

Analiza zbieżności cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej ze strefą euro na tle krajów Europy Środkowo-Wschodniej oraz państw członkowskich strefy

Streszczenie

Synchronizacja cykli koniunkturalnych stanowi tzw. „meta” kryterium optymalności wspólnych obszarów walutowych, czyli syntetyczny wskaźnik tego, czy korzyści wynikające z partycypacji krajów w unii monetarnej przewyższają koszty związane z utratą przez nie niezależnej polityki pieniężnej i kursowej jako narzędzi akomodacji szoków.

W niniejszym artykule pojęta została próba określenia zbieżności cyklu gospodarki polskiej z cyklem strefy euro jako całości w latach 1996-2008 na tle pozostałych państw regionu oraz krajów członkowskich strefy. Analiza przeprowadzona została przy pomocy szeregu technik ekonometrycznych: (1) algorytmu datowania cykli Bry i Boschan (1971), (2) jedno- i wielowymiarowych modeli przełącznikowych Markowa, (3) dekompozycji szoków na popytowe i podażowe (Blanchard i Quah, 1989), (4) dekompozycji szoków na symetryczne i asymetryczne.

Wyniki analizy wskazują, iż w zakresie cykli „klasycznych” zbieżność cyklu polskiego z cyklem strefy euro jako całości jest znaczna – jest średnio najwyższa spośród krajów regionu i nie odbiega od najsilniej zsynchronizowanych krajów członkowskich strefy euro. Co więcej, dane empiryczne pozytywnie weryfikują hipotezę o istnieniu wspólnego czynnika, odpowiedzialnego za synchronizację cyklu w Polsce i największych krajach członkowskich strefy euro. Analiza symetryczności szoków strukturalnych i odpowiedzi na nie wskazuje, iż średnio niższy stopień synchronizacji cykli krajów Europy Środkowo-Wschodniej w porównaniu do krajów członkowskich strefy euro wynika z bardzo niskiej zbieżności szoków, dotyczących te gospodarki oraz strefę euro jako całość. Z kolei reakcje gospodarek na szoki jednostkowe są – z nielicznymi wyjątkami – bardzo zbliżone we wszystkich krajach objętych analizą. Najwyższa spośród państw regionu synchronizacja Polski ze strefą euro może być rezultatem znacznej symetrii reakcji gospodarki względem strefy euro jako całości – w przeciwieństwie do większości państw regionu – na szoki wspólne.

¹ Biuro ds. Integracji ze Strefą Euro, Narodowy Bank Polski, Karolina.Konopczak@mail.nbp.pl.

Wprowadzenie

Stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych jest powszechnie utożsamiany w literaturze z prawdopodobieństwem spełnienia kryteriów optymalności obszarów walutowych (Böwer, 2006). Innymi słowy, stopień zbieżności cyklicznej jest syntetycznym wskaźnikiem, pozwalającym odpowiedzieć na pytanie, czy korzyści wynikające z partycypacji krajów w unii monetarnej przewyższają koszty związane z utratą przez nie niezależnej polityki pieniężnej i kursowej jako narzędzi akomodacji szoków. Istotna w tym zakresie jest również analiza symetryczności szoków i odpowiedzi na szoki w poszczególnych gospodarkach, czyli tzw. „synchronizacja netto” – ta część zbieżności, która wynika z podobnych odpowiedzi na podobne szoki.

Celem niniejszego artykułu jest prezentacja wyników badania z zakresu zbieżności cyklicznej gospodarki polskiej ze strefą euro na tle pozostałych krajów regionu oraz krajów członkowskich strefy. Dzięki zastosowaniu różnorodnej metodyki – algorytm datowania cykli oparty na definicji Burnsa i Mitchella (1946), modele przełącznikowe Markowa, strukturalne modele wektorowej autoregresji – możliwe było zbadanie zjawiska synchronizacji cyklicznej w wielu wymiarach, w tym: (1) analiza zbieżności punktów zwrotnych tzw. cykli „klasycznych”, reprezentujących okresy bezwzględnego wzrostu lub spadku poziomu aktywności gospodarczej, (2) weryfikacja hipotezy o istnieniu wspólnego czynnika, determinującego przebieg cyklu w Polsce i największych gospodarkach strefy euro, (3) analiza symetrii szoków strukturalnych dotyczących poszczególne gospodarki, (4) analiza podobieństwa reakcji gospodarek na szoki jednostkowe oraz na szoki wspólne dla całej strefy euro.

1. Metodyka

1.1. Analiza zbieżności cykli klasycznych

Badania nad synchronizacją prowadzone są w ramach dwóch definicji cykli koniunkturalnych – „klasycznej” oraz „wzrostowej” (*growth cycle*) czy inaczej „odchyleniowej” (*deviation cycle*). Pierwsza, której podstawę stanowi koncepcja cyklu Burnsa i Mitchella (1946), zakłada badanie dynamiki aktywności gospodarczej w ujęciu absolutnym, zaś druga, bardziej współczesna – koncentruje się na cyklach odchyleniowych, czyli na odchyleniach bieżącej aktywności gospodarczej od trendu. Różnica definicji w sposób istotny rzutuje na przebieg cyklu, zidentyfikowanego przy pomocy opartych na nich metod. Cykle „klasyczne” reprezentują zidentyfikowane recesje i ekspansje, czyli okresy bezwzględnego wzrostu lub

spadku poziomu analizowanej miary aktywności gospodarczej. Z kolei w ramach cykli „wzrostowych” wyodrębniane są okresy, w których następował spadek lub wzrost dynamiki aktywności w stosunku do potencjału. Z tego względu na podstawie metodyki cykli „odchyleniowych” możliwa jest identyfikacja spowolnienia mimo dodatniego tempa wzrostu aktywności.

Analizowane w niniejszym artykule cykle „klasyczne” pod względem popularności ustępują we współczesnych zastosowaniach empirycznych cyklom „odchyleniowym”. Tym niemniej, pewne cechy tego podejścia sprawiają, iż jest ono niezbędnym uzupełnieniem analizy synchronizacji cykli „wzrostowych”. Po pierwsze, zastosowanie cykli „odchyleniowych” jest nierozłącznie związane z wyborem rodzaju trendu (stochastyczny, deterministyczny) i techniki jego ekstrakcji z wyjściowego szeregu, zaś wybór ten ma przełożenie na uzyskiwane wyniki (Darvas i Vadas, 2005). Tego elementu subiektywizmu pozbawione są cykle „klasyczne”. Co więcej, stanowią one również ważniejszą informację z punktu widzenia polityki pieniężnej (Harding i Pagan, 1999).

1.1.1. Algorytmy datowania cykli

W zakresie cykli „klasycznych” – będących przedmiotem niniejszej analizy – we współczesnych zastosowaniach empirycznych dominują dwa podejścia – pierwsze stanowi kontynuację działalności *National Bureau of Economic Research* (NBER), drugie zaś wykorzystuje zaproponowany przez Hamiltona (1989) model przełącznikowy Markowa. Działalność w zakresie datowania cykli dla gospodarki Stanów Zjednoczonych NBER rozpoczęło w latach dwudziestych dwudziestego wieku. Stosowana metodyka uległa formalizacji zgodnie z uszczegółowieniem definicji w zakresie minimalnej długości trwania całego cyklu i jego poszczególnych faz, dokonany przez Burnsa i Mitchella (1946). Od lat osiemdziesiątych działa w ramach NBER ciało kolegialne – *Business Cycle Dating Committee* – które identyfikuje punkty zwrotne na zasadzie konsensusu między członkami. W celu automatyzacji procedury datowania cykli stosowanej przez NBER Bry i Boschan (1971) opracowali algorytm odwołujący się bezpośrednio do definicji Burnsa i Mitchella przeznaczony dla danych o częstotliwości miesięcznej. Harding i Pagan (1999) dostosowali go do danych kwartalnych. Według tego ostatniego algorytmu identyfikacja punktów zwrotnych dokonywana jest na podstawie następujących reguł (gdzie Δy_t oznacza dynamikę produktu lub innej miary aktywności ekonomicznej):

- w okresie t cykl koniunkturalny osiąga szczyt, jeżeli:

$$t = \{(\Delta y_{t-2}, \Delta y_{t-1}) < \Delta y_t > (\Delta y_{t+1}, \Delta y_{t+2})\}$$

- w okresie t cykl koniunkturalny osiąga dołek, jeżeli:

$$t = \{(\Delta y_{t-2}, \Delta y_{t-1}) > \Delta y_t < (\Delta y_{t+1}, \Delta y_{t+2})\}$$

Zapis ten oznacza, że w danym okresie miał miejsce zwrot cyklu, jeżeli dynamika produktu była w nim wyższa (lub odpowiednio niższa) niż maksymalnie dwa kwartały wcześniej i dwa kwartały później. Podejście to jest kompatybilne z powszechnie stosowaną definicją, w myśl której recesja (lub ożywienie) ma miejsce, gdy aktywność gospodarcza spada (rośnie) przez dwa kwartały. W przypadku danych miesięcznych maksima i minima lokalne wyznacza się w analogiczny sposób – dynamika produktu w danym okresie jest porównywana z pięcioma wcześniejszymi i późniejszym miesiącami. Dodatkowo algorytm nakłada dodatkowe restrykcje (*censoring procedures*) w zakresie minimalnej długości trwania każdej z faz (dwa kwartały w procedurze Hardinga i Pagana oraz sześć miesięcy w algorytmie Bry i Boschan) oraz całego cyklu (odpowiednio piętnaście miesięcy i pięć kwartałów), a także zakłada przemienność występowania szczytów i dołków.

1.1.2. Modele przełącznikowe Markowa

Bardziej współczesnym podejściem do identyfikacji punktów zwrotnych cykli koniunkturalnych jest zastosowanie modeli przełącznikowych Markowa (*Markov Switching Models*). Za jego prekursorów uznać można Goldfelda i Quandta (1973), jednak szersze zainteresowanie wśród badaczy wzbudziło dopiero rozszerzenie modelu zaproponowane przez Hamiltona (1989). U podstaw tej metodyki leży założenie o nieliniowej naturze analizowanego zjawiska – parametry procesu generującego dynamikę wzrostu gospodarczego różnią się w zależności od realizacji innego, ukrytego procesu, czyli od fazy cyklu koniunkturalnego. Jest to więc model ze zmiennymi parametrami, przy czym w poszczególnych podokresach (zidentyfikowanych fazach cyklu) zmienna objaśniana generowana jest przez proces liniowy. Zmiany pomiędzy tymi liniowymi modelami mają charakter dyskretny. Nieobserwowalnym procesem sterującym zmianami faz („przełączeniami”) jest jednorodny łańcuch Markowa (oznaczany jako S_t) o M stanach (reżimach) i macierzy prawdopodobieństw przejścia P . Wymiar przestrzeni stanów jest w praktyce określany *a priori* lub wybierany na zasadzie dyskryminacji między

konkurencyjnymi modelami na podstawie kryterium największej wiarygodności. We wcześniejszych pracach przyjmowano zwykle dwie możliwe realizacje łańcucha, oznaczające odpowiednio recesję i ożywienie. Bardziej współczesne analizy zakładają istnienie trzech stanów – obok dwóch podstawowych również okresu bardzo silnego wzrostu. Artis i in. (2004b) istnienie dodatkowego stanu uzasadniają zjawiskiem konwergencji poziomów PKB między krajami o różnym stopniu rozwoju. W ramach Unii Europejskiej faza bardzo silnego wzrostu była szczególnie istotna dla relatywnie mniej rozwiniętych krajów Europy południowej – Włoch, Hiszpanii i Portugalii i nie zaobserwowano jej wystąpienia od końca lat siedemdziesiątych.

W najogólniejszej postaci model przełącznikowy można zapisać w następujący sposób (gdzie Δy_t oznacza wektor dynamiki produktu lub innej miary aktywności gospodarczej, zaś X_t macierz zmiennych objaśniających) :

$$\Delta y_t = \alpha(S_t) + \Phi(S_t)X_t + \varepsilon(S_t)$$

$$\varepsilon(S_t) \sim \text{nid}(0, \sigma^2(S_t))$$

Powyższy zapis implikuje, że zarówno wyraz wolny równania, jak i parametry przy zmiennych objaśniających, a także zmienność dynamiki wzrostu zależą od stanu, w którym znajduje się łańcuch Markowa. Zastosowanie opisanej metodyki pozwala na uchwycenie asymetryczności występującej pomiędzy fazami cyklu w zakresie długości trwania, zmienności i amplitudy. W zastosowaniach empirycznych tylko część parametrów jest zależna od stanu, w którym znajduje się łańcuch. W zależności od tego, które parametry są zmienne, wyróżnia się różne typy modeli przełącznikowych – o zmiennej średniej (oznaczany jako MSM – *mean*), wyrazie wolnym równania regresji (MSI – *intercept*), parametrach autoregresyjnych (MSA – *autoregressive parameters*), zmienności wyrazu wolnego (MSH – *heteroscedasticity*). W praktyce zestaw regresorów ogranicza się zwykle do opóźnionych szeregów zmiennej objaśnianej, czyli model ma charakter autoregresyjny, co zwyczajowo zapisywane jest jako MS(M)-AR(p) (M stanów łańcucha, proces autoregresyjny rzędu p):

$$\Delta y_t = \alpha(S_t) + \phi_1(S_t)\Delta y_{t-1} + \dots + \phi_p(S_t)\Delta y_{t-p} + \varepsilon(S_t)$$

W badaniach cykli koniunkturalnych wykorzystuje się najczęściej modele ze zmiennym wyrazem wolnym lub wersję modelu, w której średnia dynamika produktu zależy od fazy cyklu (Krozig, 2003). Wersję tę zaproponował Hamilton (1989) i ma ona następującą postać:

$$\Delta y_t - \mu(S_t) = \phi_1(\Delta y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \dots + \phi_4(\Delta y_{t-4} - \mu(S_{t-4})) + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim nid(0, \sigma^2)$$

Zakłada się dodatkowo, że średni wzrost w fazie ekspansji jest dodatni, zaś w czasie recesji – ujemny lub przynajmniej, że w pierwszym stanie jest wyższy niż w drugim.

Modele przełącznikowe estymowane są metodą największej wiarygodności za pomocą opracowanej przez Hamiltona (1994) wersji algorytmu maksymalizacji wartości oczekiwanej (*Expectation Maximisation*). Za jej pomocą parametry równań regresji, macierz (lub macierze) wariancji-kowariancji składnika losowego oraz macierz przejścia łańcucha szacowane są w sposób iteracyjny tak, aby zmaksymalizować prawdopodobieństwo realizacji otrzymanego szeregu dynamiki produktu. Za pomocą algorytmu zaproponowanego przez Kima (1994) dla każdej obserwacji można wyliczyć prawdopodobieństwo tego, że została ona wygenerowana przez proces o specyfikacji charakterystycznej dla danego stanu łańcucha, czyli prawdopodobieństwo tego, że w danym okresie gospodarka była w określonej fazie cyklu koniunkturalnego. Są to tzw. wygładzone prawdopodobieństwa (*smoothed probability*), wyznaczone przy użyciu wszystkich dostępnych obserwacji². Na ich podstawie poszczególnym obserwacjom przypisywana jest określona faza cyklu. Przyporządkowanie dokonywane jest na zasadzie najwyższego prawdopodobieństwa spośród wszystkich możliwych reżimów, co w przypadku łańcucha o dwóch stanach oznacza, że danemu okresowi przypisywana jest dana faza, jeżeli jej prawdopodobieństwo przekracza 0,5. Ten prosty algorytm bywa korygowany zgodnie z założeniami o minimalnej długości faz (Maciejowska i Zwiernik, 2006).

1.1.3. Miary synchronizacji cykli klasycznych

W zakresie badań nad synchronizacją cykli „klasycznych” najpowszechniejszymi wskaźnikami są indeks zgodności (*concordance index*) Hardinga i Pagana (2002) oraz indeks dyfuzji (*diffusion index*) zaproponowany przez Artisa i in. (2002). Pierwszy wskaźnik odzwierciedla procentowy udział liczby okresów, w których dwa szeregi są w tym samym stanie (recesja lub ekspansja) w długości próby i ma następującą postać (gdzie S_{it} jest binarnym szeregiem, odzwierciedlającym stan cyklu w okresie t w kraju i):

² W odróżnieniu od prawdopodobieństw filtrowanych (*filter probability*), szacowanych dla każdego okresu na podstawie obserwacji od początku próby do tego okresu włącznie.

$$I_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T [S_{it} S_{jt} + (1 - S_{it})(1 - S_{jt})]$$

Indeks dyfuzji stanowi uogólnienie poprzedniego wskaźnika na grupę więcej niż dwóch krajów – odzwierciedla procent gospodarek, które są w tym samym stanie, w którym znajduje się cała grupa (np. strefa euro)³. W najprostszej postaci wskaźnik dla N gospodarek ma następującą postać (oznaczenia analogicznie do indeksu zgodności):

$$D_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N S_{it} \quad t = 1, \dots, T$$

Alternatywną miarą jest współczynnik kontyngencji Pearsona (*contingency coefficient*), będący miarą zależności między dwiema zmiennymi jakościowymi.

W ramach analizy synchronizacji cykli zidentyfikowanych na podstawie modeli przełącznikowych szacowanych oddzielnie dla poszczególnych krajów, najczęściej stosowane wskaźniki to współczynnik korelacji między szeregami wygładzonych prawdopodobieństw bycia w recesji dla poszczególnych krajów oraz indeks zgodności i dyfuzji dla binarnych szeregów otrzymanych dzięki przypisaniu każdemu okresowi najbardziej prawdopodobnego stanu.

1.1.4. Istotność wspólnego czynnika determinującego fluktuacje gospodarcze w grupie krajów

Na weryfikację hipotezy o istnieniu wspólnego czynnika, odpowiedzialnego za synchronizację cykli koniunkturalnych w grupie krajów pozwala wielowymiarowe rozszerzenie modelu Hamiltona – przełącznikowy model wektorowej autoregresji (MS-VAR), o następującej postaci:

$$\Delta y_t - \mu(S_t) = A_1(\Delta y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \dots + A_p(\Delta y_{t-p} - \mu(S_{t-p})) + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | S_t \sim NID(0, \Sigma)$$

Wektor zmiennych endogenicznych modelu Δy_t zawiera dynamiki aktywności gospodarczej dla poszczególnych krajów objętych badaniem. Jako pierwszy, model dwuwymiarowy zastosował Phillips (1991), trójwymiarowy – Filardo i Gordon (1994), zaś wielowymiarowego rozszerzenia dokonał Krolzig (1997). Odzwierciedleniem hipotezy o istnieniu wspólnego czynnika jest założenie, iż przełączenia między stanami odbywają się

³ Identyfikacja punktów zwrotnych grupy jako całości dokonywana jest na podstawie zagregowanego produktu.

równocześnie dla wszystkich krajów, czyli rządzi nimi wspólny łańcuch Markowa. Specyfikacja modelu pozwala na oszacowanie dla każdego kraju średniej dynamiki produktu w obu stanach. Hipoteza o wspólnym czynniku weryfikowana jest poprzez test istotności różnicy między średnią dynamiką produktu w obu stanach dla poszczególnych gospodarek.

1.2. Analiza symetryczności szoków i odpowiedzi na szoki

Podejściem do badania synchronizacji odmiennym wobec analizy cykli koniunkturalnych w ramach ich „klasycznej” i „odchyleniowej” definicji jest analiza symetryczności szoków oraz symetryczności reakcji gospodarek na szoki. Badania te najczęściej prowadzone są w ramach strukturalnych modeli wektorowej autoregresji (sVAR), a w ostatnich latach także przy użyciu dynamicznych modeli czynnikowych (*dynamic factor models*). Ten nurt badań pozwala na wyabstrahowanie miary „netto” synchronizacji, czyli tej części wspólnych fluktuacji, których źródłem są szoki wspólne (de Haan i in., 2005). Podejście to nadaje się szczególnie do analizy optymalności obszarów walutowych, ponieważ pozwala na ocenę podobieństwa gospodarek grupy krajów w zakresie zdolności do absorpcji szoków i szybkości dostosowań, czyli kluczowych parametrów w przypadku rezygnacji z narzędzi stabilizacyjnych, związanej ze wstąpieniem do unii walutowej.

1.2.1. Dekompozycja Blancharda i Quah

Najczęściej stosowaną metodyką wyodrębniania szoków strukturalnych jest dekompozycja Blancharda i Quah (1989). Polega ona na identyfikacji szoków popytowych i podaźowych ze względu na ich konsekwencje w różnym horyzoncie czasowym dla dynamiki produktu i inflacji.⁴ Pierwszy raz podejście to wykorzystano do badania synchronizacji w pracach Bayoumi (1991) oraz Bayoumi i Eichengreen (1992). Standardowo w tego typu analizach identyfikacja szoków przebiega w ramach dwurównaniowego modelu sVAR z tempem wzrostu PKB (Δy_t) i poziomem cen (Δp_t) jako zmiennymi endogenicznymi:

$$\begin{aligned}\gamma_{11}\Delta y_t &= -\gamma_{12}\Delta p_t + \sum_{i=1}^p \beta^i_{yy} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta^i_{yp} \Delta p_{t-i} + \varepsilon_{yt} \\ \gamma_{22}\Delta p_t &= -\gamma_{21}\Delta y_t + \sum_{i=1}^p \beta^i_{py} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta^i_{pp} \Delta p_{t-i} + \varepsilon_{pt}\end{aligned}$$

⁴ Blanchard i Quah (1989) zamiast poziomu cen uwzględnili w swoim modelu stopę bezrobocia. Zmiany w oryginalnym modelu dokonał Bayoumi (1991).

Zakłada się, że składniki losowe modelu ε_{yt} i ε_{pt} są niezależnymi gaussowskimi białymi szumami i oznaczają odpowiednio szok podażowy i popytowy. Są to szoki strukturalne, będące „pierwotnymi” (*primitive*) siłami sprawczymi w gospodarce. Model w postaci wektorowej można zapisać jako:

$$\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{yy}(L) & B_{yp}(L) \\ B_{py}(L) & B_{pp}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{pt} \end{bmatrix}$$

$$\Gamma Y_t = B(L)Y_t + \varepsilon_t$$

Model może być szacowany jedynie w postaci zredukowanej (VAR). Zakładając odwracalność macierzy Γ ma on następującą postać:

$$Y_t = \Gamma^{-1}B(L)Y_t + \Gamma^{-1}\varepsilon_t$$

$$Y_t = A(L)Y_t + e_t, \quad \text{gdzie } A(L) = \Gamma^{-1}B(L), \quad e_t = \Gamma^{-1}\varepsilon_t$$

Składniki losowe równań modelu zredukowanego są ze sobą skorelowane. Przy założeniu stacjonarności model można zapisać w postaci nieskończonej wektorowej średniej ruchomej (MA(∞)):

$$(I - A(L))Y_t = e_t$$

$$Y_t = (I - A(L))^{-1}e_t$$

$$Y_t = (I + A(L) + A(L)^2 + \dots)e_t$$

$$Y_t = e_t + C_1e_{t-1} + C_2e_{t-2} + \dots$$

Składniki losowe modelu zredukowanego nie mają interpretacji ekonomicznej – stanowią liniową kombinację szoków strukturalnych (popytowych i podażowych), jako że $e_t = \Gamma^{-1}\varepsilon_t$.

Wykorzystując tę równość, model można zapisać za pomocą szoków strukturalnych:

$$Y_t = \Gamma^{-1}\varepsilon_t + C_1\Gamma^{-1}\varepsilon_{t-1} + C_2\Gamma^{-1}\varepsilon_{t-2} + \dots$$

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i\Gamma^{-1}\varepsilon_{t-i}$$

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} D_i\varepsilon_{t-i}, \quad D_i = C_i\Gamma^{-1}$$

Zapis ten oznacza, że dynamika produktu i poziomu cen determinowana jest przez bieżące i przeszłe realizacje dwóch rodzajów szoków strukturalnych – popytowego i podażowego⁵. Elementy macierzy D_i stanowią odpowiedzi *ceteris paribus* poszczególnych zmiennych na

⁵ Blanchard i Quah (1989) zakładają, że zachowanie systemu gospodarczego kształtowane jest przez m szoków, przy czym każdy z nich można zakwalifikować jako popytowy lub podażowy.

jednostkowe szoki (odpowiednio popytowe i podaźowe), które miały miejsce i okresów wcześniej.

Aby otrzymać szeregi szoków popytowych i podaźowych oraz wartości odpowiedzi na impuls, konieczna jest identyfikacja modelu sVAR poprzez nałożenie odpowiednich restrykcji na nieznane parametry modelu. Metodyka Blancharda i Quah polega na przyjęciu obok standardowych restrykcji (niezależność szoków, standaryzacja ich wariancji) zestawu założeń odnośnie do wpływu szoków na gospodarkę. Zgodnie z nim pozytywny szok popytowy prowadzi do zwiększenia produktu i poziomu cen w krótkim okresie, a w długim – jedynie do wzrostu cen, zaś pozytywny szok podaźowy prowadzi zarówno w krótkim, jak i długim okresie do wzrostu produktu i spadku poziomu cen. Z racji tego, że przedstawiony system składa się tylko z dwóch zmiennych, konieczne jest nałożenie (poza ortonormalizacją szoków) tylko jednej restrykcji⁶ zgodnej z przyjętymi założeniami:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11i} & d_{12i} \\ d_{21i} & d_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t-i} \\ \varepsilon_{p,t-i} \end{bmatrix}$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} D_i = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot \end{bmatrix}$$

Nałożenie powyższej restrykcji zerowej oznacza, że szok popytowy nie ma długookresowego wpływu na dynamikę produktu. Reszta restrykcji nie jest potrzebna do identyfikacji systemu dwurównaniowego. Metodykę Blancharda i Quah można rozszerzyć poprzez dodanie innych zmiennych do oryginalnego modelu ze stopą wzrostu produktu i inflacją. Do najczęściej uwzględnianych dodatkowych zmiennych należy realna krótkoterminowa stopa procentowa i realny efektywny kurs walutowy, dzięki którym możliwa jest analiza odpowiedzi na impuls polityki pieniężnej – zjawiska niezwykle istotnego z punktu widzenia optymalności wspólnych obszarów walutowych.

Analiza symetryczności szoków dla pary krajów polega na wyznaczeniu bilateralnych współczynników korelacji między szeregami szoków odpowiednio popytowych (ε_{pt}) i podaźowych (ε_{yt}). Symetryczność reakcji gospodarek na wspólny szok analizowana jest przy pomocy szeregów reakcji odpowiednio inflacji i produktu dla poszczególnych krajów na jednostkowy dodatni szok popytowy i podaźowy.

⁶ Liczba restrykcji dla systemu z n zmiennymi wynosi n^2 . W analizowanym modelu należy ich w związku z tym nałożyć cztery – dwie to standaryzacja wariancji szoków, zaś trzecia to ortogonalizacja, czyli założenie o niezależności szoku podaźowego i popytowego.

1.2.2. Dekompozycja na szoki symetryczne i asymetryczne

Rozszerzeniem metodyki Blancharda i Quah jest dekompozycja dynamiki produktu i ogólnego poziomu cen na komponenty symetryczne (wspólne) i asymetryczne (specyficzne dla danego kraju), a dopiero w ich ramach na szoki podażowe i popytowe. Możliwe staje się to po uwzględnieniu w wyjściowym modelu, szacowanym oddzielnie dla każdego kraju, zmiennych odzwierciedlających wspólne dla całej grupy szoki, takich jak tempo wzrostu PKB dla grupy jako całości czy ceny ropy (Kouparitsas, 1999). Przykładowo, w pracy Ide i Moës (2003) wektor zmiennych endogenicznych modelu VAR dla każdego kraju zawiera tempo wzrostu jego realnego PKB (Δy_{euro_area}) i krajowy wskaźnik inflacji - deflator PKB (Δp_{euro_area}) oraz analogiczne szeregi dla strefy jako całości (odpowiednio Δy_i i Δp_i). W reprezentacji nieskończonej wektorowej średniej ruchomej każda z tych zmiennych jest kombinacją bieżących i opóźnionych wartości czterech szoków strukturalnych – wspólnego szoku popytowego (ε_D^{common}) i podażowego (ε_S^{common}) (szoki symetryczne) oraz ich odpowiedników idiosynkratycznych ($\varepsilon_D^{country-specific}$ oraz $\varepsilon_S^{country-specific}$):

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{euro_area} \\ \Delta p_{euro_area} \\ \Delta y_i \\ \Delta p_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) & a_{13}(L) & a_{14}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) & a_{23}(L) & a_{24}(L) \\ a_{31}(L) & a_{32}(L) & a_{33}(L) & a_{34}(L) \\ a_{41}(L) & a_{42}(L) & a_{43}(L) & a_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_S^{common} \\ \varepsilon_D^{common} \\ \varepsilon_S^{country-specific} \\ \varepsilon_D^{country-specific} \end{bmatrix}$$

$a_{ij}(L)$ oznacza nieskończony wielomian opóźnień.

Autorzy nakładają restrykcje w celu identyfikacji dwóch par szoków:

- symetrycznych i asymetrycznych (przy założeniu, że w długim okresie zmienne dla strefy jako całości determinowane są jedynie szokami symetrycznymi):

$$a_{13}(L) = a_{14}(L) = a_{23}(L) = a_{24}(L) = 0$$

- popytowych i podażowych (dekompozycja Blancharda i Quah):

$$a_{12}(L) = a_{32}(L) = a_{34}(L) = 0$$

2. Wyniki analizy empirycznej⁷

W niniejszym rozdziale zaprezentowane zostały wyniki przeprowadzonych analiz zbieżności cyklicznej oraz symetryczności szoków i odpowiedzi gospodarek na szoki. Na początku opisane zostały dane, na podstawie których oszacowane zostały poszczególne modele.

2.1. Dane

W analizie empirycznej jako miary aktywności gospodarczej wykorzystano następujące dane: (1) miesięczne szeregi produkcji przemysłowej w cenach stałych z 2000 roku, (2) kwartalne szeregi Produktu Krajowego Brutto (PKB) w cenach stałych z 2000 roku.

PKB i produkcja przemysłowa należą do najczęściej stosowanych wskaźników aktywności gospodarczej stosowanych w badaniach nad synchronizacji cykli koniunkturalnych. Ze względu na własności szeregów, analizy na podstawie tych dwóch agregatów są wobec siebie w dużym stopniu komplementarne. Produkt Krajowy Brutto jest najbardziej inkluzywną miarą aktywności gospodarczej, jednak wielu autorów wskazuje na problemy związane z tym miernikiem – niska (kwartalna) częstotliwość danych, krótkie szeregi, częste rewizje dokonywane przez urzędy statystyczne i mała zmienność w porównaniu do alternatywnych wskaźników. Z tego względu jako alternatywa stosowane są najczęściej miesięczne dane dotyczące produkcji przemysłowej. Zdaniem de Haana i in. (2005) użycie tej zmiennej jest mało przekonujące, gdyż stanowi ona około 20-30% zagregowanego produktu krajów rozwiniętych, co nie pozwala na wyciągnięcie na jej podstawie reprezentatywnych wniosków dotyczących całości aktywności gospodarczej. Jest ona także bardziej zmienna niż sam produkt. Tym niemniej wpływ przemysłu na całą gospodarkę jest więcej niż proporcjonalny względem jego udziału w produkcji, jako że zmiany aktywności w tym sektorze rzutują na inne gałęzie – handel i transport, zaś szeregi mają większą częstotliwość i są zwykle dłuższe niż w przypadku PKB.

W modelach wektorowej autoregresji jako zmienną odzwierciedlającą dynamikę ogólnego poziomu cen użyto inflacji HICP (*Harmonized Index of Consumer Prices*). Zmienna ta wydaje się właściwsza od stosowanego również w podobnych badaniach deflatora PKB, jako że uwzględnia zmiany cen towarów importowanych, które są istotnym kanałem transmisji szoków koniunkturalnych.

⁷ Wszystkie tabulogramy z wynikami analizy wraz z pełną diagnostyką modeli dostępne są u autorki artykułu.

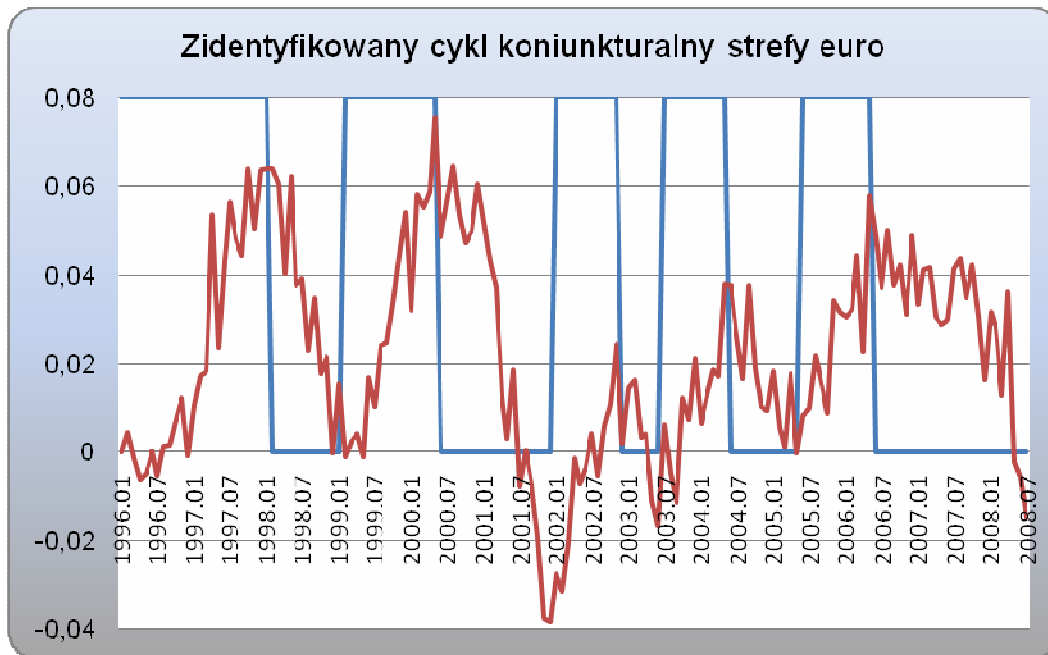
Analizą objęto następujące kraje: (1) kraje członkowskie strefy euro (stan na koniec 2007 roku) – Austria, Belgia, Finlandia, Francja, Grecja, Hiszpania, Holandia, Irlandia, Luksemburg, Niemcy, Portugalia, Włochy, Słowenia oraz (2) kraje Europy Środkowo-Wschodniej, które w 2004 roku wstąpiły do Unii Europejskiej – Polska, Czechy, Estonia, Litwa, Łotwa, Słowacja i Węgry.

Wszystkie dane pochodziły z bazy danych Eurostatu i obejmowały okres od pierwszego kwartału (lub w przypadku danych miesięcznych od stycznia) 1996 roku do pierwszego kwartału (odpowiednio czerwca) 2008 roku. Ze względu na braki danych (do 1999 roku w przypadku Czech, Estonii, Litwy, Węgier, Słowacji i Słowenii i do 2001 roku dla Austrii i Łotwy) szeregi produkcji przemysłowej są dla niektórych krajów krótsze. Dane zostały oczyszczone z wahań sezonowych i ze względu na liczbę dni roboczych.

2.2. Analiza zbieżności faz cyklu klasycznego zidentyfikowanego na podstawie algorytmu Bry-Boschan

Celem identyfikacji punktów zwrotnych cyklu klasycznego, do danych dotyczących produkcji przemysłowej zastosowany został algorytm Bry-Boschan. Zidentyfikowany cykl dla gospodarki strefy euro oraz dla gospodarki polskiej przedstawiony jest odpowiednio na rysunkach 1 i 2. Wartości indeksu zgodności (rysunek 3) w poszczególnych krajach objętych analizą wskazują, iż Polska należy do grupy państw o cyklach w największym stopniu zbieżnych z cyklem referencyjnym strefy euro – nie ustępuje w tym zakresie Niemcom, Włochom czy Hiszpanii, których gospodarki były w tej samej fazie cyklu, co strefa euro jako całość w co najmniej 80% okresów. Spośród krajów Europy Środkowo-Wschodniej do grupy najlepiej zsynchronizowanych gospodarek należy również Łotwa. Najniższe wartości indeksów zgodności zanotowano w przypadku Litwy, Irlandii i Portugalii. Tym niemniej wartości te są również relatywnie duże. Należy jednak pamiętać, iż wynika to również po części z faktu, iż gospodarki na ogół przez większość czasu znajdują się w fazie ekspansji.

Rys 1. Cykl koniunkturalny strefy euro zidentyfikowany na podstawie algorytmu Bry-Boschan na danych dotyczących produkcji przemysłowej w latach 1996-2007



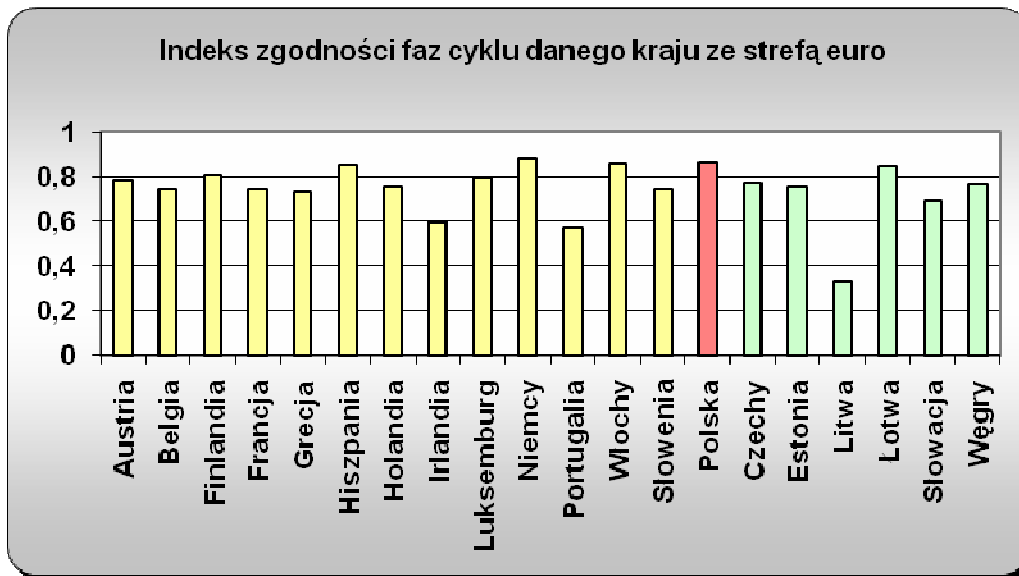
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

Rys 2. Cykl koniunkturalny gospodarki polskiej zidentyfikowany na podstawie algorytmu Bry-Boschan na danych dotyczących produkcji przemysłowej w latach 1996-2007



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

Rys 3. Zbieżność faz cykli klasycznych (algorytm Bry-Boschan) poszczególnych krajów ze strefą euro w latach 1996-2008



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

2.3. Analiza zbieżności cyklu klasycznego zidentyfikowanego na podstawie modelu przełącznikowego Markowa

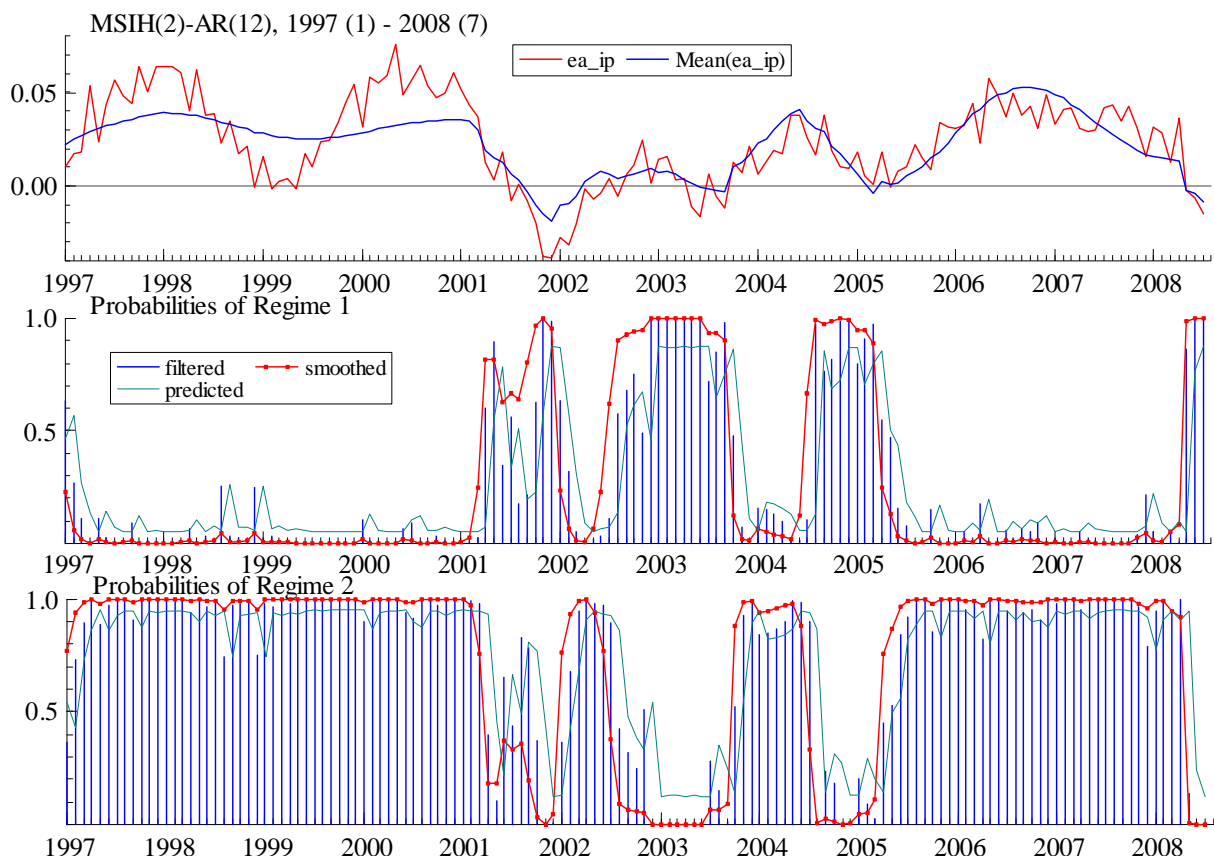
Do datowania cykli koniunkturalnych poszczególnych krajów zastosowany został jednowymiarowy model przełącznikowy Markowa. Modele oszacowane zostały dla danych dotyczących zarówno PKB, jak i produkcji przemysłowej. Specyfikacja modelu dobrana została na podstawie wartości kryteriów informacyjnych oraz własności zidentyfikowanego cyklu⁸ dla danych dotyczących strefy euro. Rząd autoregresji wyznaczony został na podstawie procedury „*from general to specific*”. Celem uzyskania porównywalnych wyników zastosowana została identyczna specyfikacja dla wszystkich krajów objętych analizą. *A priori* przyjęto dwa możliwe stany gospodarki – recesję i ekspansję.

⁸ Ze względu na automatyzm i ateoretyczność procedury istnieje ryzyko, iż zidentyfikowany cykl nie będzie odzwierciedlał stylizowanych faktów dotyczących wahań koniunkturalnych.

2.3.1. Produkcja przemysłowa

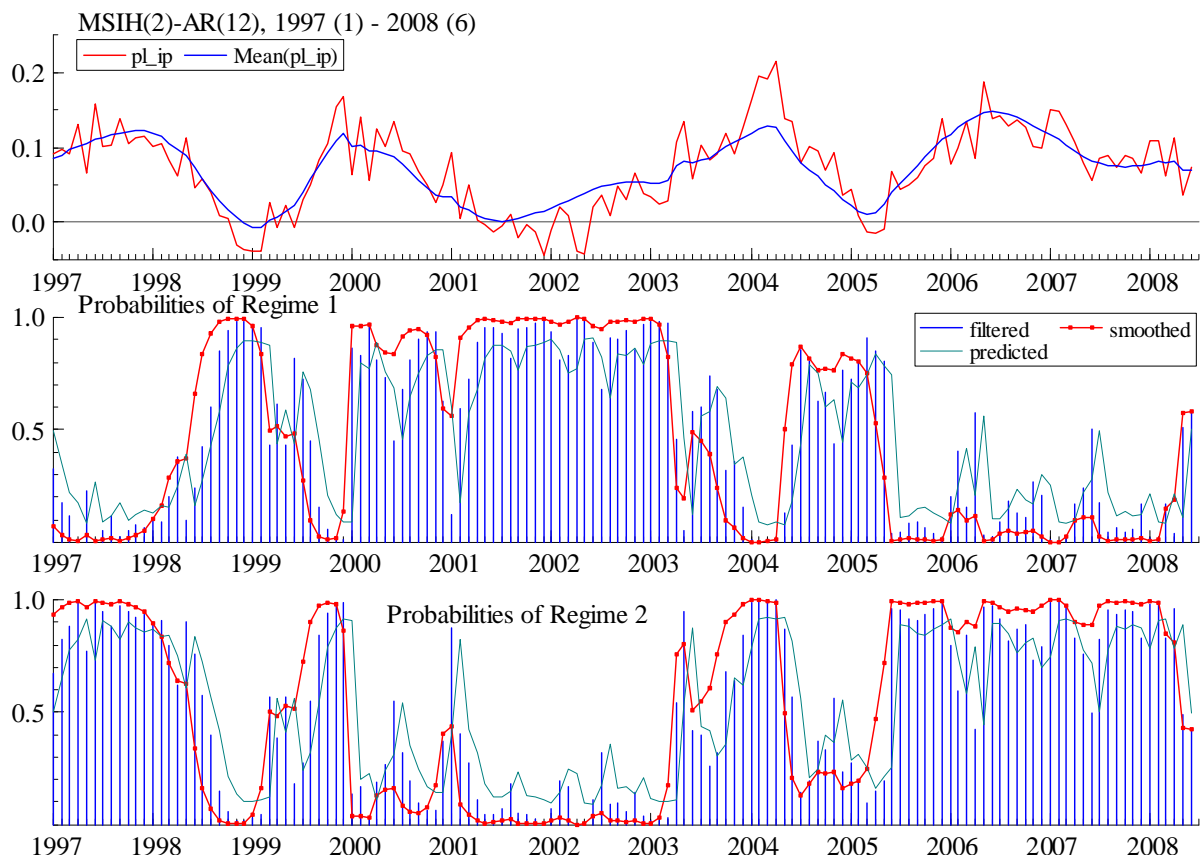
W przypadku modelu szacowanego na danych dotyczących produkcji przemysłowej w ostatecznej specyfikacji zależnymi od stanu parametrami były wyraz wolny równania regresji oraz zmienność składnika losowego. Rząd autoregresji został wyznaczony na 3, przy czym celem uwzględniania efektu bazy do modelu dołączono 12-te opóźnienie produkcji przemysłowej, co znaczenie poprawia wartości kryteriów informacyjnych. Rysunki 4 i 5 przedstawiają prawdopodobieństwa poszczególnych faz cyklu (*Regime 1* oznacza recesję, *Regime 2* – ekspansję) odpowiednio w strefie euro oraz w Polsce.

Rys 4. Cykl gospodarki strefy euro zidentyfikowany na podstawie modelu przełącznikowego Markowa dla szeregu produkcji przemysłowej w latach 1996-2008



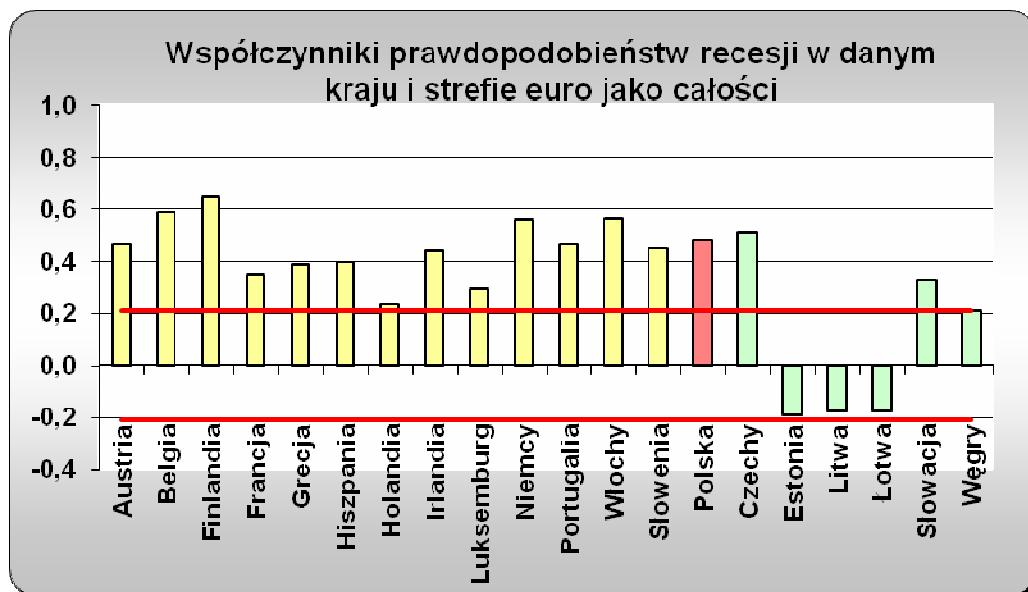
Źródło: Opracowanie własne

Rys 5. Cykl gospodarki polskiej zidentyfikowany na podstawie modelu przełącznikowego Markowa dla szeregu produkcji przemysłowej w latach 1996-2008



Źródło: Opracowanie własne

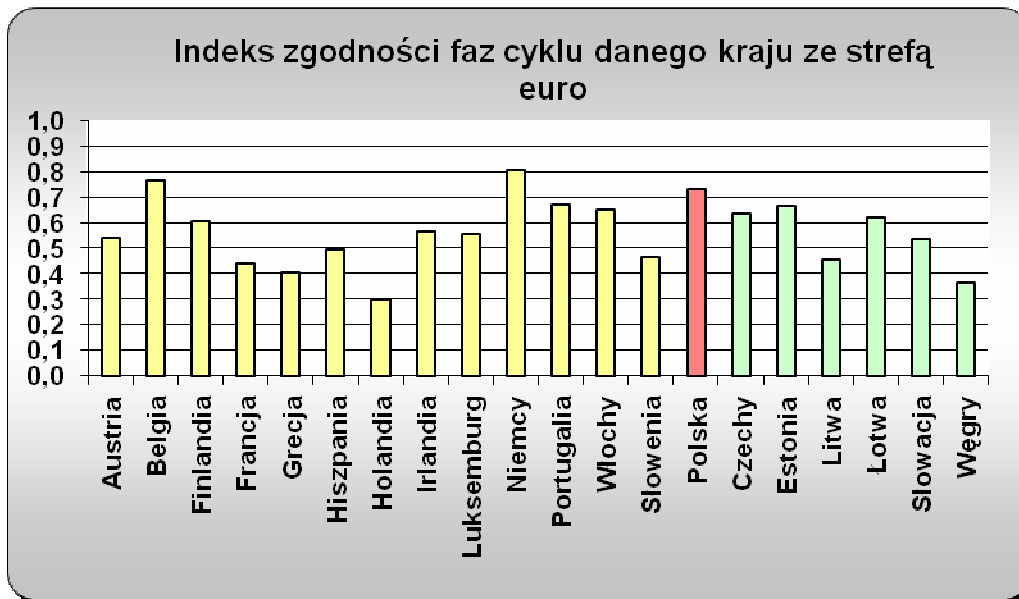
Rys 6. Skorelowanie współczynników prawdopodobieństw recesji (modele przełącznikowe Markowa – produkcja przemysłowa) w poszczególnych krajach i strefie euro jako całości w latach 1996-2008



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

Analiza skorelowania prawdopodobieństw recesji w poszczególnych krajach i strefie euro jako całości (rysunek 6) wskazuje na duże zróżnicowanie pod tym względem. Najwyższe współczynniki osiągnęły Finlandia, Belgia, Niemcy i Włochy. Polska wykazuje w tym zakresie nieco niższy stopień synchronizacji, tym niemniej wyższy od Francji – kraju powszechnie uznawanego za silnie zbieżny ze strefą euro jako całością. Najniższy stopień korelacji spośród państw członkowskich charakteryzuje Holandię, Luksemburg, Francję i Grecję. Spośród krajów Europy Środkowo-Wschodniej jako jedyne istotnie dodatnie skorelowanie z cyklem referencyjnym wykazują – oprócz Polski – Czechy i Słowacja.

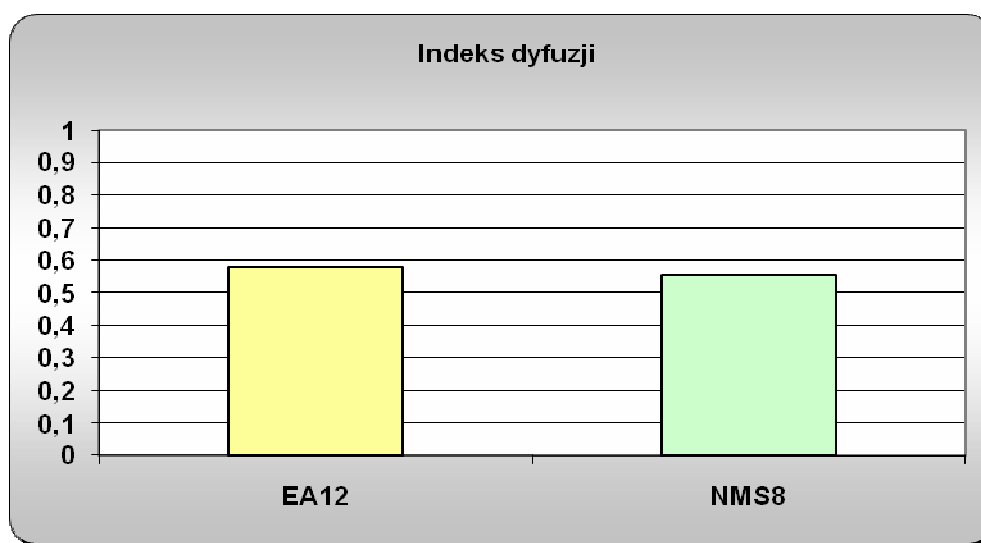
Rys 7. Zbieżność faz cykli klasycznych (modele przełącznikowe Markowa – produkcja przemysłowa) poszczególnych krajów ze strefą euro w latach 1996-2008



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

Zbieżność cykli zidentyfikowanych na podstawie modelu przełącznikowego Markowa dla produkcji przemysłowej (rysunek 7) jest w większym stopniu zróżnicowana niż w przypadku zastosowania algorytmu datującego. Tym niemniej również w tym przypadku Polska należy do czołówki państw – obok Niemiec i Belgii – pod względem synchronizacji ze strefą euro. Do gospodarek najmniej zbieżnych względem cyklu referencyjnego należą Holandia, Węgry, Grecja i – co zaskakujące – Francja. Co ciekawe, średnio kraje Europy Środkowo-Wschodniej wydają się nie ustępować krajom członkowskim strefy euro w tym zakresie. Spostrzeżenie to potwierdza zbliżona w obu grupach wartość indeksu dyfuzji (rysunek 8).

Rys 8. Zbieżność faz cyklu (modele przełącznikowe Markowa – produkcja przemysłowa) ze strefą euro w grupie państw członkowskich i nowych krajach członkowskich strefy euro (NMS8) w latach 1996-2008

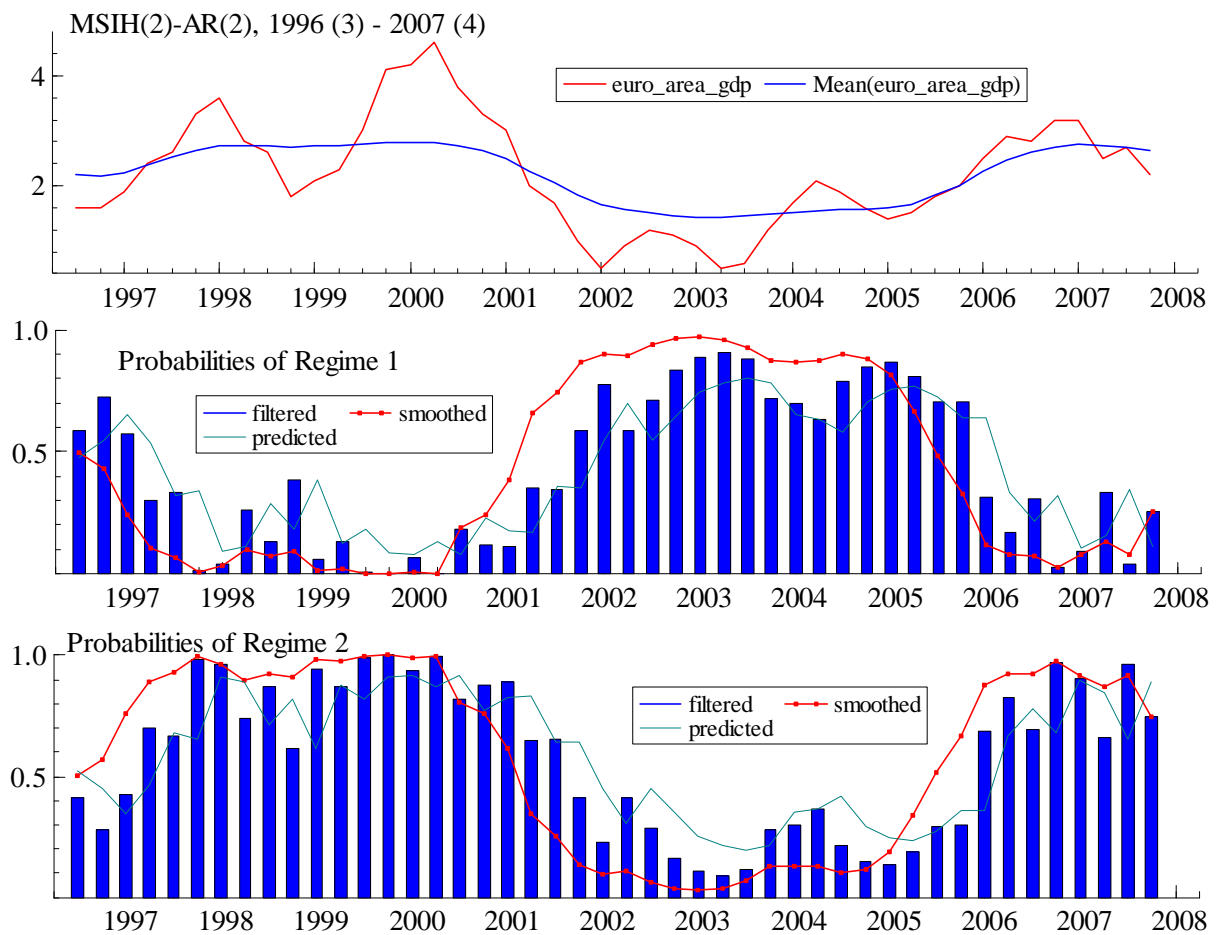


Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

2.3.2. Produkt Krajowy Brutto

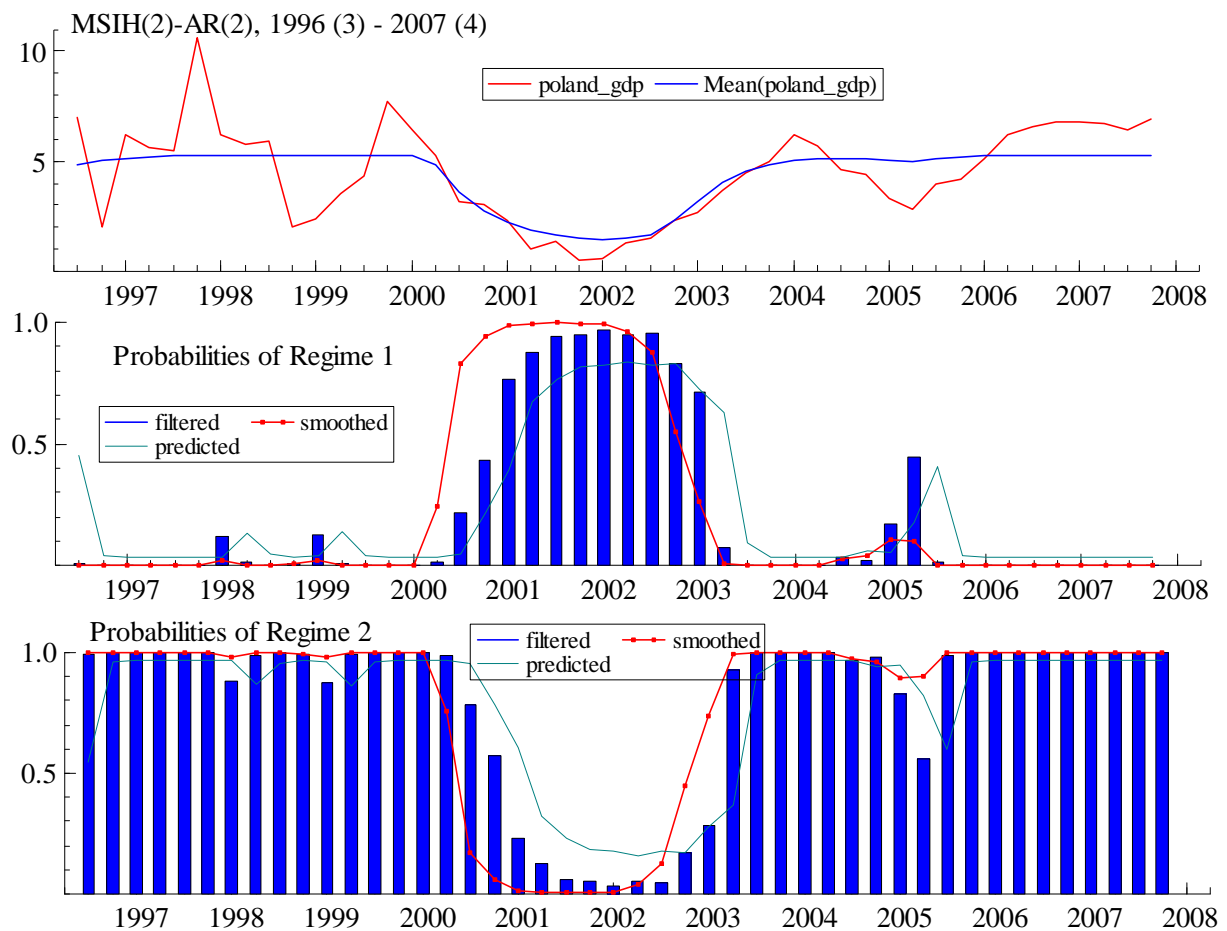
W przypadku modelu przełącznikowego szacowanego na danych dotyczących PKB rząd modelu autoregresyjnego wynosi 2, zmiennymi parametrami są ponownie wariancja składnika losowego oraz wyraz wolny równania. Rysunki 9 i 10 przedstawiają prawdopodobieństwa poszczególnych faz cyklu (Regime 1 – recesja, Regime 2 – ekspansja) odpowiednio dla Polski i strefy euro.

Rys 9. Cykl gospodarki strefy euro zidentyfikowany na podstawie modelu przełącznikowego Markowa dla szeregu PKB w latach 1996-2008



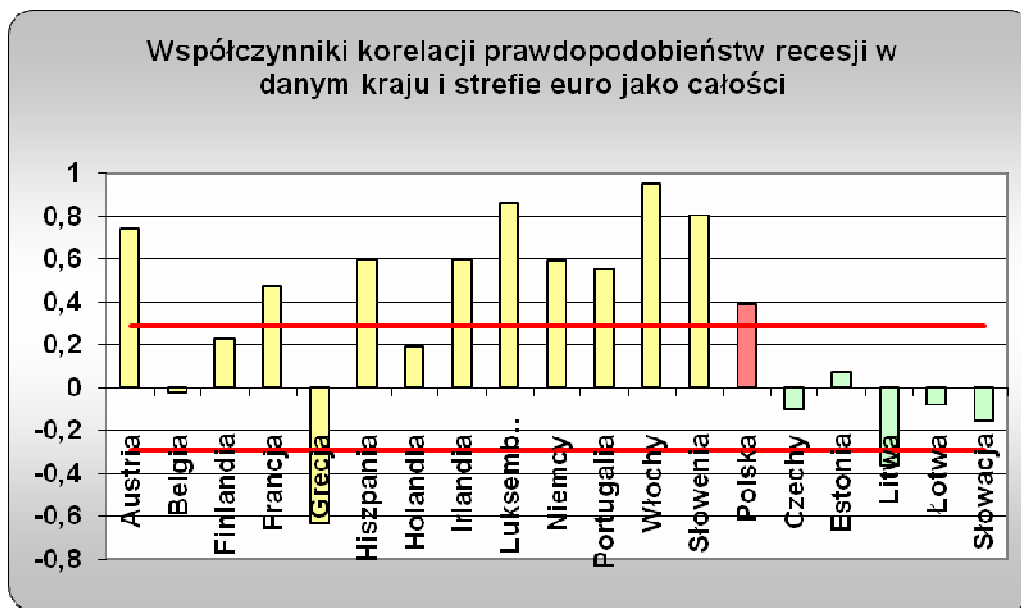
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

Rys 10. Cykl gospodarki strefy euro zidentyfikowany na podstawie modelu przełącznikowego Markowa dla szeregu PKB w latach 1996-2008



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

Rys 11. Skorelowanie współczynników prawdopodobieństw recesji (modele przełącznikowe Markowa – PKB) w poszczególnych krajach i strefie euro jako całości w latach 1996-2008



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

Wyniki skorelowania prawdopodobieństw recesji w przypadku modelu szacowanego na PKB (rysunek 11) są nieco odmienne w stosunku do produkcji przemysłowej. Polska jest bowiem jedynym krajem regionu istotnie dodatnio skorelowanym ze strefą euro jako całością. Co więcej, również niektóre spośród państw członkowskich strefy euro – Belgia, Finlandia, Holandia – wykazują nieistotną korelację. W przypadku Grecji oraz Litwy zanotowano istotne ujemne współczynniki korelacji. Najsilniejsze skorelowanie występuje w przypadku Włoch, Słowenii, Luksemburga i Austrii.

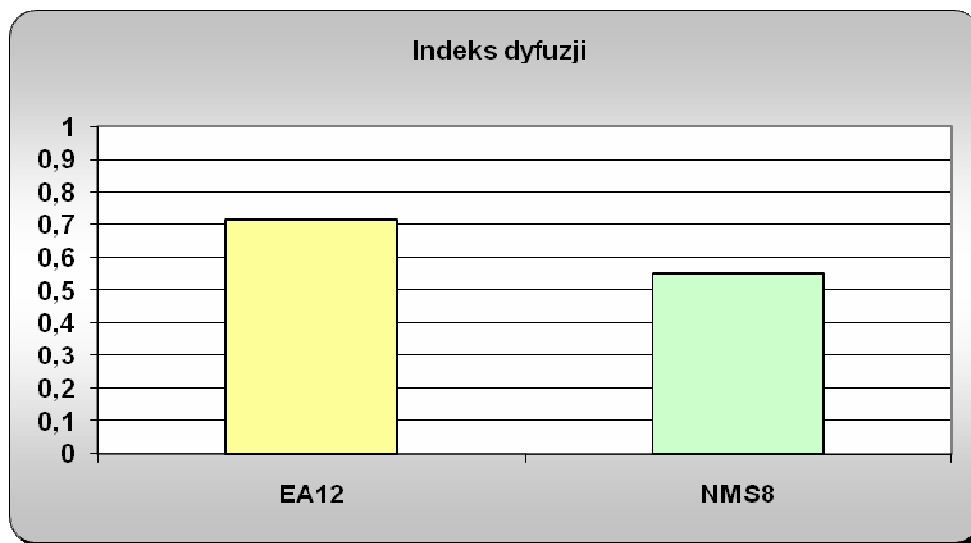
Rys 12. Zbieżność faz cykli klasycznych (modele przełącznikowe Markowa – PKB) poszczególnych krajów ze strefą euro w latach 1996-2008



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

W zakresie zgodności faz cyklu koniunkturalnego ze strefą euro (rysunek 12) Polska należy do grupy gospodarek zbieżnych w relatywnie dużym stopniu – na poziomie Niemiec czy Hiszpanii. Najwyższe indeksy zgodności zanotowano w przypadku Włoch, Luksemburga i Austrii. W przeciwieństwie do modelu szacowanego na danych dotyczących produkcji przemysłowej średnia zbieżność cykli z cyklem referencyjnym jest niższa wśród krajów Europy Środkowo-Wschodniej niż w obrębie krajów członkowskich (rysunek 13).

Rys 13. Zbieżność faz cyklu (modele przełącznikowe Markowa – PKB) ze strefą euro w grupie państw członkowskich i nowych krajach członkowskich strefy euro (NMS8) w latach 1996-2008



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

2.4. Weryfikacja hipotezy o istnieniu wspólnego czynnika determinującego przebieg cyklu w grupie krajów

Za pomocą przełącznikowego modelu wektorowej autoregresji (MS-VAR) zbadano, czy cykl koniunkturalny zidentyfikowany na podstawie przełączeń wspólnego łańcucha oszacowanego na podstawie danych dotyczących produkcji przemysłowej w Niemczech, we Francji, we Włoszech i w Polsce jest w stanie poprawnie odzwierciedlić fluktuacje aktywności gospodarczej w poszczególnych krajach. W tym celu przeprowadzony został test równości średnich temp wzrostu produkcji przemysłowej w fazie ekspansji i recesji wspólnego cyklu. Wyniki testu (tabela 1) wskazują, iż we wszystkich objętych analizą krajach należy odrzucić hipotezę zerową testu o równości średnich przy wszystkich stosowanych w literaturze poziomach istotności. Tym samym dane empiryczne pozytywnie weryfikują hipotezę o wspólnym czynniku determinującym przebieg fluktuacji aktywności gospodarczej w Polsce oraz trzech największych krajach strefy euro.

Tab 1. Test istotności średnich dla tempa wzrostu produkcji przemysłowej w fazie recesji i ekspansji w poszczególnych krajach.

Kraj	Średnie tempo wzrostu produkcji przemysłowej		statystyka t-Studenta	p-value
	faza ekspansji	faza recesji		
Niemcy	4,14%	-0,25%	11,9	<0,0000
Francja	2,32%	-0,17%	7,02	<0,0000
Włochy	1,30%	-1,45%	6,4	<0,0000
Polska	9,48%	2,93%	8,4	<0,0000

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

Przykładowe porównanie wyników estymacji analogicznego modelu dla Litwy (tabela 2) wskazuje, iż w przypadku tego kraju wspólny cykl nieprawidłowo identyfikuje okresy wyższej i niższej aktywności gospodarczej, jako że średnie tempo wzrostu litewskiej produkcji przemysłowej w zidentyfikowanej fazie ekspansji jest niższe niż w fazie recesji.

Tab 2. Średnie tempa wzrostu produkcji przemysłowej w fazie ekspansji i recesji dla modelu szacowanego dla danych dotyczących Niemiec, Francji, Włoch i Litwy.

Kraj	Średnie tempo wzrostu produkcji przemysłowej	
	faza ekspansji	faza recesji
Niemcy	5,08%	0,23%
Francja	2,07%	0,15%
Włochy	1,46%	-1,31%
Litwa	4,30%	9,35%

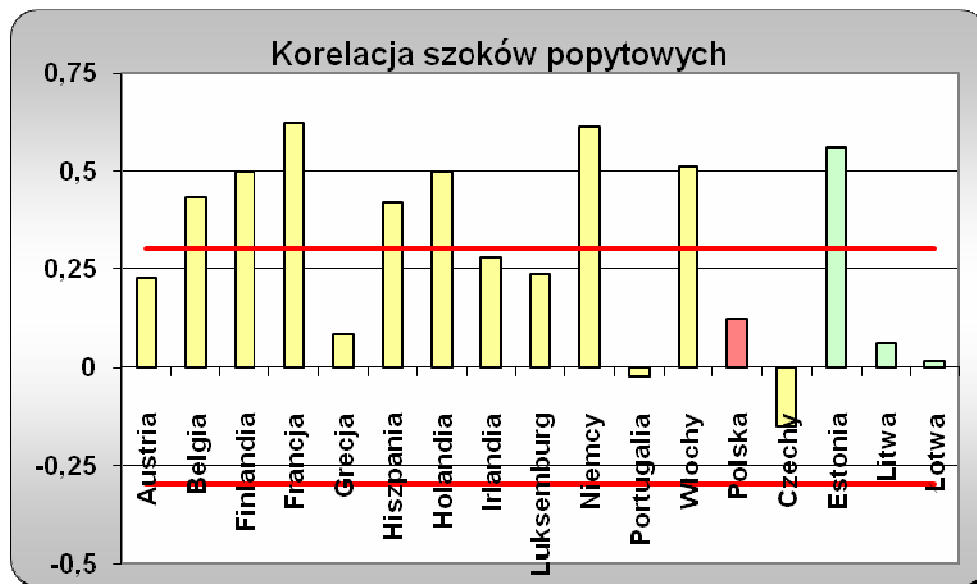
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

2.5. Analiza symetryczności szoków i odpowiedzi na szoki

W niniejszym rozdziale omówione zostaną wyniki korelacji wyodrębnionych na podstawie dwóch strukturalizacji (Blancharda i Quah oraz dekompozycji na szoki symetryczne i asymetryczne) szoków strukturalnych dotyczących gospodarki oraz korelacji odpowiedzi aktywności gospodarczej w poszczególnych krajach na te szoki. W przypadku niektórych krajów modele VAR okazały się niestabilne (Węgry, Słowenia i Słowacja w dekompozycji Blancharda i Quah), w związku z czym oszacowanie współczynnika korelacji funkcji odpowiedzi na impuls ze strefą euro było w tych przypadkach niemożliwe.

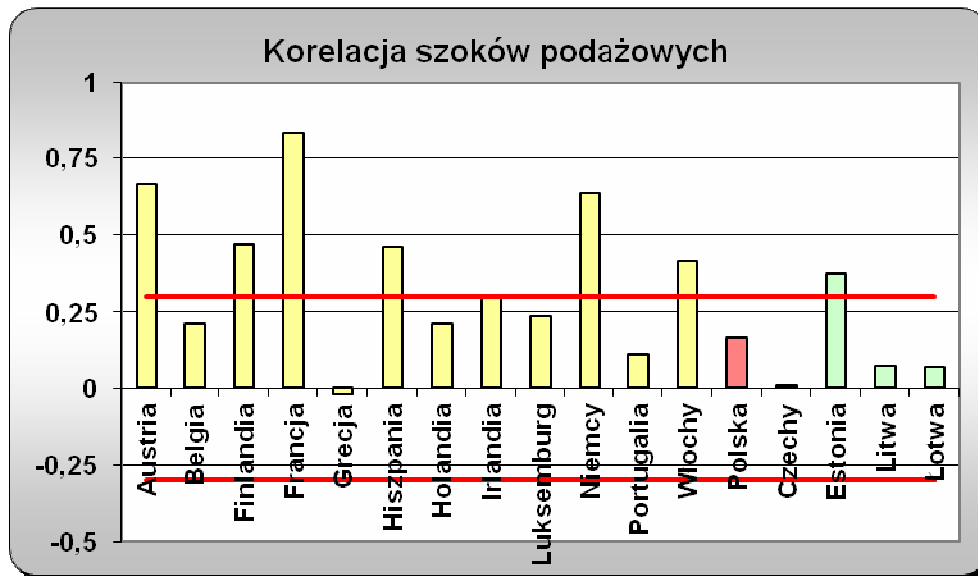
2.5.1. Analiza symetryczności szoków strukturalnych

Rys 14. Korelacja szoków popytowych (dekompozycja Blancharda-Quah) poszczególnych krajów ze strefą euro w latach 1996-2008



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

Rys 15. Korelacja szoków podaźowych (dekompozycja Blancharda-Quah) poszczególnych krajów ze strefą euro w latach 1996-2008

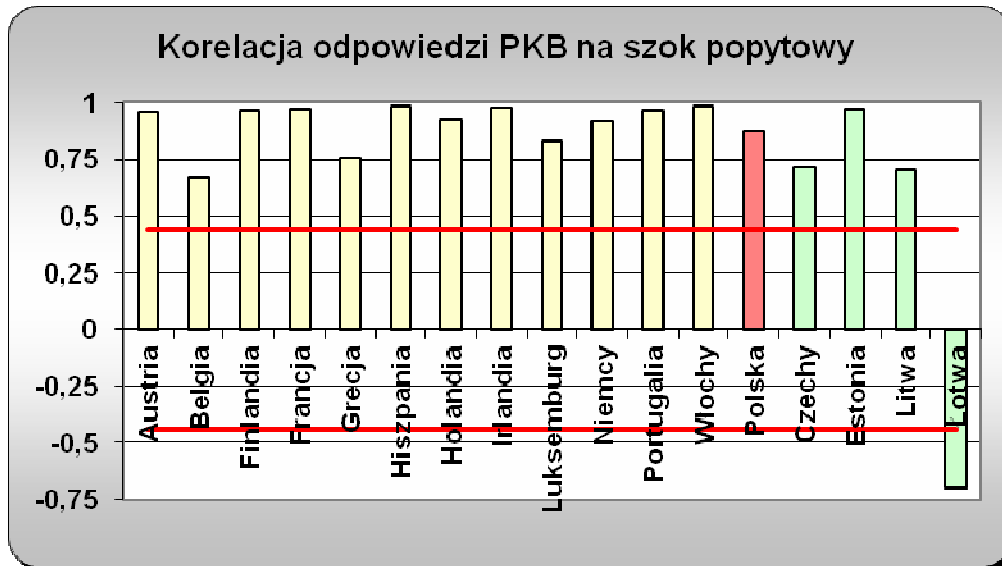


Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

W przeciwieństwie do wyników analizy zbieżności cyklicznej, w zakresie szoków popytowych i podaźowych kraje Europy Środkowo-Wschodniej są w znacznie mniejszym stopniu skorelowane ze strefą euro jako całością niż kraje członkowskie (rysunek 14 i 15). Jedynym krajem regionu wykazującym istotną dodatnią korelację jest Estonia. Polska jest w zakresie obu szoków skorelowana dodatnio, ale nieistotnie. Wśród krajów strefy euro występuje relatywnie duża heterogeniczność wyników. Niemcy, Włochy, Francja, Hiszpania, a także Finlandia są w obu przypadkach silnie dodatnio zsynchronizowane ze strefą euro jako całością. Spośród państw członkowskich w zakresie obu szoków nieistotne skorelowanie wykazują Grecja, Portugalia, Luksemburg i Irlandia.

2.5.2. Analiza podobieństwa reakcji gospodarek na szoki strukturalne

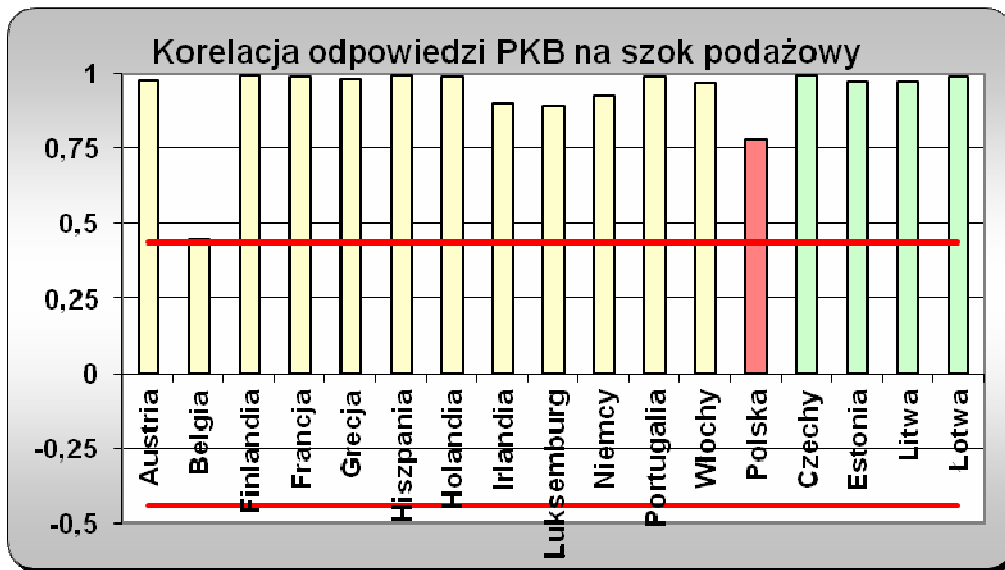
Rys 16. Korelacja odpowiedzi PKB poszczególnych krajów na szok popytowy z reakcją gospodarki strefy euro w latach 1996-2008 (dekompozycja Blancharda-Quah)



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

Reakcje PKB na jednostkowy szok popytowy są w niemal wszystkich krajach objętych analizą bardzo podobne do odpowiedzi PKB strefy euro (rysunek 16). Jedynym wyjątkiem jest Łotwa, w przypadku której występuje istotna ujemna korelacja. Fakt ten spowodowany jest sytuacją gospodarczą w tym kraju pod koniec próby, kiedy to spadkowi dynamiki PKB towarzyszył wzrost dynamiki poziomu cen. Funkcja reakcji na impuls modelu oszacowanego bez uwzględnienia ostatnich kwartałów jest zbliżona dla tej gospodarki do pozostałych krajów.

Rys 17. Korelacja odpowiedzi PKB poszczególnych krajów na szok podaży z reakcją gospodarki strefy euro w latach 1996-2008 (dekompozycja Blancharda-Quah)

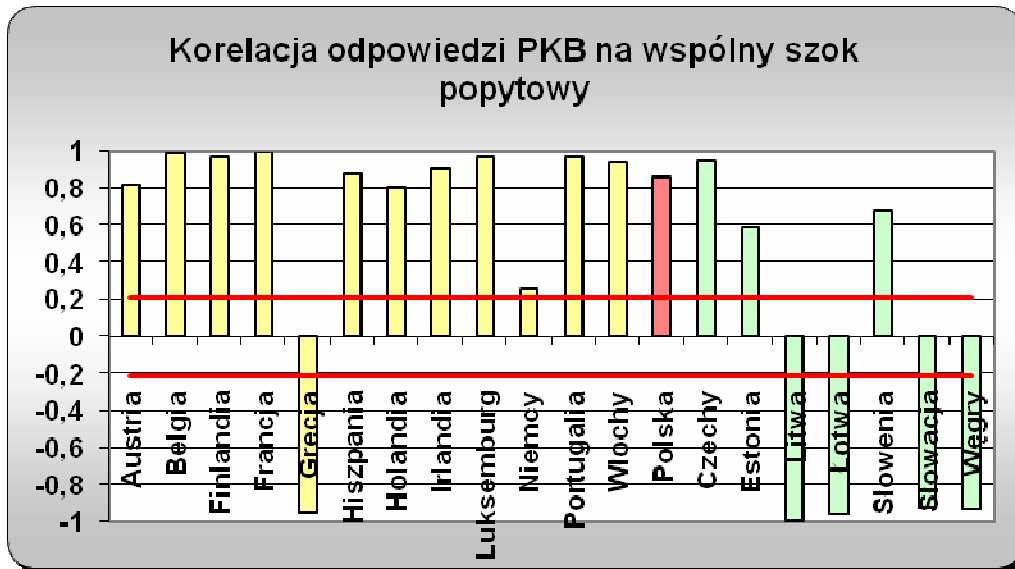


Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

W przypadku szoków podaży reakcje wszystkich gospodarek są istotnie dodatnio skorelowane z odpowiedziami PKB strefy euro jako całości (rysunek 17). W przypadku większości z nich współczynniki korelacji bliskie są jedności. Wyjątek w tym zakresie stanowią jedynie Polska i Belgia.

