

Agnieszka DOMAŃSKA¹

SYNCHRONIZACJA CYKLI KONIUNKTURALNYCH – WYBRANE ZAGADNIENIA METODY ANALIZY EMPIRYCZNEJ

Streszczenia

Problematyka międzynarodowej synchronizacji cykli koniunkturalnych jest jednym z ważnych tematów badawczych, podejmowanych w ramach współczesnych dociekań makroekonomii gospodarki otwartej i jako taka stanowi ważny nurt literatury światowej z dziedziny ekonomii stosunków międzynarodowych. Jest to jednocześnie problematyka bardzo szeroka, implikująca wykorzystanie w analizach empirycznych całego szeregu metod, co rodzi rozbudowaną dyskusję na temat zagadnień metodologicznych.

Celem niniejszego artykułu jest przegląd wybranych, ważniejszych problemów metodologicznych związanych ze współczesną analizą synchronizacji cykli koniunkturalnych. Omówione zostaną podstawowe rozwiązania w zakresie przyjmowanych metod badawczych, takie jak metody: wyodrębniania trendu (filtracja), identyfikowania konwergencji szeregów danych makroekonomicznych etc., rodzaju wykorzystywanych w analizach danych i inne problemy analizy. Odnosząc się do nakreślanych kwestii metodologicznych, zostaną podane wybrane przykłady, nawiązujących do nich, badań empirycznych, zrealizowanych przez autorów polskich i zagranicznych.

Słowa kluczowe: synchronizacja cykli koniunkturalnych, metody ilościowe, globalizacja

INTERNATIONAL SYNCHRONISATION OF BUSINESS CYCLES: SELECTED ASPECTS OF EMPIRICAL ANALYSIS METHOD

Summary

International synchronisation of business cycles is an important research area of contemporary open economy macroeconomics, and thus a major focus of the literature on the economics of international relations. Since the issue is very wide, a number of complex and advanced methods can be applied to analyse it, which has given rise to a broad debate on relevant methodology.

The aim of the paper is to overview the key methodological aspects and problems of the modern empirical studies on international synchronisation of business cycles. The author focuses on the following analytical problems: methods most commonly used in detecting the business cycle synchronisation (convergence), methods of detrending (filtration) in time-series analysis, and the type of data used (panel data studies). The presentation of methodology is illustrated by selected examples of their use in empirical studies in the Polish and foreign literature.

Key words: synchronisation of business cycles, globalisation, econometric methods

¹ Dr Agnieszka Domańska – Instytut Studiów Międzynarodowych, Szkoła Główna Handlowa, e-mail: az.domanska@gmail.com.

1. Wstęp

Analizowane w ramach współczesnych procesów integracji, globalizacji i regionalizacji: przepływ kapitału rzeczowego i finansowego na świecie, liberalizacja handlu i w ślad za nią – intensywna międzynarodowa wymiana handlowa, masowe przemieszczanie osób, inwestycje zagraniczne, globalny obieg informacji, transfer wiedzy, świadczenie usług na wielką odległość etc. implikują silne sprzężenia zwrotne pomiędzy rynkami różnych krajów. Współczesne gospodarki narodowe spaja więc cały zespół różnorodnych powiązań i relacji, czego efektem jest ich, szeroko rozumiane, zbliżenie. Dlatego jednym z ważniejszych problemów badawczych współczesnej ekonomii gospodarki otwartej jest – obok samych mechanizmów i uwarunkowań transmisji bodźców i impulsów gospodarczych między krajami – wywołany tym efekt wzajemnego upodabniania procesów ekonomicznych, zachodzących w gospodarkach narodowych. Empirycznym przejawem tego ostatniego jest zbliżenie wartości podstawowych wskaźników makroekonomicznych, mówiących o stanie i kierunkach rozwoju tych gospodarek. Problem zbliżania się, upodabniania, współgrania, „współprzebiegu” (*co-movement*), czy wreszcie „synchronizacji” (*synchronization*) cykli koniunkturalnych, jako bezpośredniego efektu globalizacji i regionalizacji, stał się w związku z tym, szczególnie w ostatnich latach, tematem wielu badań i prac naukowych, mieszczących się w szerszym nurcie analizy efektów międzynarodowej integracji gospodarczej. Wielu autorów stawia w tym kontekście pytanie o istnienie czy też formowanie się jednego, ogólnoswiatowego cyklu koniunkturalnego na skutek procesów globalizacji². Lumsdaine i Prasad ujmują to w następujący sposób: *wzrastająca intensywność międzynarodowej wymiany handlowej oraz dynamiczne przepływy finansowe pomiędzy krajami zrodziły pytanie o wpływ fenomenu globalizacji na transmisję i rozprzestrzenianie się, a także kanały wzajemnego oddziaływania fluktuacji koniunkturalnych między poszczególnymi krajami. Zrozumienie natury międzynarodowych cykli koniunkturalnych, a raczej – zależności pomiędzy krótkookresowymi wzrostami i spadkami, których doświadczają gospodarki w różnych częściach świata, ma w dzisiejszych czasach ogromne znaczenie* [*Identifying the Common Component... 2003*].

Celem niniejszego artykułu jest przegląd wybranych, ważniejszych zagadnień metodologicznych związanych ze współczesną analizą synchronizacji cykli koniunkturalnych.

2. Synchronizacja cykli koniunkturalnych jako problem analityczny

Rozwój współczesnych gospodarek narodowych ma charakter cykliczny. Na proces ekonomiczny, definiowany przebiegiem głównych zmiennych makroekonomicznych,

² Synchronizacja gospodarek w skali międzynarodowej może, jak wynika z poglądów prezentowanych w literaturze, wynikać z jednej strony z podobnej reakcji polityki gospodarczej w różnych krajach na pojawienie się szoku zewnętrznego o charakterze globalnym (lub regionalnym), jak np.: wahania cen ważnych surowców, wzrost kosztów energii elektrycznej, ważne wydarzenia polityczne, klęski żywiołowe w krajach o kluczowym znaczeniu gospodarczym dla świata/regionu, nagłe załamania popytu, wejście na arenę światowej gospodarki ważnego gracza etc. Z drugiej – może być efektem wzajemnego przenoszenia impulsów koniunkturalnych między krajami.

takich jak: Produkt Krajowy Brutto, zagregowana wartość produkcji przemysłowej czy zagregowany popyt, składają się: trend (związany z występowaniem długookresowej tendencji rozwojowej) oraz odchylenia od niego w postaci wahań okresowych, tj. cyklicznych średniookresowych fluktuacji powtarzających się z ponadroczną regularnością oraz wahań sezonowych – powtarzających się w przedziałach czasu krótszych niż rok. Elementem zmienności procesów gospodarczych są także wahania nieregularne (o charakterze przypadkowym).

Takie pojmowanie rozwoju gospodarczego jest obecnie powszechnie przyjęte wśród ekonomistów, a wynika ono z połączenia założeń neoklasycznej teorii wzrostu (stymulowanego w długim okresie przez akumulację czynników produkcji) z elementami neokeynesowskiej analizy, która w sżywności, m.in. cen i płac w gospodarce, upatruje przyczyn odchylen wartości zmiennych makroekonomicznych od długookresowego trendu.

Problem „upodabniania” się do siebie gospodarek różnych krajów na skutek procesów integracji i globalizacji należy sprowadzić do pytania o zbieżność ich cykli koniunkturalnych, a precyzyjnie rzecz ujmując, pytania o podobieństwo ich wahań cyklicznych oraz ewentualną konwergencję trendów długookresowych. Literatura określa to zagadnienie mianem międzynarodowej **synchronizacji cykli koniunkturalnych** i w jego ramach analizuje m.in. podobieństwo cech charakterystycznych (tzw. cech morfologicznych) w przebiegu zmiennych, takich jak: długość trwania poszczególnych faz cykli oraz całych cykli, częstotliwość, amplituda i intensywność wahań, właściwości punktów zwrotnych, skala i głębokość recesji w porównaniu z okresami szczytu, struktura przedmiotowa i czasowa cykli, zmiany morfologii cykli z upływem czasu etc.

2.1. Charakter zmiennych opisujących procesy gospodarcze

Badania nad międzynarodową synchronizacją koniunktury opierają się na wykorzystaniu różnych danych, opisujących gospodarke i występujące w niej procesy. Podstawową zmienną jest z reguły produkt zagregowany kraju (dochód narodowy, PKB, PKB *per capita* etc.), obok tego, występuje cała różnorodność (z zależności od celu badania) zmiennych, które pomagają identyfikować przyczyny ewentualnej synchronizacji (np.: saldo obrotów handlowych z wybranym krajem/grupą krajów, indeks Grubela-Lloyda obrazujący strukturę, tj. stopień „wewnątrzgałęziowości” handlu, napływ/odpływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych, stan finansów państwa: poziom deficytu, poziom zadłużenia wewnętrznego i zewnętrznego i wiele innych). Dodatkowo – dla poszerzenia spektrum analizy – do, wymienionych powyżej, wskaźników dołącza się niekiedy tzw. „zmienne grawitacyjne” (ang. *gravity measures*), takie jak: koszty transportu, wzajemna dostępność rynków, ich odległość geograficzna, populacja, wielkość terytoriów, występowanie podobieństw/barier kulturowych czy językowych, niedoskonałość rynków finansowych etc.

Jak wskazuje przegląd analiz empirycznych, badanie koniunktury przy użyciu metod statystycznych i ekonometrycznych z formalno-metodologicznego punktu widzenia należy do rozleglejszej problematyki analizy szeregów czasowych (czy szerzej – proce-

sów stochastycznych). Z uwagi zaś na, powyżej wymienione, cechy kategorii ekonomicznych, zmienne budujące szeregi czasowe w analizie koniunktury (takie jak: PKB, wartość produkcji sprzedanej, konsumpcja, inwestycje, obroty handlu zagranicznego, zapasy, poziom zatrudnienia, ceny w gospodarce i inne) mają charakter niestacjonarny. Powoduje to, że podawane w wątpliwość jest stosowanie klasycznych metod regresyjnych.

Analizę współbieżności procesów gospodarczych w różnych krajach komplikuje fakt, iż fluktuacje zmiennych ekonomicznych mają nieregularny charakter, powodowane są działaniem sił spoza układu (szoki w gospodarce, zmiany transformacyjne), a dodatkowo podlegają zmianom strukturalnym, wynikającym ze sprzężeń zwrotnych i wewnętrznych (endogenicznych) mechanizmów systemu rynkowego. Jednocześnie większość zmiennych ma tendencje do powrotu na swoje długookresowe trajektorie rozwojowe, co rodzi konieczność zastosowania modeli dynamicznych. Kolejną, konieczną do uwzględnienia przy wyborze narzędzi analizy koniunktury, cechą zjawisk i procesów ekonomicznych jest częste ich wpływanie „same na siebie”. Ściślej biorąc, wartości danej zmiennej z poprzednich okresów determinują także jej wartość bieżącą, co w języku ekonometrii jest nazywane autokorelacją.

Istnienie wewnętrznych sprzężeń zwrotnych, jako immanentna cecha systemu gospodarczego, którego efektem jest „auto-wpływ” czynników odgrywających rolę objaśniających przyczyny zbliżenia cykli, w kontekście procedur analitycznych przekłada się na konieczność zastosowania wielorównaniowych modeli ekonometrycznych.

2.2. Metody filtracji

Z uwagi na fakt, że procesy ekonomiczne przebiegają w cyklach mających niejednorodną strukturę, analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych sprowadza się do swego rodzaju porównania poszczególnych – wyodrębnionych uprzednio – komponentów odwzorowujących je szeregów czasowych. Ponieważ rzeczywistość gospodarcza jest bardzo skomplikowana, wyznaczanie empiryczne trendu nie jest łatwym zadaniem; między innymi dlatego, że długookresowe ścieżki wzrostu są zmienne w czasie. Należy więc doprowadzić do wyodrębnienia składników cyklu, tzw. dekompozycji szeregów. W tym celu, stosuje się odpowiednie testy statystyczne, np.: Daniela, Bartletta lub von Neumanna lub tzw. filtry pozwalające na wydzielenie pożądaných składników według: częstości, długości trwania lub amplitudy wahań. Stosowanie filtrów, określane mianem: „defiltracji”, *filtracji, dekompozycji szeregu, wyodrębniania trendu (ang. detrending) pozwala także sprowadzić zmienne niestacjonarne do postaci stacjonarnej i można wobec tego uznać je za swego rodzaju przygotowanie danych do dalszej analizy*. Jak pisze Bruzda: *filtracja jako przekształcenie ma na celu wyodrębnienie pewnych składowych procesu, takich jak trend, wahania sezonowe i składnik nieregularny* [Bruzda 2008 s. 136]. W procesie dekompozycji (filtracji) wahania okresowe (cykliczne i sezonowe) są wyrażane jako odchylenia od tendencji rozwojowej lub od stałego średniego poziomu zmiennej objaśnianej.

Wśród najprostszych technik dekompozycji szeregów danych można wymienić wykorzystanie filtra różnicowego czy metodę średniej ruchomej. W nowoczesnych

badaniach nad synchronizacją cykli koniunkturalnych szeroko stosuje się filtr Hondricka-Precottta (filtr H-P) oraz filtr pasmowy, w polskiej literaturze określane także, za odpowiednią nazwą angielską, filtrem *band-pass* (ang. *band-pass filter*). Wybór metody filtracji jest zależny od postulowanej postaci modelu³ (wybranej do opisu danego procesu funkcji trendu), która wynika z przyjętych założeń co do wpływu poszczególnych składowych szeregu na podstawową zmienną, oraz od wzajemnych relacji tych składowych (sama postać funkcji trendu determinuje także występowanie punktów zwrotnych i przebieg wahań koniunkturalnych). W literaturze jest prezentowany pogląd, że sam wybór metody filtracji determinuje właściwości cyklicznych komponentów analizowanego szeregu. Przykładowo, Canova [*Crossing the Rio Grande...* 1998] porównał właściwości cyklicznych komponentów kwartalnych danych produkcji i dochodu USA, wyodrębnionych na bazie różnych filtrów. Na tej podstawie doszedł do wniosku, że zarówno ilościowo, jak i jakościowo, cechy cykli koniunkturalnych różnią się w zależności od zastosowanego filtra oraz że alternatywne techniki filtracji pozwalają na ekstrakcję rozmaitych rodzajów informacji z danych.

Jedną z prostszych, ale dość często stosowanych procedur, jest tzw. filtrowanie liniowe (ang. *linear detrending*), w którym zakłada się, że trend oraz komponent cykliczny dla szeregu danych zlogarytmowanych są nieskorelowane, natomiast sam trend jest procesem deterministycznym, dającym się zaproksymować przez prostą liniową funkcję czasu. Podobnie, jak w przypadku innych metod filtracji, trend i komponent cykliczny są tzw. nieobserwowalnymi składnikami szeregu czasowego, wartości danych (logarytmy):

$$y_t = y_t^p + y_t^c,$$

gdzie:

y_t – logarytm wartości obserwowanej,

y_t^p – trend – stały komponent,

y_t^c – a komponent cykliczny to:

Staly komponent może być wyrażony za pomocą:

$$y_t^p = a + b(t + t_0),$$

(gdzie t_0 jest czynnikiem skalującym) i szacowany poprzez dostosowanie y_t do stałej i linearnej funkcji czasu na podstawie oczekiwanych wartości funkcji regresji. Szacunek komponentu cyklicznego przedstawia się wtedy następująco:

$$\hat{y}_t^c = y_t - \hat{y}_t^p = y_t - \hat{a} - \hat{b}(t - t_0).$$

Metodologia filtra pasmowego (*band-pass*) została przedstawiona m.in. przez Christiano i Fitzgeralda [*The Band Pass Filter...* 2003 s. 435 – 465]. Umożliwia ona wyodrębnienie z danych wejściowych składnika odpowiadającego oscylacjom o określonym (ustalonym *a priori* przez badacza) zakresie długości. Zatem, szereg czasowy, uzyskany po zastosowaniu tego filtra, odpowiada pewnemu zakresowi wahań np. między rokiem a trzema latami, między 18 a 96 miesiącami, między daną liczbą kwartałów (dni, miesiący etc.) w zależności od rodzaju danych i przedmiotu analizy. Jak pisze Skrzypczyński: *szereg uzyskany po transformacji przy pomocy tego filtra charak-*

³ Modele opisujące procesy ekonomiczne mają z reguły postać addytywną albo multiplikatywną.

teryzuje się takim zakresem wahań, który wynika z przyjętego założenia co do długości cykli. Sam Skrzypczyński zastosował filtr *band-pass* do transformacji szeregów danych obrazujących stan koniunktury w krajach strefy euro. Autor przyjął, że komponent cyklu koniunkturalnego to oscylacje o długości między 1,5 roku a 8 latami [Skrzypczyński 2006 s. 11].

Inna, często stosowana we współczesnych badaniach, procedura to, wspomniany już, filtr Hondricka-Prescotta (filtr H-P). Pozwala on na wydzielenie z danego szeregu podstawowych komponentów, tj.: cyklicznego i długookresowego. Jego działanie sprowadza się do minimalizacji następującego wyrażenia:

$$\min_{s_t} \sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((s_{t-1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2,$$

gdzie:

s_t – wartość wynikająca z długookresowego trendu,

y_t – wartość obserwowana,

$y_t - s_t$ – cykliczny komponent, λ - parametr określający stopień gładkości trendu (gdy $\lambda \rightarrow \infty$ oznacza to, że trend jest liniowy), [Borowski s. 13].

W innej metodzie, tzw. filtrowania Beveridge-Nelsona, zakłada się, że trend i komponent cykliczny są doskonale skorelowanymi składnikami szeregu czasowego i oddziałują na nie te same szoki. Canova i Dallas [*Trade interdependence...* 1990] piszą, że jeśli $y_t = \Phi(1-L)y_t = (\theta(L)\varepsilon_t + \mu'$, to szacunek trendu otrzymuje się na podstawie wzoru:

$$\hat{y}_t^p = \left[\sum_k \hat{w}_t(k) - k\mu \right] + y_t,$$

gdzie:

$$\hat{w}_t(k) = E[w_{t+k} / y_t, y_{t-1}]$$

$$w_t = y_t - y_{t-1},$$

$$\hat{y}_t^c = \sum_k \hat{w}_t(k) - k\mu - \text{komponent cykliczny.}$$

2.3. Metody oceny międzynarodowej zbieżności procesów koniunkturalnych

W analizie zbieżności procesów koniunkturalnych w różnych krajach stosuje się całą gamę metod. Najprostsze z nich opierają się na obserwacji wahań określonych zmiennych wokół linii trendu lub wartości średniej (trend PKB, trend produkcji przemysłowej etc.) lub są związane z oceną korelacji w ramach konkretnych kategorii (np. korelacja: PKB, konsumpcji, poziomu wydatków inwestycyjnych, wartości produkcji sprzedanej przemysłu, dochodu narodowego etc.) w badanych gospodarkach (synchronizacja dwustronna: poszczególnych krajów, regionów, ugrupowań integracyjnych względem wybranego kraju lub też wielostronna o charakterze przekrojowym w odniesieniu do kilku krajów/regionów etc.). Podstawą tego rodzaju badań jest więc

wykorzystanie różnych formuł korelacji krzyżowej (ang. *cross-correlation*) obrazujących stan koniunktury, przy czym często ocenia się korelację samych składników cyklicznych przebiegu koniunktury.

Najpowszechniej stosowanym miernikiem współprzebiegu szeregów czasowych jest prosta (klasyczna) korelacja. Jest ona liczona według współczynnika korelacji liniowej Pearsona: $r = \frac{\text{cov}(x, y)}{S(y)S(x)}$. W liczniku występuje kowariancja ($\text{cov}(x, y)$), będąca

średnią arytmetyczną iloczynu odchyłeń wartości zmiennych: X i Y od ich średnich arytmetycznych, natomiast w mianowniku iloczyn odchyłeń standardowych zmiennych X i Y :

$$\text{cov}(x, y) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}), \quad X = (x_1, x_2, \dots, x_n), \quad Y = (y_1, y_2, \dots, y_n).$$

Po rozwinięciu współczynnik ten jest opisywany więc wzorem:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}.$$

Współczynnik korelacji liniowej Pearsona mówi o sile i kierunku związku między zmiennymi i przyjmuje wartości z przedziału $[-1; 1]$. Bliższa zeru wartość współczynnika świadczy o słabym związku między: X i Y . Im bliżej 1 (lub -1), tym związek jest silniejszy. Wartość 1 oznacza idealny związek liniowy. Znak współczynnika korelacji mówi o kierunku związku: "+" i określa związek dodatni, a więc wzrost (spadek) wartości jednej cechy powoduje wzrost (spadek) wartości drugiej (związek wprost proporcjonalny). Natomiast ujemny znak świadczy o związku o przeciwnym kierunku zależności, tj. wzrost (spadek) wartości cechy powoduje spadek (wzrost) wartości drugiej⁴.

