

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 oddziałującego 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: