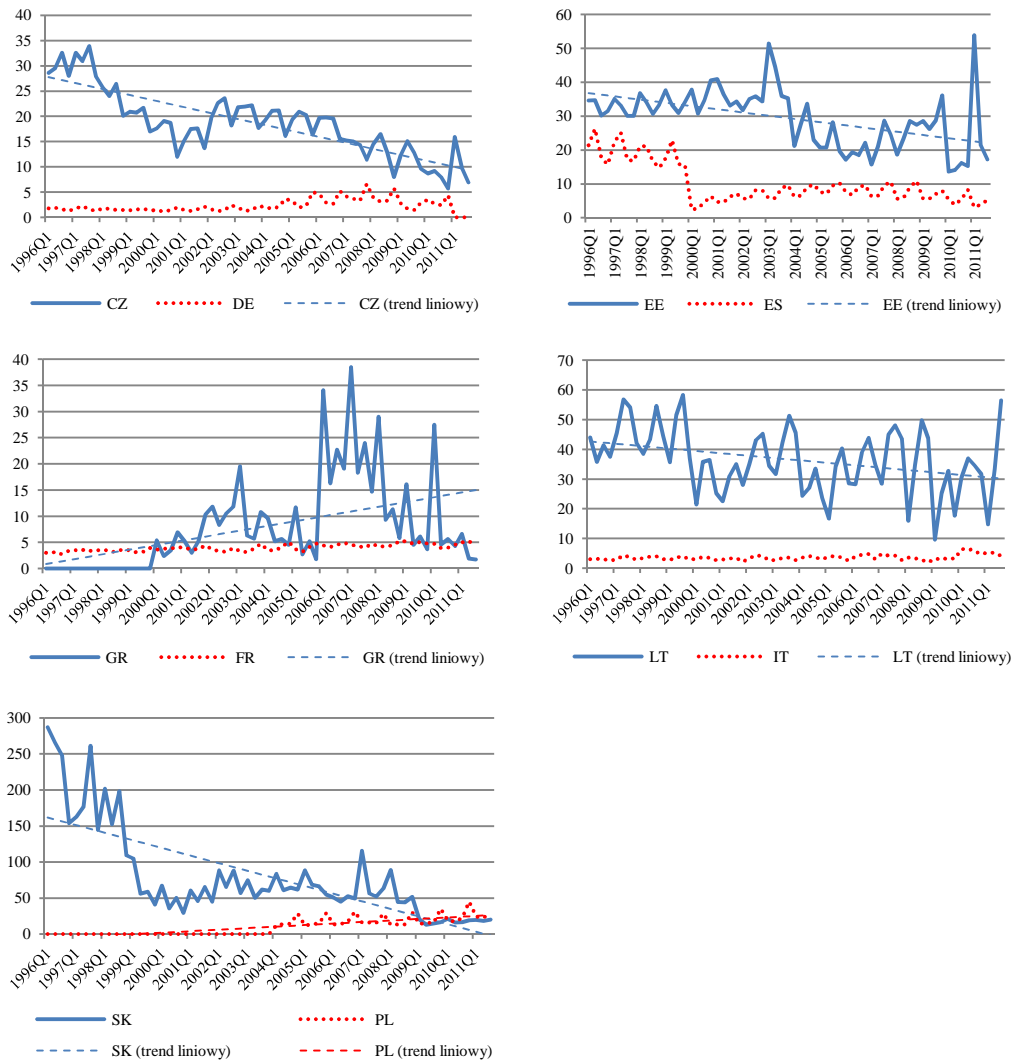
Wykonaliśmy następnie analizę korelacyjną w jednakowy sposób jak w przypadku badania struktur produkcji, osiągając przystające rezultaty (zamieszczone w Tabeli V.3.2). Ścisłej mówiąc, inaczej niż poprzednio w większości przypadków współczynnik korelacji rekursywnej przyjął wartości ujemne, lecz jedynie dla Czech i Słowacji okazały się one dość bliskie -1 (przy rocznym opóźnieniu); w przypadku Czech na tyle bliskie (-0,81), by uznać ten wynik za argument popierający hipotezę o istnieniu zależności między strukturą wydatków inwestycyjnych a synchronizacją cyklicznych wahań inwestycji. Ogółem jednak rzecz biorąc, otrzymane wyniki nie są spójne i skłaniają do tych samych uwag co wyrażone w podrozdziale V.1. Nie dostrzegliśmy również, by w ostatnim okresie występowała prawidłowość, którą zaobserwowaliśmy w przypadku produkcji i konsumpcji, tzn. by w krajach o podobnej strukturze inwestycji, wahania cykliczne inwestycji były synchroniczne (w końcu próby). Współbieżność ta jest prawdopodobnie określona przez inne czynniki, bądź też czynniki te zakłócają wpływ podobieństwa struktur inwestycji.

Tabela V.3.2. Najniższe wartości współczynnika korelacji między wskaźnikiem podobieństwa struktur inwestycji a współczynnikami korelacji rekursywnej między wahaniami cyklicznymi inwestycji

| | CZ | DE | EE | ES | FR | GR | IT | LT | PL | SK |
|----|--------------|--------------|--------------|--------------|-------------|--------------|-------------|--------------|--------------|--------------|
| C | -0,81 (4) | 0,36 (0) | -0,44 (0) | -0,13 (4) | 0,18 (0) | -0,10 (4) | 0,30 (3) | -0,22 (4) | -0,08 (0) | -0,64 (4) |
| C1 | -0,81 (3) | 0,28 (4) | -0,45 (0) | -0,23 (4) | 0,21 (0) | -0,04 (4) | 0,35 (3) | -0,19 (4) | 0,08 (1) | -0,69 (4) |
| C2 | -0,84 (4) | -0,03 (0) | -0,54 (0) | -0,14 (4) | 0,61 (0) | -0,29 (4) | 0,43 (0) | -0,13 (4) | 0,24 (0) | -0,63 (4) |

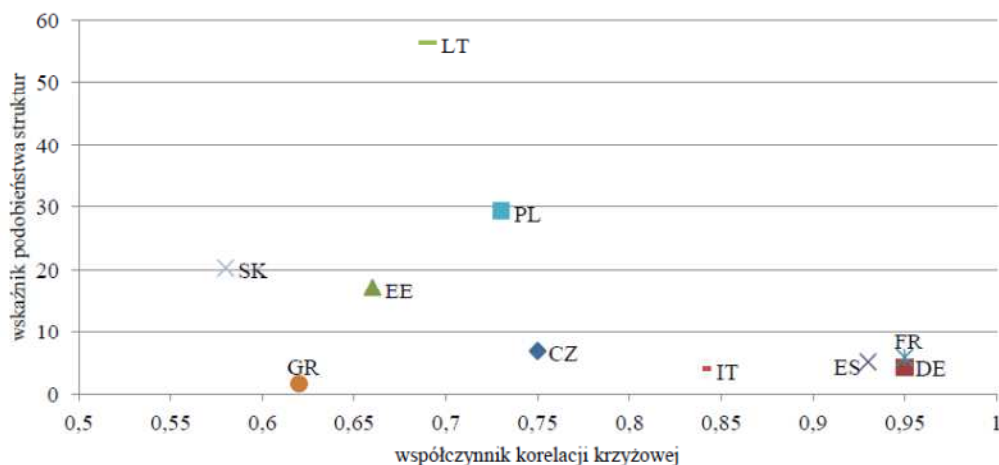
Uwaga: w nawiasach opóźnienie współczynnika korelacji rekursywnej w kwartałach.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostat.



Rysunki V.3.1-5. Podobieństwo struktur inwestycji w krajach UE do struktury inwestycji w strefie euro w okresie 1 kwartał 1996 – 3 kwartał 2011 (wg CPA, 6 grup środków trwałych)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.



Rysunek V.3.2. Korelacja między wskaźnikiem podobieństwa struktur inwestycji a współczynnikiem korelacji krzyżowej między wahaniami cyklicznymi inwestycji

Uwagi: dane za III kwartał 2011 r. (dla DE za IV kwartał 2010 r.); rzędu opóźnień (wahań cyklicznych inwestycji w krajach UE), odpowiednio: 4, 2, -2, -1, 0, 5, 0, -2, 0, 0, 1, 0, 4 kwartałów (minus oznacza wyprzedzenie).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

VI. PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania pozwoliły na stwierdzenie, iż wahania cykliczne stwierdzone w przebiegu PKB ujawniły się w także w mniej więcej tym samym czasie w różnych obszarach aktywności gospodarczej. Oznacza to, iż zgodnie z przyjętą definicją cyklu koniunkturalnego, wahania obejmowały ogólną działalność gospodarczą. Wahania komponentów cyklicznych wszystkich zmiennych były pozytywnie skorelowane z wahaniami komponentu cyklicznego PKB. Najwyższe wartości współczynniki korelacji jednoczesnych i krzyżowych przyjmowały dla inwestycji, produkcji przemysłowej, handlu i konsumpcji. Najniższe dla wskaźników koniunktury w przemyśle i handlu. Z kolei wskaźniki koherencji, wskazujące na dopasowanie wahań poszczególnych zmiennych, najwyższe wartości przyjmowały dla inwestycji, produkcji przemysłowej i handlu, najniższe dla wskaźnika koniunktury w handlu i wskaźnika nastrojów gospodarczych.

Przeprowadzone analizy pozwoliły na potwierdzenie głównej hipotezy badawczej. Stwierdzono znaczną, rosnącą w czasie, synchroniczność wahań cyklicznych w Polsce i krajach członkowskich strefy euro. Potwierdzają ją zarówno wyniki analizy

statystycznej, jak i charakterystyki głównych cech morfologicznych wahań. Występujące różnice wynikają najprawdopodobniej z odmienności struktur poszczególnych gospodarek i różnej reakcji na szoki.

Wahania czynnika cyklicznego badanych zmiennych w poszczególnych krajach są silnie skorelowane z wahaniami tych zmiennych w strefie euro jako całości. Wartości współczynników korelacji krzyżowych dla większości badanych zmiennych w poszczególnych krajach najczęściej przybierają wartości z przedziału 0,7-0,9. Podobnie wysokie wartości przyjmują współczynniki korelacji rekursywnych. Widoczny jest także wzrost ich wartości w czasie. Także wartości współczynników koherencji są dla większości badanych zmiennych wysokie, potwierdzając podobieństwo w przebiegu wahań komponentu cyklicznego badanych zmiennych. Wśród zmiennych ilościowych największy stopień synchroniczności wahań stwierdzono dla PKB i produkcji przemysłowej, najmniejszy dla produkcji budowlano-montażowej i konsumpcji. Wśród zmiennych jakościowych najbardziej zsynchronizowane były wahania wskaźnika nastrojów gospodarczych oraz wskaźnika koniunktury w przemyśle, najmniej wskaźniki koniunktury w budownictwie i wskaźniki nastrojów konsumentów. W grupie badanych krajów największy stopień synchroniczności wahań stwierdzono dla największych gospodarek unijnych: Niemiec, Francji i Włoch. Dla grupy nowych krajów członkowskich największy stopień synchroniczności występował w krajach bałtyckich i w Polsce. Dla tej grupy widoczna była także tendencja upodobniania się przebiegu wahań cyklicznych w czasie. Wskazują na to zarówno wyniki analizy statystycznej, szczególnie zmiany wartości współczynników korelacji rekursywnych, jak i charakterystyki cech morfologicznych, zwłaszcza lokalizacja punktów zwrotnych i segmentacja faz cyklu. Najmniejszy stopień synchroniczności wahań cyklicznych stwierdzono dla Grecji i Czech.

Ilość cykli wyróżnionych w wahaniami komponentu cyklicznego była mniejsza dla danych ilościowych. W przebiegu PKB dla strefy euro wyróżniono w okresie objętym analizą dwa pełne cykle, licząc odległości pomiędzy dolnymi punktami zwrotnymi (T-P-T). Pierwszy z nich trwał prawie 4 lata i związany był z pęknięciem bańki spekulacyjnej na rynkach internetowych; drugi, trwający 6 lat, to kryzys finansowy i ekonomiczny. Tylko w czterech krajach, w tym w Polsce, stwierdzono jeden dodatkowy cykl, związany bądź z tzw. bumem akcesyjnym, bądź z kryzysem rosyjskim. Podobną ilość cykli wyróżniono w przebiegu wahań komponentu cyklicznego konsumpcji, wskaźnika nastrojów konsumentów, inwestycji, produkcji budowlano-montażowej, wskaźnika koniunktury w budownictwie i sprzedaży detalicznej. Trzy pełne cykle wyróżniono w przebiegu wahań komponentu cyklicznego

produkcji przemysłowej w strefie euro i wskaźnika koniunktury w handlu. Dodatkowy cykl miał miejsce na początku badanego okresu, w latach 1996-1999. Dla wskaźnika nastrojów gospodarczych w strefie euro wyróżniono 4 cykle, trwające od 2,3 do 3,75 roku. Oprócz wymienionych wcześniej cykli w przebiegu wahań ESI widoczna reakcja na przyłączenie grupy nowych krajów członkowskich do UE. W sześciu badanych krajach: Czechach, Estonii, Hiszpanii, Włoszech, Litwie i Łotwie ich liczba była mniejsza, dla Słowacji stwierdzono dwa dodatkowe cykle. W pozostałych krajach ich liczba była taka sama jak w strefie euro. Taką samą liczbę cykli wyróżniono w przebiegu wahań komponentu cyklicznego wskaźnika koniunktury w przemyśle.

Segmentacja faz cyklu upodabiała się w czasie. Największą zgodność dotyczącą lokalizacji punktów zwrotnych jak i czasu trwania poszczególnych faz stwierdzono podczas ostatniego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Fazy wzrostowe trwały w większości krajów i dla większości zmiennych dłużej niż fazy spadkowe. W przebiegu takich zmiennych jakościowych jak wskaźnik nastrojów gospodarczych, wskaźnik nastrojów konsumentów, wskaźnik koniunktury w przemyśle przetwórczym i wskaźnik koniunktury w handlu stwierdzono załamanie tendencji wzrostowych w 2010 roku. Podobną zmianę stwierdzono dla dwóch zmiennych ilościowych: konsumpcji prywatnej i sprzedaży detalicznej. Górny punkt zwrotny, zlokalizowany w przebiegu komponentu cyklicznego tych zmiennych, wskazuje na początek kolejnej fazy spadkowej, wywołanej kryzysem zadłużeniowym w strefie euro. W przebiegu komponentu cyklicznego pozostałych zmiennych do końca 2011 r. utrzymywała się faza wzrostowa.

Wartości maksymalnych odchylenia od trendu oraz amplitudy wahań i intensywność zachodzących zmian to cechy, które najbardziej różniły się tak dla poszczególnych zmiennych, jak i badanych krajów. Dla PKB w strefie euro ekstremalne odchylenia czynnika cyklicznego miały miejsce podczas kryzysu finansowego i ekonomicznego. Wynosiły odpowiednio +3,73 i -2,94 pp. Amplituda wahań w tym cyklu, sięgająca 7 pp., była prawie dwukrotnie większa niż w pierwszym, powodując różnice w intensywności przebiegu wahań. W ostatnim cyklu zmiany były także bardziej intensywne. Dla wszystkich krajów ekstremalne odchylenia od trendu, zarówno w górnym jak i dolnym punkcie zwrotnym, miały miejsce podczas tego samego kryzysu, jednak wielkość odchylenia była bardzo zróżnicowana. W nowych krajach członkowskich: Czechach, Estonii, Litwie, Łotwie i Słowacji były one znacznie większe niż w starych krajach członkowskich. Amplitudy wahań były największe dla krajów bałtyckich, tam też zmiany zachodziły z największą intensywnością. Dla

wszystkich krajów intensywność zmian w fazie spadkowej była większa niż we wzrostowej.

Dla wskaźnika nastrojów gospodarczych maksymalne wartości odchyłeń komponentu cyklicznego od trendu w górnym punkcie zwrotnym miały miejsce podczas kryzysu internetowego, natomiast w dolnym podczas ostatniego kryzysu finansowego. Amplitudy wahań były największe w ostatnim cyklu, powodując większą intensywność zachodzących zmian. Dla strefy euro wartość maksymalna wyniosła +12,39, minimalna -22,38; największa amplituda przekraczała 35 pp. Zarówno wartości ekstremalne jak i amplitudy wahań tej zmiennej w poszczególnych krajach nie odbiegały w znacząco od wartości dla strefy euro jako całości. Różnice między poszczególnymi krajami bardziej widoczne są na poziomie wartości średnich. Także dla tej zmiennej intensywność zmian była większa w fazach spadkowych.

Najmniejszy zakres wahań komponentu cyklicznego stwierdzono dla konsumpcji prywatnej. Dla strefy euro maksymalne odchylenie od trendu miało miejsce podczas kryzysu finansowego. Wynosiło 1,8 pp. Minimalną wartość, -1,2 pp., odchylenie osiągnęło wcześniej, w dolnym punkcie zwrotnym kończącym pierwszy cykl. Amplitudy wahań nie przekraczały 3 pp., były więc mniejsze niż w przypadku PKB i bardziej stabilne. W przypadku tej zmiennej intensywności zmian także były bardziej stabilne, nie stwierdzono tak wyraźnych różnic między fazami wzrostowymi i spadkowymi jak dla innych zmiennych. Wyniki potwierdzają hipotezę wygładzania konsumpcji. Jednak zarówno odchylenia od trendu jak i amplitudy wahań różniły się w poszczególnych krajach. Największe amplitudy wahań, sięgające 25 pp., odnotowano w krajach bałtyckich. Tak więc proces wygładzania konsumpcji jest bardziej widoczny w krajach bardziej rozwiniętych i stabilnych.

Amplitudy wahań komponentu cyklicznego wskaźnika nastrojów konsumentów w strefie euro zwiększały się w kolejnych cyklach. Maksymalne odchylenia czynnika cyklicznego od trendu miały miejsce podczas ostatniego kryzysu finansowego. Wynosiły odpowiednio +11,6 i -13,2 pp. Amplituda wahań w tym cyklu zwiększyła o prawie 6 punktów w stosunku do cyklu pierwszego, wynosząc 24,8 pp. Także intensywność zmian w tym cyklu znacznie się zwiększyła. Jednak dla faz spadkowych była większa niż dla faz wzrostowych. Podobnie jak w przypadku konsumpcji zarówno wartości ekstremalne jak i amplitudy wahań wskaźnika nastrojów konsumentów, a w konsekwencji intensywność zmian, różniły się w poszczególnych krajach. Różnice dotyczyły zarówno nowych jak i starych krajów członkowskich.

Amplitudy wahań komponentu cyklicznego inwestycji są większe niż PKB. Maksymalne wartości odchyłeń od trendu miały miejsce podczas drugiego cyklu.

Wyniosły +8,92 pp. w górnym punkcie zwrotnym i -6,96 w dolnym. Amplituda wahań w tym cyklu, sięgająca 16 pp., była więc o 7 punktów większa niż w pierwszym. Różnice w amplitudzie wahań pociągnęły za sobą różnice w intensywności, które w drugim cyklu były większe. Także dla tej zmiennej intensywność zmian była większa w fazach spadkowych. Zróżnicowanie zakresu wahań komponentu cyklicznego w poszczególnych krajach było bardzo duże. Większe różnice odnotowano dla nowych krajów członkowskich UE. Największe odchylenia od trendu i amplitudy wahań miały miejsce w krajach bałtyckich i na Słowacji.

Zakres wahań komponentu cyklicznego produkcji przemysłowej był większy niż PKB i inwestycji. Maksymalne odchylenia od trendu dla strefy euro jako całości, podobnie jak dla większości badanych krajów miały miejsce w ostatnim cyklu i wynosiły odpowiednio +10,23 i -12,36 punktów. Amplitudy wahań jak i intensywność zmian zwiększały się w kolejnych cyklach. Tylko w ostatnim cyklu intensywność zmian była większa w fazie spadkowej. W dwóch poprzednich większą intensywność zmian stwierdzono dla faz wzrostowych. Różnice w odchyleniach od trendu i amplitudach wahań w poszczególnych krajach członkowskich nie różniły się znacząco. Największy zakres wahań stwierdzono w krajach bałtyckich.

Wahania komponentu cyklicznego wskaźnika koniunktury w przemyśle dla strefy euro przebiegały w granicach 12,74-26,49 pp. Zakres wahań był zatem zbliżony do wahań wskaźnika nastrojów gospodarczych, lecz mniejszy niż dla wskaźnika nastrojów konsumentów. Maksymalne odchylenie od trendu w górnym punkcie zwrotnym miało miejsce w drugim z wyróżnionych cykli, w dolnym zaś podczas kryzysu finansowego i ekonomicznego. Największą amplitudę wahań, przekraczającą 38 punktów, zanotowano podczas ostatniego kryzysu. Także w tym cyklu stwierdzono największą intensywność zachodzących zmian. Wartości ekstremalne odchylenia czynnika cyklicznego od trendu są zróżnicowane w poszczególnych krajach, jednak dla większości krajów różnice nie przekraczają 5 pp. Mniejsze różnice w odchyleniach od trendu mają miejsce w górnych punktach zwrotnych.