Przykładem zastosowania współczynnika korelacji w badaniu zbieżności procesów koniunkturalnych jest analiza Skrzypczyńskiego, przeprowadzona dla krajów strefy euro. Autor obliczył współczynniki cross-korelacji pomiędzy szeregami czasowymi PKB w poszczególnych krajach według formuły:

$$\hat{\rho}_k^{y^s} = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (y_t - \bar{y})(x_{t+k} - \bar{x})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \times \sqrt{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}},$$

gdzie k oznacza przesunięcie zmiennej x_t , wyrażone w jednostce czasu w przód lub w tył w stosunku do zmiennej y_t . Zmiennie: x_t , y_t oznaczają wartości PKB dla strefy euro i każdego z poszczególnych krajów. Zmienna y_t jest zmienną zależną, a zmien-

⁴ Dokument elektroniczny, tryb dostępu: [www.prokurator.edu.pl/statystyka-korelacja, data wejścia?].

na x_t zmienną niezależną. W ten sposób autor policzył współczynniki korelacji krzyżowej pomiędzy szeregiem reprezentującym cykl koniunkturalny strefy euro oraz szeregami czasowymi reprezentującymi cykle koniunkturalne Polski, opierając się na danych PKB [Skrzypczyński 2005 s. 13 – 14].

Współczynnik korelacji liniowej to z zasady miernik statyczny, a więc jest niemożliwe uchwycenie za jego pomocą elementów dynamicznych w podobieństwie fluktuacji koniunkturalnych badanych podmiotów. Podobnie, nie bierze on pod uwagę występowania wspólnego czynnika (ang. *common component*) w przebiegu procesów ekonomicznych. Współczynniki korelacyjne są jednak bardzo często stosowane w badaniach, w których mniejszy nacisk kładzie się na statystyczno-ekonometryczną formę i zaawansowanie metodologiczne badania, a większą wagę przywiązuje do przejrzystości wyników i ich ekonomicznej interpretacji.

Po ocenie stopnia zbliżenia podstawowych mierników rozwoju gospodarczego różnych krajów, w badaniach buduje się następnie funkcje (w najprostszym i najbardziej powszechnym podejściu – funkcje regresji) opisujące wpływ różnych kategorii ekonomicznych na zjawisko synchronizacji. Warto podać kilka przykładów.

Jedną z powszechnie cytowanych prac, wchodzących do kanonu literatury na omawiany temat, jest *The endogeneity of the optimum currency area criteria* Frankla i Rose z 1998 r. (badanie dotyczyło krajów OECD w latach 1959-1993), [*The endogeneity of the...* 1998 s. 1009-1025]. Frankel i Rose oparli się na prostym modelu analizującym korelację między różnymi wskaźnikami aktywności ekonomicznej jako funkcję intensywności handlu międzynarodowego. Ścisłej biorąc, autorzy dokonali regresji korelacji cykli pomiędzy parami krajów względem wskaźników intensywności handlu bilateralnego, aproksymując ją dodatkowo odległością⁵.

Jednym z przykładów badania, nawiązującego do podejścia Frankla i Rose, jest analiza Firdmuca. Autor ten dokonał oszacowania metodą najmniejszych kwadratów (MNK) wskaźników korelacji makroekonomicznych mierników rozwoju w funkcji odpowiednich (dodawanych w kolejnych modelach) zmiennych. Funkcje regresji, na których oparł się Firdmuc, przedstawiają się następująco:

$$\text{Corr}(Q_i, Q_j) = \alpha + \beta \log(TI_{ij}^T), \quad (1)$$

gdzie: $TI_{ij}^T = T_{ij} / (T_i + T_j)$ oraz $\text{Corr}(Q_i, Q_j)$ oznacza korelację wskaźników produkcji przemysłowej oraz realnego PKB (bez trendu), TI - intensywność handlu bilateralnego między krajami „i” i „j” (może być ona definiowana jako: eksport, import oraz obroty we wzajemnym handlu);

$$\text{Corr}(Q_i, Q_j) = \alpha + \beta \log(TI_{ij}^T) + \gamma \log(IIT_{ij}), \quad (2)$$

gdzie IIT_{ij} to handel wewnątrzgałęziowy (mierzony wskaźnikiem Grubela-Lloyda), pozostałe oznaczenia jak wyżej;

⁵ Autorzy pokazali silną dodatnią zależność pomiędzy intensywnością wymiany handlowej (a zarazem także integracją rynków i liberalizacją handlu międzynarodowego) a cross-korelacją cykli koniunkturalnych badanych krajów.

$$\text{Corr}(Q_i, Q_j) = \alpha + \beta \log(TI_{ij}^T) + \gamma \log(IIT_{ij}) + \delta EMU + \lambda B + \theta \log|Y_i - Y_j| \quad (3)$$

gdzie: EMU – zmienna zero-jedynkowa przybierająca wartość 1 dla krajów, które zakwalifikowały się do EMU w 1999 r. (co oznacza wysoki poziom wzajemnej koordynacji polityki fiskalnej i monetarnej, znacząco dodatnio wpływający na zbieżność mierników stanu gospodarki), 0 – dla pozostałych, B – wskaźnik graniczenia (ang. *adjacency*), $|Y_i - Y_j|$ – wartość bezwzględna różnicy dochodu (wprowadzona z uwagi na fakt, że kraje duże mogą determinować poziom dochodu krajów małych).