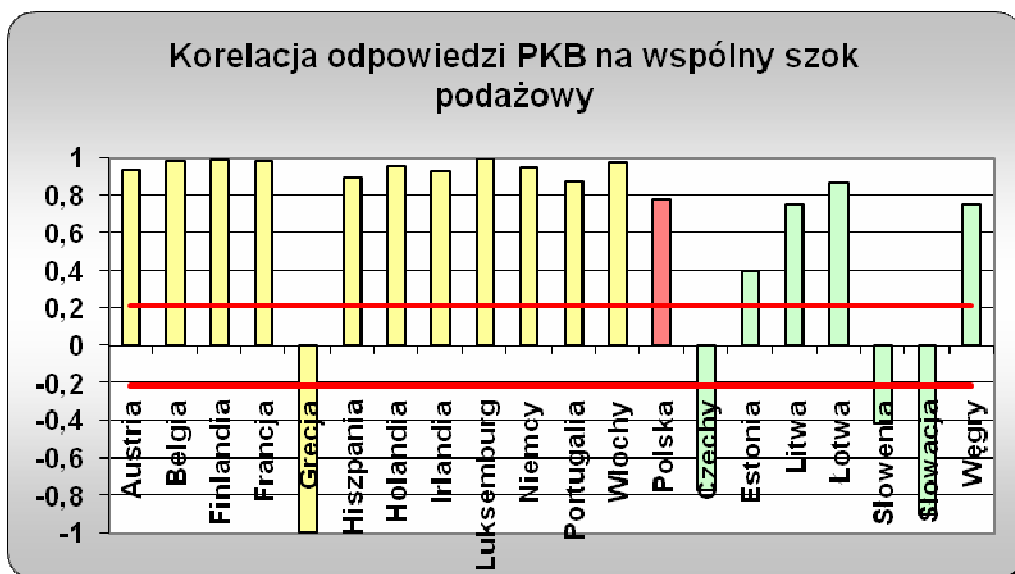
2.5.3. Analiza reakcji gospodarek na szok wspólny

Rys 18. Korelacja odpowiedzi PKB poszczególnych krajów na wspólny szok popytowy z reakcją gospodarki strefy euro w latach 1996-2008



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

Rys 19. Korelacja odpowiedzi PKB poszczególnych krajów na wspólny szok podażyowy z reakcją gospodarki strefy euro w latach 1996-2008



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu

W zakresie reakcji PKB na wspólne szoki (rysunek 18 i 19) występuje znaczna heterogeniczność krajów objętych analizą. W ramach krajów członkowskich odpowiedzi są bardzo silnie skorelowane ze strefą euro jako całością. Jedynym wyjątkiem pod tym względem jest Grecja, której reakcja jest silnie ujemnie skorelowana. Zastanawiająca jest również nieznaczna dodatnia korelacja odpowiedzi na wspólny szok popytowy w przypadku Niemiec – największej gospodarki składającej się na strefę euro. Spośród krajów Europy Środkowo-Wschodniej najwyższą korelację w zakresie reakcji na oba szoki wykazuje Polska. Kraj ten tylko nieznacznie ustępuje pod tym względem państwom członkowskich strefy euro. Istotnie dodatnia korelacja w obu przypadkach występuje również w przypadku Estonii.

Podsumowanie wyników

Wyniki przeprowadzonej analizy wskazują, iż gospodarka polska – na tle krajów regionu, jak również krajów członkowskich strefy euro – wykazuje duży stopień synchronizacji z cyklem strefy jako całości. W zakresie zbieżności cykli klasycznych, czyli zgodności faz cyklu, w której znajduje się dany kraj i gospodarka referencyjna (strefa euro), Polska należy do czołówki krajów objętych analizą. Co więcej, cykl wspólny dla Polski oraz największych gospodarek strefy euro (Niemiec, Francji i Włoch) prawidłowo odzwierciedla fluktuacje polskiej aktywności gospodarczej, co świadczy o tym, iż istnieje wspólny czynnik odpowiedzialny za synchronizację cykliczną w ramach tej grupy państw. Tym niemniej, niepokojącym zjawiskiem jest nieistotne skorelowanie szoków strukturalnych dotyczących Polskę i gospodarkę referencyjną. Fakt ten – przy braku autonomicznych narzędzi akomodacji szoków w postaci kursu walutowego i polityki pieniężnej na poziomie kraju – może stanowić koszt partycypacji Polski w strefie euro. Należy jednak pamiętać, iż samo wstąpienie do unii walutowej, a także przeprowadzane w okresie przygotowawczym reformy strukturalne niezbędne do spełnienia kryteriów nominalnych, wiąże się z uspoźnieniem części szoków, w tym wynikających ze wspólnej polityki pieniężnej i z koordynacji polityki fiskalnej (Pakt Stabilności i Wzrostu). Co więcej, problem ten występuje również w przypadku większości małych gospodarek strefy (Grecja, Portugalia, Irlandia, Luksemburg, Austria, Holandia, Belgia). Odpowiedzi gospodarki polskiej na szoki są silnie dodatnio skorelowane z reakcjami strefy euro jako całości. Dotyczy to zarówno odpowiedzi na szoki jednostkowe, jak i szoki wspólne, pochodzące z gospodarki referencyjnej. W związku z tym – w kontekście uspoźnienia części szoków wraz z przystąpieniem do unii walutowej – można przypuszczać,

iż nastąpi proces konwergencji cyklicznej, zaś kryteria optymalności wspólnych obszarów walutowych okażą się w przypadku Polski endogeniczne.

W ramach państw członkowskich występuje znaczna heterogeniczność pod względem synchronizacji ze strefą euro jako całością. Do zbieżnych w największym stopniu gospodarek należą - zgodnie z wynikami większości badań - Niemcy oraz Włochy. W przeciwieństwie do wyników wielu innych analiz, Francja wykazuje umiarkowany stopień zbieżności cyklu ze strefą euro jako całością. Najniższy stopień synchronizacji z cyklem referencyjnym występuje w przypadku Grecji i Portugalii. Z kolei dla Belgii, Holandii, Finlandii czy Irlandii wyniki nie są jednoznaczne.

Analiza symetryczności szoków popytowych i podaźowych, dotyczących gospodarkę strefy euro jako całości i poszczególne kraje członkowskie wskazuje, iż tylko w przypadku części z nich występuje istotna dodatnia korelacja. W zakresie obu typów szoków jako jedyne dodatnią korelację wykazują Francja, Hiszpania, Niemcy i Włochy, czyli kraje o największym udziale w gospodarce strefy euro, a także Finlandia. W przypadku Grecji, Portugalii, Luksemburga i Irlandii w zakresie obu typów szoków korelacja z szokami dotyczącymi strefy euro jest statystycznie nieistotna. Z kolei odpowiedzi gospodarek na jednostkowe szoki strukturalne są we wszystkich krajach członkowskich strefy euro bardzo podobne. Również reakcje gospodarek na szoki wspólne wykazują bardzo duży stopień skorelowania ze strefą euro jako całością. Jedynym wyjątkiem w tym zakresie jest Grecja, w przypadku której odpowiedzi na szoki wspólne mają przeciwny kierunek niż w pozostałych państwach członkowskich.

Bibliografia

Anas J., Billio M., Ferrara L., Lo Duca M. (2004): *Business cycle analysis with multivariate Markov switching models*, GRETA Working Paper Series 2;

Artis M., Krolzig H., Toro J. (2004a): *The European business cycle*, Oxford Economic Paper 56 (1): 1-44;

Artis M., Marcellino M., Proietti T. (2002): *Dating the Euro Area business cycle*, EUI Economics Working Paper 24;

Artis M., Marcellino M., Proietti T. (2004b): *Characterising the business cycle for accession countries*, CEPR Discussion Paper 4457;

- Bayoumi T. (1991):** *The effect of the ERM on participating economies*, IMF Working Paper 86;
- Bayoumi T., Eichengreen B. (1992):** *Shocking aspects of European monetary integration*, NBER Working Paper 3949;
- Beine M., Candelon B., Sekkat K. (1999):** *Stabilization policy and business cycle phases in Europe – a Markov switching VAR analysis*, Sonderforschungsbereich Paper 373, Quantification and Simulation of Economic Processes 91;
- Benczur P., Koren M., Rاتفai A. (2004):** *The transmission of Eurozone shocks to CEECs*, http://www.cerge-ei.cz/pdf/gdn/RRCIII_102_paper_03.pdf;
- Blanchard O., Quah D. (1989):** *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*, *The American Economic Review* 79 (4): 655-673;
- Bry G., Boschan C. (1971):** *Cyclical analysis of economic time series: selected procedures and computer programs*, NBER Technical Working Paper 20;
- Burns A., Mitchell W., (1946):** *Measuring Business Cycles*, NBER, New York;
- Cacciotti M., Cerciello B., de Arcangelis G., Giovannetti G. (2003):** *The business cycles and its international transmission: recent changes for the Italian economy*, http://www.dse.uniba.it/Corsi/docenti/Dearcangelis/new/research/ibc_08-03.pdf;
- Darvas Z., Vadas G. (2005):** *A new method for combining detrending techniques with application to business cycle synchronization of the new EU members*, Magyar Nemzeti Bank Working Paper 5
- de Haan J., Inklaar R., Jong-A-Pin R. (2005):** *Will business cycles in the Euro Area converge: a critical survey of empirical research*, CCSO Working Papers, (8)
- Ehrmann M., Ellison M., Valla N. (2003):** *Regime dependent impulse response functions in a vector Markov-switching model*, Bank of Finland Discussion Paper Series 11;
- Fidrmuc J., Korhonen I. (2006):** *Meta-analysis of the business cycle correlation between the euro area and the CEECs*, CESifo Working Paper 1693;
- Filardo A., Gordon S. (1994):** *International co-movements of business cycles*, Federal Reserve Bank of Kansas 11
- Frenkel M., Nickel C. (2002):** *How symmetric are the shocks and the shock adjustment dynamics between the Euro Area and Central and Eastern European Countries?*, IMF Working Paper 222;
- Goldfeld S., Quandt R. (1973):** *A Markov model for switching regressions*, *Journal of Econometrics* 1: 3-16;
- Hamilton J. (1989):** *A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle*, *Econometrica* 57 (2): 357-384;
- Hamilton J. (1994):** *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New York;
- Harding (2002):** *The Australian business cycle: a new view*, MPRA Paper 3698;

- Harding D., Pagan A. (1999):** *Dissecting the cycle*, Melbourne Institute Working Paper Series 13;
- Harding D., Pagan A. (2002):** *Dissecting the cycle: a methodological investigation*, Journal of Monetary Economics 49 (2): 365-381;
- Harding D., Pagan A. (2003):** *A comparison of two business cycle dating methods*, Journal of Economic Dynamics and Control 27 (9): 1681-1690;
- Harding, D., Pagan, A. (1999),** *Knowing the cycle*, Melbourne Institute Working Paper, nr 12
- Ide S., Moës P. (2003):** *Scope of asymmetries in the Euro Area*, NBB Documents Series 03;
- Kim C. (1994):** *Dynamic linear models with Markov-Switching*, Journal of Econometrics 60 (1-2): 1-22;
- Kouparitsas M. (1999):** *Is the EMU a viable common currency area? A VAR analysis of regional business cycles*, Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago 4;
- Krolzig, H. (1997):** *Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis: Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, 454, Springer-Verlag;
- Krolzig H. (2001):** *Markov-Switching procedures for dating the Euro-Zone business cycle*, Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung 70 (3): 339-351;
- Krolzig H. (2003):** *Constructing turning point chronologies with Markov-Switching Vector Autoregressive model: the Euro-Zone business cycle*, [w:] *Proceedings on Modern Tools for Business Cycle Analysis. Monography in Official Statistics*, Eurostat;
- Krolzig H., Toro J. (2001):** *Classical and modern business cycle measurement: the European case*, University of Oxford Department of Economics Working Paper Series 60;
- Lucas R. (1977):** *Understanding business cycles*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 5: 7-29;
- Maciejowska K., Zwiernik P. (2006):** *Modelowanie nieliniowe w analizie wskaźników koniunktury*, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego 77;
- Osińska M. (2006):** *Ekonometria finansowa*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne SA, Warszawa
- Phillips K. (1991):** *A two-country model of stochastic output with changes in regime*, Journal of International Economics 31 (1-2): 121-142;
- Smith S., Summers P. (2004):** *How well do Markov-Switching models describe actual business cycles? The case of synchronization*, Melbourne Institute Working Paper Series 9;
- Xiaoshan C. (2007):** *Evaluating the synchronisation of the Eurozone business cycles using multivariate coincident macroeconomic indicators*, Department of Economics Loughborough University Discussion Paper Series 27;