Zakres wahań komponentu cyklicznego produkcji budowlano-montażowej w strefie euro wynosił 12 punktów, był zatem większy niż dla PKB i konsumpcji, ale mniejszy niż dla inwestycji i produkcji przemysłowej. Ekstremalne wartości odchylenia w punktach zwrotnych miały miejsce w ostatnim cyklu. Intensywność zmian była większa w fazach spadkowych. Wahania przebiegały z różną intensywnością w poszczególnych krajach. Różnice dotyczyły zarówno wartości minimalnych i maksymalnych, amplitudy wahań jak i intensywności zachodzących zmian.

Podobne zróżnicowanie stwierdzono dla wahań komponentu cyklicznego wskaźnika koniunktury w budownictwie. Zakres wahań tej zmiennej dla strefy euro mieści się w przedziale -14,82-14,24 pp. Jest więc mniejszy niż dla wskaźnika nastrojów gospodarczych i wskaźnika koniunktury w przemyśle, ale większy niż dla wskaźnika nastrojów konsumentów. Amplitudy wahań są zbliżone w kolejnych cyklach, podobnie jak wartości wskaźników intensywności. W fazach spadkowych zmiany są bardziej intensywne. W badanych krajach wartości zarówno wielkości ekstremalnych, amplitud jak i wskaźników intensywności zmian są zróżnicowane.

Amplitudy wahań czynnika cyklicznego sprzedaży detalicznej dla strefy euro także zwiększały się w kolejnych cyklach. Były one zbliżone do wahań konsumpcji, mniejsze niż dla PKB i inwestycji. Maksymalne odchylenie od trendu w górnym punkcie zwrotnym, 2,16 pp., miało miejsce w czasie ostatniego kryzysu. W dolnym punkcie zwrotnym maksymalne odchylenie miało miejsce także podczas ostatniego kryzysu, ale jego wartość w pierwszym cyklu była zbliżona. Intensywność zmian była większa w drugim z wyróżnionych cykli, jednocześnie większa w fazach spadkowych niż wzrostowych. Amplitudy wahań tej zmiennej w poszczególnych krajach były zróżnicowane. Nie dla wszystkich krajów największy zakres wahań miał miejsce podczas ostatniego kryzysu. Dla kilku krajów zjawisko to odnotowano podczas kryzysu internetowego. Pociągało to za sobą różnice w intensywności zachodzących zmian.

Wahania komponentu cyklicznego wskaźnika koniunktury w handlu dla strefy euro mieszczą się w przedziale od -12,95 do +9,06 pp. Są zbliżone do zakresu wahań wskaźnika koniunktury w handlu, słabsze niż wahania wskaźnika nastrojów gospodarczych i wskaźnika koniunktury w przemyśle. Maksymalne odchylenia od trendu miały miejsce podczas ostatniego kryzysu finansowego. Powodowało to największą intensywność zmian w tym cyklu. Zarówno wielkości maksymalnych odchyżeń jak i amplitudy wahań dla poszczególnych krajów przyjmowały wartości odmienne. Także lokalizacja tych odchyżeń była inna. Podobnie jak to miało miejsce dla sprzedaży detalicznej, kilka krajów silniej zareagowało na kryzys internetowy niż finansowy. Najsilniejsze wahania czynnika cyklicznego miały miejsce w krajach bałtyckich, Grecji i Słowacji, powodując największą intensywność zachodzących w tych krajach zmian.

Stosunkowo najmniejsze różnice w charakterystykach omawianych cech morfologicznych ujawniły się w waniach komponentu cyklicznego PKB, wskaźnika nastrojów gospodarczych (ESI), produkcji przemysłowej i wskaźnika koniunktury w przemyśle. Największe różnice dotyczyły konsumpcji, inwestycji, produkcji

budowlano-montażowej i wskaźnika koniunktury w budownictwie. Mimo występujących różnic także dla tych cech morfologicznych znaleźć można pewne prawidłowości, a mianowicie:

- wzrost amplitudy wahań w kolejnych cyklach,
- lokalizacja maksymalnych odchyłeń od trendu w czasie ostatniego kryzysu,
- największa intensywność zachodzących zmian podczas ostatniego kryzysu,
- większa intensywność zmian w fazach spadkowych niż wzrostowych.

Proces synchronizacji wahań poszczególnych zmiennych z PKB w strefie euro wskazuje, iż największa synchroniczność występuje dla produkcji przemysłowej; najmniejsza dla produkcji budowlano-montażowej. Dla konsumpcji uzyskano niejednoznaczne wyniki. Analiza korelacji i koherencji wskazuje na równoczesny charakter wahań, z kolei analiza lokalizacji punktów zwrotnych wskazuje na wyprzedzający charakter w przypadku punktów dolnych i opóźniony dla górnych punktów zwrotnych.

Zmienne jakościowe z wyprzedzeniem w stosunku do zmiennych ilościowych sygnalizowały zmianę kierunków aktywności gospodarczej. Dla strefy euro punkty zwrotne wskaźnika nastrojów gospodarczych miały wyprzedzenie w stosunku do PKB, wynoszące pół roku (6 miesięcy). Wskaźnik nastrojów konsumentów wyprzedza zmiany konsumpcji od 3 do 8 miesięcy. Dla wskaźnika koniunktury w przemyśle wyprzedzenia wynoszą od 3 do 5 miesięcy. Wskaźnik koniunktury w budownictwie sygnalizował zmiany z wyprzedzeniem od 3 do 18 miesięcy w stosunku do zmian produkcji budowlano-montażowej. Dla handlu wyprzedzenie wynosiło od 2 do 5 miesięcy. W poszczególnych krajach geografia wyprzedzeń była zróżnicowana, jednak zmienne jakościowe w większości przypadków wcześniej niż zmienne ilościowe sygnalizowały zmiany kierunków aktywności gospodarczej.

Przeprowadzona dekompozycja wpływu szoków popytowych i podażowych wskazuje, że w badanym przedziale czasowym dla większości krajów zmienność godzin pracy zdominowana była przez szoki popytowe. Widoczne to jest zwłaszcza w okresie ostatniego kryzysu finansowego. Kształtowanie się produktywności było z kolei zdominowane przez szoki podażowe, które w przypadku grupy tzw. nowych krajów członkowskich miały duże znaczenie dla utrzymania stabilnego wzrostu produktywności w całym okresie do wystąpienia kryzysu finansowego. Analiza współczynników korelacji policzonych dla szoków popytowych i podażowych zidentyfikowanych w historycznym przebiegu badanych zmiennych wskazuje, iż – ogólnie mówiąc – korelacja jest większa w przypadku szoków popytowych niż w przypadku szoków podażowych. Oznacza to, że w badanej grupie krajów analizowane

zmienne podlegały wpływom podobnych szoków popytowych. Szoki podażowe były bardziej zróżnicowane i prawdopodobnie w większym stopniu wynikały ze specyficznych zmian w ramach rynków lokalnych poszczególnych państw. Równocześnie stwierdzono, że zróżnicowanie w reakcji badanych zmiennych na szoki popytowe jest wyraźnie większe niż w przypadku reakcji na szoki podażowe. Te dwie charakterystyki mogą odpowiadać za zróżnicowanie w przebiegu cyklu koniunkturalnego w poszczególnych krajach.

Badanie podobieństwa struktur tworzenia produkcji (wartości dodanej brutto) pozwala na wyróżnienie pięciu grup gospodarek. W pierwszej znajdują się te, których profil produkcyjny zbliżony jest do profilu strefy euro. Są to: Francja, Niemcy i Włochy. Wskaźnik nie przekracza wartości 10; najniższy jest w przypadku Francji i wyniósł w 2009 r. 6,5, dla Włoch – 8,8, a Niemiec – 9,1. W drugiej grupie znajdują się peryferyjne gospodarki strefy euro: Hiszpanii i Portugalii, o wartości wskaźnika podobieństwa struktur poniżej 20 (odpowiednio: 19,3 i 18,3 w 2009 r.). Do grupy trzeciej należy zaliczyć Czechy i Węgry, dla których wartości wskaźnika wyniosły w 2009 r. odpowiednio: 26,4 i 28,2. Należy jednak zauważyć, iż w odróżnieniu od gospodarek Hiszpanii i Portugalii gospodarki czeska i węgierska (zwłaszcza ta druga) podlegały w badanym okresie silnym przekształceniom, które objawiały się względnie dużą zmiennością struktury produkcji. Czwarta grupa obejmuje gospodarki Estonii, Polski i Słowacji, których struktury produkcji są raczej niepodobne do struktury tworzenia WDB w strefie euro, a mówiąc dokładniej, dla których wskaźnik podobieństwa mieści się w przedziale wartości 30-40. Główne różnice w profilu produkcji wynikają ze specjalizacji tych gospodarek. Najmniejsze podobieństwo do struktury produkcji strefy euro cechuje gospodarki Grecji i Litwy; wartości wskaźnika wyniosły, odpowiednio: 47,4 i 52,2. To niskie podobieństwo wynika głównie z nadmiernie (względem strefy euro) rozwiniętych następujących działów produkcji: rolnictwa, przemysłu drzewnego i transportu lądowo-rurociągowego (na Litwie), przemysłu koksowniczego i naftowego (w obu gospodarkach) oraz transportu wodnego (w Grecji).

Nie zauważono korelacji między zmianami podobieństwa struktur produkcji a synchronizacją (postępem w synchroniczności) wahań cyklicznych PKB (brak korelacji dynamicznej). Stwierdzono jednak, że w krajach, w których cykl koniunkturalny jest zsynchronizowany z cyklem koniunktury gospodarczej w strefie euro, te struktury są do siebie podobne (istnieje korelacja statyczna). Ten problem wymaga dalszych badań.

Badanie podobieństwa struktur konsumpcji dało podobne wyniki co badanie podobieństwa struktur produkcji. Ogólna prawidłowość z nich wynikająca mówi, że im większy udział w wydatkach gospodarstw domowych krajów UE mają dobra o niskiej elastyczności dochodowej (pierwszej potrzeby), a mniejszy dobra o wysokiej elastyczności dochodowej (luksusowe), tym bardziej różnią się struktury konsumpcji prywatnej w tych krajach od struktury spożycia indywidualnego w strefie euro. Prawidłowość ta wynika najpewniej z dysproporcji w wysokości i rozkładzie dochodów gospodarstw domowych. Wraz ze wzrostem tych dochodów, struktury konsumpcji się upodabniają. Tej prawidłowości nie obserwujemy tylko na Słowacji.

Badanie struktur inwestycji potwierdza wnioski wynikające z analizy struktury produkcji i konsumpcji. Nie stwierdzono jednak, by w ostatnim okresie występowała prawidłowość, widoczna w przypadku produkcji i konsumpcji, tzn. by w krajach o podobnej strukturze inwestycji, wahania cykliczne inwestycji były synchroniczne (w końcu próby). Współbieżność ta jest prawdopodobnie określona przez inne czynniki, bądź też czynniki te zakłócają wpływ podobieństwa struktur inwestycji na synchroniczność wahan cyklicznych.

* * *

Wyniki analizy przyniosły zróżnicowane odpowiedzi na stawiane przez autorów pytania. Część z nich znalazła potwierdzenie w przeprowadzonych badaniach, inne nie. Wyniki przeprowadzonych badań wyraźnie wskazują, iż ostatnia recesja, wywołana światowym kryzysem finansowym i gospodarczym, była głębsza od poprzednich w większości krajów. Tylko w niewielkiej grupie krajów silniejsze było załamanie sprzedaży detalicznej podczas kryzysu internetowego. Uzyskano także potwierdzenie obserwowanej prawidłowości, iż fazy spadkowe trwają krócej niż fazy wzrostowe. Taki wynik uzyskano dla większości badanych krajów. Potwierdziła się także hipoteza, iż zmiany konsumpcji przebiegają wolniej niż zmiany dochodu. Mniejsze są zarówno amplitudy wahań tej zmiennej, ekstremalne odchylenia od długookresowego trendu jak i intensywności zmian. Potwierdzono także wyprzedzający charakter danych jakościowych. Nie znaleziono natomiast potwierdzenia dla hipotezy o zmniejszaniu się amplitudy wahań cyklicznych. Wręcz przeciwnie, badania wykazały, iż mamy do czynienia z pogłębianiem się amplitudy wahań cyklicznych. Być może jest to spowodowane gwałtownością ostatniego załamania na rynkach finansowych, na które silnie zareagowały prawie wszystkie kraje, a może szok ten tylko obnażył słabość dotychczasowych metod stabilizowania działalności gospodarczej. Odpowiedź to pytanie będzie jednak możliwa po zbadaniu kolejnych kryzysów.