Inną, ważną pracą są, nawiązujące do tego podejścia, badania Boone i Maurela [Boone, Maurel 1998], [*Economic convergence...* 1998]. Autorzy dokonali obliczenia wskaźników korelacji pomiędzy cyklicznymi komponentami szeregów produkcji przemysłowej oraz stóp bezrobocia w wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej a odpowiadającymi im wartościami dla Niemiec i średniej dla UE-15 (komponent cykliczny został wyodrębniony przy pomocy filtru Hondricka-Prescotta). W kolejnym studium [Boone, Maurel 1999], [*An Optimal Currency Area Perspective...* 1999] autorzy ci spróbowali odpowiedzieć na pytanie, w jakim stopniu fluktuacje w zatrudnieniu w wybranych państwach kandydujących do UE (tj.: Czechach, Polsce, Słowacji i Węgrzech) mogą być wyjaśnianie za pomocą szoków mających źródło w Niemczech, a także szoków ogólnoeuropejskich. Autorzy oparli się na szeregach czasowych bezrobocia w tych krajach i zbadali ich korelację z porównywanymi szeregami względem szoków na rynku pracy w Niemczech i w całej UE (otrzymanych na podstawie odrębnej regresji). W badaniu z 2004 r., Borne, Maurel i Babetski [*Exchange Rate Regime and Supply Shocks ...* 2004] wykorzystali filtr Kalmana do oceny, zmieniającej się w czasie, korelacji współczynników wyrażających szoki popytowe i podażowe w krajach EŚW względem szoków niemieckich oraz ogólnoeuropejskich. Korhonen [Korhonen 2001] natomiast zbadal korelację szoków na podstawie wskaźników produkcji przemysłowej w krajach Europy Środkowej i Wschodniej z szokami w strefie euro. Wśród innych badań tego nurtu warto wspomnieć o pracy: Artisa i Zhanga [*Some Empirical Tests on the Integration...* 1995], Barrella i Hollanda [*Modelling the Accession Countries...* 2004] oraz Artisa i in. [*Characterizing the Business Cycles for Accession...* 2004]. Na metodzie prostej korelacji wskaźników jest oparta także analiza IMF [IMF 2000]. Z literatury polskiej warto wymienić studia J. Borowskiego. Autor ten zbadal, jak ewoluowała w czasie współzależność wahań cyklicznych komponentów podstawowych zmiennych, charakteryzujących koniunkturę w Polsce, tj.: rocznych stóp wzrostu PKB, produkcji przemysłowej, inflacji, zatrudnienia, a także bezrobocia (jako zmiennej antycyklicznej) i UGiW. Przebieg zbieżności procesów ekonomicznych w Polsce i strefie euro został tu oceniony na podstawie analizy współczynnika korelacji kroczącej cyklicznych komponentów wymienionych zmiennych makroekonomicznych [Borowski 2001].

Tomljanovich i Ying [*We are All Connected – Business...* 2005] przedstawili natomiast badania o charakterze globalnym, analizując dane z okresu 1980-2003 dla krajów grupy G-7 (najbardziej rozwiniętych gospodarek świata, tj.: Stanów Zjednoczonych, Kanady, Niemiec, Francji, Wielkiej Brytanii, Włoch i Japonii). Za pomocą dwurównaniowego modelu regresji, Tomljanovich i Ying przedstawili wpływ różnych rodzajów wstrząsów, tj. krajowych (ang. *country-specific shocks*), globalnych (ang.

global shocks) oraz mających źródło zagranicą (*foreign country specific shocks*) na PKB, jak również zaprezentowali mechanizm transmisji tych wstrząsów pomiędzy parami krajów. Szoki globalne mają charakter podażyowy, krajowe i zagraniczne – są podażyowe, popytowe wynikają z polityki gospodarczej państwa. Wszystkie rodzaje wstrząsów mogą być natomiast transmitowane do innych krajów (i *vice versa*) przez kanały, takie jak: handel zagraniczny, koordynacja polityki pieniężnej (mierzona poziomem stóp procentowych banków centralnych) oraz powiązania walutowe. Zależność PKB od szoków przebiega według formuły:

$$\Delta y_{oi,t} = a_1 w_t + a_2 u_t^s + a_3 u_t^d + a_4 u_t^m + a_5 u_t^p + a_6 v_t^s + a_7 v_t^d + a_8 v_t^m + a_9 v_t^p,$$

$$\Delta y_{wi,t} = b_1 w_t + b_2 u_t^s + b_3 u_t^d + b_4 u_t^m + b_5 u_t^p + b_6 v_t^s + b_7 v_t^d + b_8 v_t^m + b_9 v_t^p,$$

gdzie $\Delta y_{oi,t}$ ($\Delta y_{wi,t}$) – stopa wzrostu PKB oznacza ω w kraju „ l ” w momencie „ l ”, w_t – szok globalny w momencie: „ l ”, „ u ” i „ v ” są szokami odpowiednio: krajowymi i zagranicznymi, subskrypty: „ s ”, „ d ”, „ m ” i „ p ” odpowiadają szokom: podażyowym (szoki produktywności), niemonetarnym szokom popytowym, monetarnym szokom popytowym i szokom wynikającym z polityki gospodarczej. Współczynniki: a_i , b_i mogą być skalarami lub funkcjami polinomicznymi operatorów opóźnionych. Kowariancja zmian w dochodzie kraju i zagranicy jest natomiast funkcją wariancji i kowariancji i jest mierzona według formuły:

$$\begin{aligned} Cov(\Delta y_{oi,t}, \Delta y_{wi,t}) = & c_1 V(w_t) + c_2 V(u_t^s) + c_3 V(u_t^d) + c_4 V(u_t^m) + c_5 V(u_t^p) + \\ & + c_6 V(v_t^s) + c_7 V(v_t^d) + c_8 V(v_t^m) + c_9 V(v_t^p) + \\ & + c_{10} Cov(u_t^d, v_t^d) + c_{11} Cov(u_t^m, v_t^m) + c_{12} Cov(u_t^p, v_t^p), \end{aligned}$$

gdzie $V(\bullet)$ i $Cov(\bullet)$ – reprezentują operatory wariancji i kowariancji. W przypadku szoków globalnych mają one bezpośredni wpływ na kowariancję PKB poprzez $V(\bullet)$. Inne szoki krajowe wpływają na kowariancję $Cov(\bullet)$ w takim zakresie, w jakim są transmitowane do innych krajów lub są skorelowane z podobnymi szokami zagranicznymi. Przy zastosowaniu takiego równania procesy integracji finansowej i rynkowej (w sensie zniesienia barier w handlu) przyjmują formę systematycznych zmian w wariancji i kowariancji strukturalnych szoków.

Następnie Tomljanovich i Ying zbadali korelację zmiennych, rozwijających się szeregów czasowych (*rolling time-series*), tj. $\rho(\omega, d)_{ij,\tau} = f(x_1, \dots, x_k)$ w funkcji różnych zmiennych, gdzie ω – wskaźnik produkcji (PKB lub produkcja przemysłu), d – reprezentuje różne metody wyodrębniania trendu (metoda liniowa, ang. *linear detrending*, filtr Hondricka-Prescotta, filtr *band-pass* zaproponowany przez Baxtera-Kinga [Baxter-King 1999], $\rho_{ij,\tau}$ – korelacja pomiędzy parą krajów, tj. krajem „ l ” i krajem „ j ”, x_i – parametr objaśniający zmienność samej korelacji $\rho_{ij,\tau}$, τ – dany kwartał.

Zbieżność cykli jest ostatecznie oceniana na podstawie poniższej funkcji regresji:

$$\rho_t^y = \beta_0 + \beta_1 Trade_t + CM_t + \beta_3 Party_t + \beta_4 EXE_t + \beta_5 DR_t + \varepsilon_t,$$

gdzie: ρ_i^j - korelacja cykli koniunkturalnych między parami krajów, współczynniki *Trade* i *CM* oznaczają odpowiednio: poziom integracji handlu (wartość bilateralnych obrotów dzielona przez PKB) oraz poziom integracji finansowej (różnica nominalnych stóp procentowych minus stopa wzrostu nominalnego bilateralnego kursu walutowego), *Party* – wartość bezwzględna różnicy wskaźników opisujących rządzącą opcję polityczną (wskaźniki osiągają wartość 1 dla partii prawicowych, 0 – dla lewicowych, a więc $Party = 1$ oznacza różne opcje polityczne w badanej parze krajów), *EXE* – zmienność kursów walutowych, definiowana jako kwartalne odchylenie standardowe kursu waluty od kursu średniego, *DR* – zbieżność nominalnych stóp procentowych (zlogarytmowana wartość bezwzględna różnicy nominalnych stóp procentowych). Parametry modelu zostały oszacowane uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów.

Wykorzystywanie w badaniach na temat zbieżności cykli koniunkturalnych metod, opartych na prostej korelacji wskaźników, spotkało się z krytyką części badaczy. W związku z tym, w nowszych, bardziej zaawansowanych badaniach, stosuje się korelację dynamiczną, należącą do metod tzw. analizy spektralnej (oraz cross-spektralnej, ang. *spectral analysis*), które pozwalają na wychwycenie podobieństw w zakresie częstotliwości fluktuacji koniunkturalnych, a więc zależności między badanymi zmiennymi w ściśle określonym paśmie wahań (analiza spektralna jest nazywana inaczej analizą w dziedzinie częstości (ang. *frequency domain analysis*)). Analiza spektralna obejmuje zbiór metod estymacji i testowania dotyczących spektralnej gęstości (inaczej spektrum) danego szeregu czasowego, co umożliwi określenie zależności między nie tylko punktami zwrotnymi, ale też amplitudami cykli. Są to mierniki mniej rozpowszechnione w pracach naukowych, ale dające bardziej kompleksowy obraz analizowanych zależności, co zauważa m.in. Skrzypczyński [Skrzypczyński 2008 s. 7]. W badaniach cross-spektralnych szacuje się takie miary, jak m.in.: koherencja, wzmocnienie i przesunięcie fazowe.

Dokładny opis analizy spektralnej można odnajdaleć u Wośko, która rozpoczyna od przedstawienia szeregu czasowego x_t ($t=1,2,\dots,T$) za pomocą wielomianu trygonometrycznego, tj.:

$$x_t = \sum_{j=1}^{\frac{T}{2}} (a_j \cos \omega_j t + b_j \sin \omega_j t),$$

gdzie $\omega_j = \frac{2\pi j}{T}$, $j = 1, 2, \dots, T/2$,

ω oznacza częstotliwość, pod którą rozumiemy wielkość $\omega = 2\pi/T$ przyjmującą wartości z ciągłego przedziału $[0, \pi]$, gdzie $2 \leq T \leq +\infty$ oznacza długość fali (okres cyklu). Prawa strona wielomianu jest sumą $T/2$ harmonik $a_j \cos \omega_j t + b_j \sin \omega_j t$,

które są sinusoidami o częstościach: $\omega_1 = \frac{2}{T}, \omega_2 = \frac{4}{T}, \dots, \omega_T = \frac{2T}{T}$ i odpowiednio okresach:

$$\frac{T}{2}, \frac{T}{3}, \frac{T}{T/2} = 2.$$

Równanie szeregu czasowego można traktować jako równanie regresji i wtedy parametry cosinusa b_j oraz sinusa a_j są współczynnikami funkcji regresji i określają stopień, w jakim wartości \cos i \sin od argumentu $\omega_j t$ są powiązane z danymi. Zidentyfikowanie silnego, istotnego związku (wysokich wartości a_j, b_j) oznacza silną okresowość o danej częstotliwości. Obliczone oceny parametrów pozwalają na oszacowanie funkcji gęstości spektralnej [Wośko 2009 s. 3].

Skrzypczyński podaje wzór na spektrum mocy: *Spektrum mocy słabo stacjonarnego procesu stochastycznego jest definiowane jako transformata Fouriera funkcji generującej autokowariancję tego procesu* [Skrzypczyński 2008]:

$$S_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} g_y(e^{-i\omega}) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} \gamma_k^y e^{-i\omega k}, \quad \text{dla } \omega_1 \in [-\pi, \pi].$$

Korelacja spektralna może być liczona według wzoru zaproponowanego przez np. Croux i in. [*A measure of commovement...* 2001 s. 232-241]:

$$\rho_{xy}(\lambda) = \frac{c_{xy}(\lambda)}{\sqrt{S_x(\lambda)S_y(\lambda)}},$$

gdzie

ρ_{xy} – korelacja między zmiennymi x i y ,

$S_x(\lambda), S_y(\lambda)$ – są spektralnymi funkcjami gęstości x i y ,

$C_{xy}(\lambda)$ – jest kospektrum $-\pi \leq \lambda \leq \pi$.

Wartość tej korelacji oscyluje, podobnie jak w przypadku zwykłej korelacji Pearsona, w przedziale od -1 do 1 i wskazuje na związek o przeciwnym kierunku zależności przy znaku ujemnym i proporcjonalny przy znaku dodatnim. Taki współczynnik korelacji jest również często zmienną objaśnianą w modelach regresyjnych.

Warto w tym miejscu wspomnieć o pracy Skrzypczyńskiego. Autor podjął próbę zbadania synchronizacji cykli koniunkturalnych krajów członkowskich strefy euro z cyklem strefy euro jako całości, wykorzystując metody analizy szeregów czasowych od strony zarówno czasu, jak i częstości. W pierwszym obszarze autor posłużył się wskaźnikami korelacji, w drugim – zastosował metody analizy spektralnej i cross-spektralnej [Skrzypczyński 2008].

Jak wynika z przedstawionego opisu mierzenia synchronizacji cykli koniunkturalnych między krajami, opiera się on na całej gamie metod: od bardzo prostych (prosta korelacja oparta na wskaźniku Pearsona) do znacznie bardziej skomplikowanych (funkcje regresji, analiza spektralna etc.).

2.4. Metoda kointegracji szeregów czasowych

Zaawansowane metody „odkrywania” długookresowych związków funkcjonujących wewnątrz systemu gospodarczego (a zatem także i relacji/podobieństw potencjalnie występujących pomiędzy różnymi gospodarkami) wiążą się w ekonometrii z zagadnieniem kointegracji, ściślej biorąc – kointegracji szeregów czasowych⁶.