LITERATURA

1. Elżbieta Adamowicz, Sławomir Dudek, Dawid Pachucki, Konrad Walczyk, *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktury tych gospodarek*, raport z projektu nr 6E, na zlecenie BISE NBP, Warszawa 2008 (czerwiec); opubl. w: *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i walutowej. Projekty badawcze*, część I, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2008, s. 8-224
2. Ryszard Barczyk, Leszek Kąsek, Marek Lubiński, Krzysztof Marczewski, *Nowe oblicza cyklu koniunkturalnego*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006
3. Ryszard Barczyk, Karolina Konopczak, Marek Lubiński, Krzysztof Marczewski, *Synchronizacja wahań koniunkturalnych. Mechanizmy i konsekwencje*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań 2010
4. Marianne Baxter, Robert G. King, *Fiscal policy in general equilibrium*, „American Economic Review”, vol. 83, nr 3 (czerwiec), 1993, s. 315-334
5. Tamim A. Bayoumi, Barry J. Eichengreen, *Shocking aspects of European monetary unification*, NBER Working Papers Series, Working Paper nr 3949, National Bureau of Economic Research, Cambridge (Mass.) 1992
6. Olivier Jean Blanchard, Danny Quah, *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*, „American Economic Review”, vol. 79, nr 4 (wrzesień), 1989, s. 655-673
7. John C. G. Boot, Walter Feibes, Johannes Hubritus Cornelius Lisman, *Further methods of derivation of quarterly figures from annual data*, „Applied Statistics”, vol. 16, nr 1, 1967, s. 65-75
8. Jakub Borowski, Robert Woreta, *Immediate policy challenges stemming from Poland's future EMU accession*, „Bank i Kredyt”, nr 10, 2002, s. 43-55
9. Gerhard Bry, Charlotte Boschan, *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*, National Bureau of Economic Research, Nowy Jork 1971
10. Arthur Frank Burns, Wesley Clair Mitchell, *Measuring business cycles*, National Bureau of Economic Research, Nowy Jork 1946
11. Chris Chatfield, *The analysis of time series: An introduction*, Chapman & Hall, Londyn 1975
12. Clark, T., E., van Vincoop E., [2001] *Borders aand business cycles*, Journal of International Economics vol.55 nr 1, ss. 59-85

13. Maria Drozdowicz-Bieć, *Od recesji do boomu. Wahania cykliczne polskiej gospodarki 1999-2007*, w: *Koniunktura gospodarcza – 20 lat doświadczeń IRG SGH*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, nr 80, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2008, s. 18-27
14. Antonio Fatás, Ilian Mihov, *The effects of fiscal policy on consumption and employment: Theory and evidence*, CEPR Discussion Papers nr 2760, 2001 (kwiecień)
15. Renee Fry, Adrian Pagan, *Some issues in using VARs for macroeconomic research*, CAMA Working Paper Series, 2005 (sierpień)
16. Jordi Galí, *Technology, employment, and the business cycle: Do technology shocks explain aggregate fluctuations?*, „American Economic Review”, vol. 89, nr 1 (marzec), 1999, s. 249-271
17. Jan Gottschalk, *An introduction into the SVAR methodology: identification, interpretation and limitations of SVAR models*, Kiel Working Paper nr 1072, 2001 (sierpień)
18. Michał Gradzewicz, Jakub Growiec, Jan Hagemeyer, Piotr Popowski, *Cykl koniunkturalny w Polsce – wnioski z analizy spektralnej*, „Bank i Kredyt”, vol. 41, nr 5, 2010, s. 41-76
19. Gyorgy Gyomai, Emmanuelle Guidetti, *OECD system of leading indicators*, OECD, Paryż 2008
20. Ventzislav Ivanov, Lutz Kilian, *A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis*, „Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics”, vol. 9, nr 1 (marzec), 2005, s. 4-37
21. Peter B. Kennen, *The optimum currency area: An eclectic view*, w: *Monetary problems of the international economy*, pr. zb. pod red. Roberta Mundella i A. K. Swobody, University of Chicago Press, Chicago 1969, s. 41-60
22. Philip A. Klein, Geoffrey Hoyt Moore, *Monitoring growth cycles in market-oriented countries. Developing and using international economic indicators*, Ballinger, Cambridge 1985
23. Komisja Europejska, *The joint harmonised EU programme of business and consumer surveys. User guide*, DG-ECFIN, Bruksela 2007 (4 lipca), wersja zmieniona
24. Karolina Konopczak, *Analiza zbieżności cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej ze strefa euro na tle krajów Europy Środkowo-Wschodniej oraz państw członkowskich strefy*, w: *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej*

- Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i walutowej. Projekty badawcze*, część III, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2008, s. 58-105
25. Paul R. Krugman, Maurice Obstfeld, *International economics. Theory and policy*, Scott & Foresman, 1998
 26. Grzegorz Kuczyński, Krystyna Strzała, *Krzywa Philipsa w Polsce w okresie transformacji – mit czy fakt?*, Katedra Ekonometrii, Uniwersytet Gdański, 2001, niepublikowany
 27. Helmut Lütkepohl, *New introduction to multiple time series analysis*, Springer, Berlin 2005
 28. Zbigniew Matkowski, Mariusz Próchniak, *Economic convergence between the CEE-8 and the European Union*, „Eastern European Economics”, tom 45, nr 1 (styczeń-luty), 2007, s. 59-76
 29. Zbigniew Matkowski, Mariusz Próchniak, *Zbieżność rozwoju gospodarczego Polski i innych krajów Europy Środkowowschodniej w stosunku do Unii Europejskiej*, „Zarządzanie Ryzykiem”, nr 30, 2009, s. 53-97
 30. Zbigniew Matkowski, Mariusz Próchniak, *Zbieżność rozwoju gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w stosunku do Unii Europejskiej*, „Ekonomista”, nr 3, 2005, s. 293-320
 31. Ellen R. McGrattan, *Comment on Gali and Rabanal's 'Technology shocks and aggregate fluctuations: How well does the RBC model fit postwar U.S. data?'*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Staff Report 338, 2004 (grudzień)
 32. Ronald I. McKinnon, *Optimum currency areas*, „American Economic Review”, vol. 53, nr 4 (wrzesień), s. 717-724
 33. Ilse Mintz, *Dating postwar business cycles: Methods and their applications to Western Germany, 1950-1967*, National Bureau of Economic Research, Cambridge 1969
 34. Geoffrey Hoyt Moore, *Business cycles, inflation and forecasting*, „Studies in Business Cycles”, nr 24, National Bureau of Economic Research, Cambridge 1983
 35. Robert A. Mundell, *A theory of optimum currency areas*, „American Economic Review”, vol. 51, nr 4 (wrzesień), s. 657-665
 36. Ronny Nilsson, Gyorgy Gyomai, *Cycle extraction: A comparison of the phase-average trend method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald filters*, Statistics Directorate Working Paper no. 39, OECD, Paryż 2011

-
37. Matthew D. Shapiro, Mark W. Watson, *Sources of business cycle fluctuations*, NBER Macroeconomics Annual 1988, vol. 3, National Bureau of Economic Research, Cambridge 1988, s. 111-148
 38. Paweł Skrzypczyński, *Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro*, „Materiały i Studia”, nr 210, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2006
 39. Paweł Skrzypczyński, *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, „Materiały i Studia”, nr 252, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2010
 40. Paweł Skrzypczyński, *Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro*, „Materiały i Studia”, nr 227, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2008
 41. Statty Stattev, Stela Raleva, *Bulgarian GDP structures – convergence with the EU*, “South-Eastern Europe Journal of Economics”, vol. 2 (2006), s. 193-207
 42. George S. Tavlas, *The theory of monetary integration*, „Open Economies Review”, vol. 5, nr 2, 1994, s. 211-230
 43. *Wskaźniki wyprzedzające*, pr. zb. pod red. Marii Drozdowicz-Bieć, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, nr 77, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2006
 44. Victor Zarnowitz, *Business cycles. Theory, history, indicators, and forecasting*, University of Chicago Press, Chicago i Nowy Jork 1992
 45. Victor Zarnowitz, Geoffrey Hoyt Moore, *Major changes in cyclical behavior*, w: *The American business cycle today: Continuity and change*, pr. zb. pod red. Roberta Gordona, National Bureau of Economic Research, Cambridge 1986, s. 519-582
 46. Jolanta Zięba, *Długo- i krótkookresowa składowa Produktu Krajowego Brutto według metody Blancharda i Quaha*, „Materiały i Studia”, nr 155, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2003