Jak piszą Stock i Watson: *parametry opisujące długookresową relację między ekonomicznymi szeregami czasowymi, na przykład dochodem długookresowym i elastycznością popytu na pieniądź względem stóp procentowych, często odgrywają istotną rolę w zastosowaniach makroekonomii. Jeśli te zmienne są skointegrowane w sensie definicji podanej przez R.F. Engle i C. W. Grangera [Granger 1987 s. 784], to zadanie opisu relacji długookresowych sprowadza się do zagadnienia estymacji wektorów kointegrujących [A Simple Estimator... 1993 s. 783-820]. Definicja kointegracji została wprowadzona, jak podkreślili, wyżej cytowani, Stock i Watson, przez Grangera [Some Properties of Time Series... 1981] oraz Grangera i Weissa [Time Series Analysis of Error-Correcting Models... 1983 s. 255-278] i rozwinięta później przez Grangera i Engle'a [Cointegration and Error Correction Representation ... 1987 s. 251-276].*

Podstawowa definicja skointegrowania (szeregów) zmiennych mówi, że: *istnieje długookresowy związek pomiędzy niestacjonarnymi zmiennymi (dwoma lub więcej, takimi jak: PKB, bezrobocie czy inflacja), jeśli odchylenia od długookresowej ścieżki ich przebiegu są stacjonarne (inaczej mówiąc – liniowa kombinacja tych zmiennych jest stacjonarna). A więc istnienie kointegracji wynika niejako z faktu, że dla zmiennych niestacjonarnych istnieje równowaga, inaczej mówiąc – określona zależność długookresowa.*

Zgodnie z zapisem ekonometrycznym tej definicji, dwa szeregi X_t, Y_t są skointegrowane stopnia: d, b (ozn. $X_t, Y_t \approx CI(d, b)$), jeżeli oba szeregi są zintegrowane stopnia d oraz istnieje kombinacja liniowa tych zmiennych, np.: $\alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_t$, która jest zintegrowana stopnia $d-b$. Wektor $[\alpha_1, \alpha_2]$ nazywany jest wektorem kointegrującym [Cointegration and Error Correction Representation ... 1987 s. 124]. Stwierdzony w ten sposób fakt istnienia długotrwalej (i możliwej do ekonomicznej interpretacji) relacji między badanymi kategoriami implikuje ponadto, że dążą one do stanu równowagi, a dodatkowo – zachodzą między nimi długookresowe związki przyczynowo-skutkowe. Definicja ta może być uogólniona na wiele szeregów i wiele zmiennych.

Dla potrzeb analizy międzynarodowej synchronizacji cykli koniunkturalnych bada się kointegrację szeregów czasowych, reprezentujących daną kategorię zmiennych w przekroju badanych gospodarek (są to np.: dane kwartalne PKB, miesięczna produkcja przemysłowa w różnych krajach lub np. w strefie euro i u poszczególnych jej członków). Zauważa się więc tu obszar modeli wielorównaniowych i badanie kointegracji między równaniami opisującymi zależności i procesy ekonomiczne w różnych krajach.

Model ekonometryczny, odwzorowujący wiele gospodarek, zapisywany jest w postaci macierzy złożonych z wartości, jakie przyjmują odpowiednie zmienne w po-

⁶ Podstawy analizy kointegracji zostały stworzone przez Engle i Grangera w 1987 r. Zob. [Engle, Granger, Hallman 1989 s. 45 – 62; Engle, Granger 1991; Granger 1969 s. 24 – 36]. W połowie lat 80. zaczęła znacząco wzrastać liczba publikacji na ten temat. Zob. [Deadman s. 143].

szczególnych, analizowanych krajach (są to więc macierze: zmiennych endogenicznych, zmiennych egzogenicznych, macierze składników losowych, a także parametrów zmiennych endogenicznych i egzogenicznych). Poszczególne zmienne, obserwowane w przekroju czasowym, są prezentowane w postaci szeregów czasowych. Model ma więc charakter wielowymiarowy [*Cointegration and Error Correction Representation ...* 1987 s. 249 – 250].

Jak zaznaczono, zmienne odnoszące się do różnych kategorii ekonomicznych mają tendencje do wpływania same na siebie, tzw. „autoregresji”. Tak więc, do pełnego odwzorowania zależności makroekonomicznych w rozamaitych krajach, a także interpretacji owych współzależności, konieczne jest wykorzystanie tzw. modelu wektorowej autoregresji (ang. *vector autoregressive model, VAR*) wraz z właściwymi mu narzędziami analizy⁷. Welfe określa *VAR* jako: *uogólnienie przypadku modelu autoregresyjnego na model wielowymiarowy*, który pozwala na rozwiązanie problemu modelowania przy wykorzystaniu zmiennych niestacjonarnych dzięki: *rozszerzeniu koncepcji korekty błędem na system powiązanych równań i łącznej estymacji wszystkich parametrów* [Welfe 2003 s. 284].

Model wektorowej autoregresji przyjmuje ogólną postać:

$$\mathbf{y}_{(m)t} = \boldsymbol{\mu}_m + \sum_{s=1}^s \mathbf{y}_{(m)t-s} \Pi_s + \boldsymbol{\xi}_{(m)t},$$

gdzie:

$\mathbf{y}_{(m)t} = [y_{1t} \dots y_{Mt}]$ – wektor M zmiennych,

$\boldsymbol{\mu}_{(m)}$ – wektor wyrazów wolnych i składników deterministycznych,

$\Pi_s = [\pi_{ij}^{(s)}]$ – macierz parametrów o wymiarach $M \times M$, interpretowanych podobnie jak mnożniki pośrednie,

$\boldsymbol{\xi}_{(m)t} = [\xi_{1t} \dots \xi_{Mt}]$ – wektor składników losowych

$m = 1, \dots, M$.

⁷ Podstawy modelowania VAR stworzył Sims [Sims 1972 s. 1-48; Sims 1982 s. 107-152]. Najbardziej znane zastosowania modeli VAR do analizy polityki gospodarczej zaprezentowali: B.S. Bernanke oraz O. Blanchard i M. Watson [Bernanke 1986; Blanchard, Watson 1986].

Układ ten reprezentuje więc M równań, z których j -te ma postać:

$$\begin{aligned} \mathcal{Y}_{jt} = & \mu_j + \pi_{1j}^1 \mathcal{Y}_{1,t-1} + \pi_{2j}^1 \mathcal{Y}_{2,t-1} + \dots + \pi_{Mj}^1 \mathcal{Y}_{M,t-1} + \pi_{1j}^2 \mathcal{Y}_{1,t-2} + \\ & + \pi_{2j}^2 \mathcal{Y}_{2,t-2} + \dots + \pi_{Mj}^2 \mathcal{Y}_{M,t-2} + \dots + \pi_{1j}^s \mathcal{Y}_{1,t-s} + \\ & + \pi_{2j}^s \mathcal{Y}_{2,t-s} + \dots + \pi_{1j}^s \mathcal{Y}_{1,t-1} + \pi_{Mj}^s \mathcal{Y}_{M,t-s} = \mu_j + \sum_{s=1}^s \left(\sum_{m=1}^M \pi_{mj}^s \mathcal{Y}_{m,t-s} \right) + \xi_{jt}. \end{aligned}$$

Wynika z tego, że model składa się z systemu równań regresji każdej zmiennej bieżącej modelu względem wszystkich zmiennych modelu opóźnionych o pewną liczbę okresów. Ponieważ w VAR po prawej stronie każdego równania występują tylko zmienne opóźnione, z definicji nieskorelowane ze składnikiem losowym, to można go szacować metodą najmniejszych kwadratów.