ZAŁĄCZNIKI

Z1. Źródła danych, kodowanie i opis zmiennych

Z1.1. Kodowanie zmiennych

Wszystkie zmienne używane w raporcie są kodowane w ujednolicony sposób. Składnia kodu zmiennej ma następująca postać:

[kod zmiennej]_ [kod kraju]_ CHF

gdzie: *_CHF* oznacza komponent cykliczny obliczony z zastosowaniem filtra Christiano-Fitzgeralda

Kody krajów przyjęto za EUROSTATem:

- Strefa euro – EA (EA17)
- Niemcy – DE
- Francja – FR
- Włochy – IT
- Hiszpania – ES
- Portugalia – PT
- Grecja – GR
- Czechy – CZ
- Słowacja – SK
- Węgry – HU
- Polska – PL
- Litwa – LT
- Łotwa - LV
- Estonia - EE

Rekursywne współczynniki korelacji są kodowane podobnie jak zmienne, przy czym przed kodem zmiennej używane są przedrostki:

- C_ - współczynnik korelacji z ruchomym 6-letnim oknem linia czerwona
- C1_ - współczynnik korelacji z rozszerzającą się próbą w przód (6-letnia próba startowa)
- C2_ - współczynnik korelacji z rozszerzającą się próbą w tył (6-letnia próba końcowa)

Z1.2. Źródła danych

| Produkt krajowy brutto (GDP), konsumpcja prywatna (CONS), nakłady brutto na środki trwałe (GFCF) | |
|---|---|
| Opis | <p>Kwartalne rachunki narodowe, rozdysponowanie PKB, w cenach rynkowych, w cenach stałych, częstotliwość kwartalna, 1995-2011 (III kwartał), indeks jednopodstawowy o podstawie 2005=100, oczyszczony z wahań sezonowych.</p> <p>W przypadku Czech szeregi rozpoczynają się od 1996 r., dla Słowacji od 1997 r., a dla Grecji od 2000 r. W przypadku Grecji i Włoch dla dwóch ostatnich kwartałów szacunki KE.</p> <p>Dodatkowo dane dla poszczególnych krajów zostały oczyszczone z obserwacji nietypowych z użyciem programu TRAMO.</p> |
| Źródło | <p>EUROSTAT: baza danych on-line: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database</p> <p>Data Navigation Tree:</p> <p>Economy and finance \ National accounts (including GDP) (na) \ Quarterly national accounts (namq) \ GDP and main components (namq_gdp) \ GDP and main components - volumes (namq_gdp_k)</p> |

| Indeks produkcji sprzedanej przemysłu przetwórczego (IP) | |
|---|--|
| Opis | <p>Indeks produkcji sprzedanej przemysłu przetwórczego (sekcja C NACE Rev. 2), częstotliwość miesięczna, 1995-2011 (do października), indeks jednopodstawowy o podstawie 2005=100, oczyszczony z wahań sezonowych.</p> <p>W przypadku Łotwy i Litwy dane odpowiednio od 2000 r. i od 1998 r. W przypadku CZ, EE, HU, PL, PT, SK dla okresu 1995-1999 (dla EE od 1998) dane OECD, połączone z danymi EUROSTAT metodą nawiązania łańcuchowego.</p> <p>Dodatkowo dane dla poszczególnych krajów zostały oczyszczone z obserwacji nietypowych z użyciem programu TRAMO.</p> |
| Źródło | <p>EUROSTAT: baza danych on-line: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database</p> <p>Data Navigation Tree: Industry, trade and services \ Short-term business statistics (sts) \ Industry (NACE Rev.2) (sts_ind) \ Industry production index (NACE Rev.2) (sts_ind_prod) \ Industry production index - monthly data - (2005=100) (NACE Rev.2) (sts_inpr_m)</p> <p>OECD: baza danych on-line: http://stats.oecd.org/Index.aspx</p> <p>Browse Themes: Monthly Economic Indicators \ Main Economic Indicators \ Index of Industrial Production</p> |

| Indeks produkcji budowlanej (CP) | |
|---|---|
| Opis | <p>Indeks produkcji budowlanej (sekcja F NACE Rev. 2), częstotliwość miesięczna, 1995-2011 (do października), indeks jednopodstawowy o podstawie 2005=100, oczyszczony z wahań sezonowych.</p> <p>W przypadku PT dane od 2000 r. W przypadku CZ, IT, HU, PL, SK dla okresu 1995-1999 dane OECD, połączone z danymi EUROSTAT metodą nawiązania łańcuchowego. W przypadku ES dane w całości z OECD. W przypadku EE, GR, LV i LT dane nie są publikowane.</p> <p>Dodatkowo dane dla poszczególnych krajów zostały oczyszczone z obserwacji nietypowych z użyciem programu TRAMO.</p> |
| Źródło | <p>EUROSTAT: baza danych on-line: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database</p> <p>Data Navigation Tree: Industry, trade and services \ Short-term business statistics (sts) \ Industry (NACE Rev.2) (sts_ind) \ Construction, building and civil engineering (NACE F) (sts_cons) \ Construction production index (NACE Rev.2) (sts_cons_pro) \ Construction production index - monthly data - (2005=100) (NACE Rev.2) (sts_copr_m)</p> <p>OECD: baza danych on-line: http://stats.oecd.org/Index.aspx</p> <p>Browse Themes: Monthly Economic Indicators \ Main Economic Indicators \ Production in Construction</p> |

| Sprzedaż detaliczna (RS) | |
|---------------------------------|--|
| Opis | <p>Indeks sprzedaży detalicznej, częstotliwość miesięczna, 1995-2011 (do października), indeks jednopodstawowy o podstawie 2005=100, oczyszczony z wahań sezonowych.</p> <p>W przypadku Estonii i Litwy dane od 1998 r. a dla Łotwy od 1998 r. W przypadku IT, HU, PL, PT, CZ dla okresu 1995-1999 (dla CZ od 1996) dane OECD, połączone z danymi EUROSTAT metodą nawiązania łańcuchowego.</p> <p>Dodatkowo dane dla poszczególnych krajów zostały oczyszczone z obserwacji nietypowych z użyciem programu TRAMO.</p> |
| Źródło | <p>EUROSTAT: baza danych on-line: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database</p> <p>Data Navigation Tree:</p> <p>Industry, trade and services \ Short-term business statistics (sts) \ Industry (NACE Rev.2) (sts_ind) \ Trade and services (sts_ts) \ Wholesale and retail trade (NACE G, NACE Rev.2) (sts_wrt) \ Turnover and volume of sales index (NACE Rev. 2) (sts_wrt_ts) \ Wholesale and retail trade turnover and volumes of sales - monthly data - (2005=100) (NACE Rev. 2) (sts_trtu_m)</p> <p>OECD: baza danych on-line: http://stats.oecd.org/Index.aspx</p> <p>Browse Themes: Monthly Economic Indicators \ Main Economic Indicators \ Production in Construction</p> |

| Wskaźnik koniunktury w przemyśle przetwórczym (ICI) | |
|--|---|
| Opis | <p>Wskaźnik koniunktury w przemyśle przetwórczym, wyrażony jako średnia arytmetyczna wybranych sald ze zharmonizowanego badania koniunktury w przemyśle przetwórczym, częstotliwość miesięczna, 1995-2011 (do października), wskaźniki wyrównane sezonowo, w postaci sald. Dla HU dane od 1996 r. Dla Polski wykorzystano wskaźnik koniunktury w przemyśle przetwórczym obliczany przez IRG SGH, 1995-2011.</p> <p>Dodatkowo dane dla poszczególnych krajów zostały oczyszczone z obserwacji nietypowych z użyciem programu TRAMO.</p> |
| Źródło | <p>EUROSTAT: baza danych on-line: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database</p> <p>Data Navigation Tree:</p> <p>General and regional statistics \ European and national short term indicators (euroind) \ Business and consumer surveys (Source: DG ECFIN) (bcs) \ Sentiment indicators - monthly data (bssi_m_r2): <i>Industrial confidence indicator – BS-ICI-BAL</i></p> <p>IRG SGH: Koniunktura w przemyśle <i>Wskaźnik koniunktury w przemyśle</i></p> |

| Wskaźnik koniunktury w budownictwie (CCI) | |
|--|---|
| Opis | <p>Wskaźnik koniunktury w budownictwie, wyrażony jako średnia arytmetyczna wybranych sald ze zharmonizowanego badania koniunktury w budownictwie, częstotliwość miesięczna, 1995-2011 (do października), wskaźniki wyrównane sezonowo, w postaci sald. Dla HU dane od 1996 r. Dla Polski wykorzystano wskaźnik koniunktury w budownictwie obliczany przez IRG SGH, 1995-2011. Wskaźniki IRG SGH został roszacowany z kwartałów na miesiące.</p> <p>Dodatkowo dane dla poszczególnych krajów zostały oczyszczone z obserwacji nietypowych z użyciem programu TRAMO.</p> |
| Źródło | <p>EUROSTAT: baza danych on-line: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database</p> <p>Data Navigation Tree:</p> <p>General and regional statistics \ European and national short term indicators (euroind) \ Business and consumer surveys (Source: DG ECFIN) (bcs) \ Sentiment indicators - monthly data (bssi_m_r2): <i>Construction confidence indicator – BS-CCI-BAL</i></p> <p>IRG SGH: Koniunktura w budownictwie <i>Wskaźnik koniunktury w budownictwie (1995-2011)</i></p> |

| Wskaźnik koniunktury w handlu detalicznym (RCI) | |
|--|---|
| Opis | <p>Wskaźnik koniunktury w handlu detalicznym, wyrażony jako średnia arytmetyczna wybranych sald ze zharmonizowanego badania koniunktury w handlu. częstotliwość miesięczna, 1995-2011 (do października), wskaźniki wyrównane sezonowo, w postaci sald. Dla HU, LV dane od 1996 r., dla LT od kwietnia 1995 r. Dla Polski wykorzystano wskaźnik koniunktury w handlu obliczany przez IRG SGH, 1995-2011. Wskaźniki IRG SGH został roszacowany z kwartałów na miesiące.</p> <p>Dodatkowo dane dla poszczególnych krajów zostały oczyszczone z obserwacji nietypowych z użyciem programu TRAMO.</p> |
| Źródło | <p>EUROSTAT: baza danych on-line: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database</p> <p>Data Navigation Tree:</p> <p>General and regional statistics \ European and national short term indicators (euroind) \ Business and consumer surveys (Source: DG ECFIN) (bcs) \ Sentiment indicators - monthly data (bssi_m_r2): <i>Retail sales confidence indicator – BS-RCI-BAL (1995-2011)</i></p> <p>IRG SGH: Koniunktura w handlu <i>Wskaźnik koniunktury w handlu (1995-2008)</i></p> |

| Wskaźnik koniunktury konsumenckiej (CS) | |
|--|---|
| Opis | <p>Wskaźnik koniunktury konsumenckiej, sentymentów gospodarstw domowych, wyrażony jako średnia arytmetyczna wybranych sald ze zharmonizowanego badania koniunktury konsumenckiej. częstotliwość miesięczna, 1995-2011 (do października), wskaźniki wyrównane sezonowo, w postaci sald. Dla LT dane od maja 2001 r., dla Słowacji od kwietnia 1999 r., Dla CZ i LT występowały przerwy w badaniu, brakujące dane interpolowano liniowo. Dla Polski wykorzystano wskaźnik kondycji gospodarstw domowych obliczany przez IRG SGH, 1996-2011. Wskaźniki IRG SGH został rozszacowany z kwartałów na miesiące.</p> <p>Dodatkowo dane dla poszczególnych krajów zostały oczyszczone z obserwacji nietypowych z użyciem programu TRAMO.</p> |
| Źródło | <p>EUROSTAT: baza danych on-line: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database</p> <p>Data Navigation Tree:</p> <p>General and regional statistics \ European and national short term indicators (euroind) \ Business and consumer surveys (Source: DG ECFIN) (bcs) \ Sentiment indicators - monthly data (bssi_m_r2): <i>consumer sentiment indicator – BS-CS-BAL (1995-2011)</i></p> <p>IRG SGH: Kondycja gospodarstw domowych, badanie okresowe <i>Wskaźnik kondycji gospodarstw domowych (1996-2011)</i></p> |

| Ogólny wskaźnik nastrojów gospodarczych (ESI) | |
|--|---|
| Opis | <p>Ogólny wskaźnik nastrojów gospodarczych. Wskaźnik wyrażony w postaci indeksu (szerzej nt. jego konstrukcji w EC DG-ECFIN 2007), częstotliwość miesięczna, 1995-2011 (do października), oczyszczony z wahań sezonowych. Dla HU dane od 1996 r. Dla Polski wykorzystano Barometr koniunktury IRG SGH, dane od 09.1998 r.</p> <p>Dodatkowo dane dla poszczególnych krajów zostały oczyszczone z obserwacji nietypowych z użyciem programu TRAMO.</p> |
| Źródło | <p>EUROSTAT: baza danych on-line: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database Data Navigation Tree:</p> <p>General and regional statistics \ European and national short term indicators (euroind) \ Business and consumer surveys (Source: DG ECFIN) (bcs) \ Sentiment indicators - monthly data (bssi_m_r2): <i>Economic sentiment index, BS-ESI-I. (1995-2011)</i></p> <p>IRG SGH: <i>Barometr koniunktury IRG SGH (1998M10-2011)</i></p> |