Po odpowiednich przekształceniach otrzymuje się tzw. postać końcową modelu, która pozwala m.in. na obliczenie mnożników (budujących tzw. macierz mnożników) wyrażających wpływ zmiennych egzogenicznych na endogeniczne. Ścisłej biorąc, algebraiczne przekształcenie równania prowadzi do modelu korekty równowagą (*vector equilibrium correction model, VEqCM*). Estymacja parametrów modelu *VEqCM* polega na znalezieniu macierzy o kolumnach odpowiadających poszczególnym bazowym wektorom kointegrującym i macierzy związanych z nimi wag (mierzą „znaczenie” danego regresora w wyjaśnianiu danej zmiennej) za pomocą metody Johansena. Wektory kointegrujące odpowiadają długookresowym zależnościom strukturalnym i podlegają ekonomicznej interpretacji zgodnie z postulowaną teorią [Welfe 2003 s. 268 – 280].

Szacowanie parametrów modeli wielorównaniowych może odbywać się zarówno na podstawie procedur estymacji poszczególnych równań (takich jak: pośrednia metoda najmniejszych kwadratów, metoda zmiennych instrumentalnych, podwójna MNK, metoda największej wiarygodności z ograniczoną informacją i in.), jak i całych systemów (np.: potrójna metoda najmniejszych kwadratów, metoda największej wiarygodności z pełną informacją).

W celu sprawdzenia stopnia integracji szeregów zmiennych, występujących w potencjalnej relacji długookresowej, są stosowane zaś rozmaite testy pierwiastka jednostkowego, np.: test Dickeya-Fullera, Saida-Dickeya, Kwiatkowskiego-Philipsa czy Schmidta-Shina (tzw. KPSS). Natomiast do empirycznej analizy kointegracji służą specjalne testy, tj.: metoda Eagle’a-Grangera, metoda Johansena, model rekurencyjny Philipsa i inne [Syczewska 2002]⁸.

Z uwagi na fakt, że w modelu VAR nie ma jednoznacznego podziału na zmienne egzogeniczne i endogeniczne, istotną jest identyfikacja w analizowanych związkach zmiennych i procesów będących „przyczynami” i tych, które są „skutkami”. Zagadnienie „przyczynowości” jest w modelu wektorowej autoregresji analizowane za pomocą różnych testów, np. testu Grangera [*Forecasting Economic Time-Series...* 1986], dzięki którego zastosowaniu można stwierdzić czy „ x ” jest przyczyną „ y ” w dwuwymiarowym modelu VAR o postaci:

⁸ Opisy wszystkich tych metod znajdują się u E.M. Syczewskiej [Syczewska 2002].

$$y_t = A_0 D_t + \sum_{j=1}^k \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t,$$

gdzie $A_0 D_t$ oznacza deterministyczną część równania (wyraz wolny, trend deterministyczny, zmienne sezonowe). Macierz α jest nazywana macierzą dostosowań i mierzy ona szybkość dostosowań poszczególnych zmiennych w wyniku zakłóceń relacji równowagi.

Jednymi z pierwszych autorów, którzy zastosowali ujęcie VAR w badaniu synchronizacji cykli koniunkturalnych, byli Bayoumi i Eichengreen [*Shocking Aspects of European Monetary...* 1993]. Autorzy wykorzystali strukturalny model autoregresyjny, przyjmując, że miernikiem cyklicznej zbieżności gospodarek jest odchylenie standardowe różnic w tempach wzrostu PKB. W ramach analizy pokazali także różną reakcję dostosowawczą gospodarki na wstrząsy w zależności od ich rodzaju (tj.: szoki popytowe i podażowe). Korhonen w badaniu z 2003 r. [Korhonen 2003 s. 1-20] ocenił korelację funkcji odpowiedzi na impuls (ang. *impulse-response function*) na podstawie dwuparametrowych modeli VAR, skonstruowanych dla oddzielnych subokreśłów, tj.: 1992-1995 i 1996-2000 dla danych z UE-15 i dziewięciu krajów EŚW (analizie poddano tu miesięczne wartości produkcji przemysłowej). Autor dokonał obliczenia korelacji pierwszych różnic wartości produkcji w strefie euro i wartości produkcji dla każdego z badanych krajów (wysoki poziom korelacji w przekroju gałęziowym świadczy o symetrii cykli koniunkturalnych). Fidrmuc i Korhonen [*Similarity of Supply and Demand Shocks Between...* 2001] w modelach VAR podjęli próbę oceny korelacji szoków podażowych i popytowych między strefą euro i krajami kandydującymi do Unii Europejskiej.

Natomiast Fatas [Fatas 1997] porównał korelację wahań wzrostu gospodarczego oraz stóp wzrostu zatrudnienia na poziomie krajów, jak również na poziomie regionów: Niemiec, Włoch i Wielkiej Brytanii. Analizę, opartą na strukturalnym modelu VAR, przedstawili także Frenkiel i In [*Some Shocking Aspects of EMU* 1999]. Autorami jednej z nowszych analiz, przeprowadzonych tą metodą, są: Darvas i Szapary [*Business Cycle Synchronization in the...* 2004]. Dokonali oni tu oceny aktualnego stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych w krajach EŚW z cyklami strefy euro i porównali ją z synchronizacją „w obrębie” EMU. W bazie danych wykorzystano szeregi PKB oraz wybranych komponentów PKB (tj.: inwestycje i konsumpcję), zdekomponowane na składniki systematyczne trendu i odchyłeń cyklicznych przy użyciu dwóch różnych filtrów: filtru Hondricka-Prescotta, a także filtru *band-pass* (filtr pasmowy, ang. *band-pass filter*). Obok wymienionych danych agregatowych, obrazujących wyniki działalności gospodarczej na terenie całej UE i w poszczególnych krajach (pochodzące zresztą z jednolitej bazy EBC), autorzy policzyli wartość wspólnego czynnika (ang. *common factor*). Perez, Osborn i Artis [*The International Business Cycle...* 2003] w podobnej analizie, opierającej się na wielorównaniowym modelu autoregresyjnym, zbadali konwergencję procesów gospodarczych między krajami grupy G-7 pod kątem przede wszystkim zbieżności między gospodarką USA a UE-15. Łącznie oszacowano tu sześć trzyparametrowych modeli (w każdym z modeli zmienną objaśnianą było tempo wzrostu PKB dla odpowiednio: USA, UE-15 oraz łącznie dla grupy G-7). Zakres

czasowy badania objął dwa subokresy, tj. lata: 1960-1979 i 1980-2002. Opracowanie miało na celu zbadanie dynamiki zmian poziomu konwergencji cykli na przestrzeni czterech analizowanych dekad, jak również uchwycenie mechanizmu międzynarodowej transmisji różnych typów szoków [*The International Business Cycle...* 2003 s. 2]. Inne badania, warte wymienienia, to np.: praca Stocka i Watsona [*Has the international business cycle changed...* 2002 s. 159 – 218] oraz Kaemli-Ozcana i in..

Jak wynika z zaprezentowanego przeglądu literatury, większość zaawansowanych analiz opiera się na szerokim wykorzystaniu metod analizy autoregresyjnej. Pozwalają one na uwzględnienie całego szeregu czynników, które wpływają na zbieżność cykli koniunkturalnych w przekroju międzynarodowym wraz z bardziej szczegółowymi wnioskami na temat znaczenia poszczególnych czynników w kreowaniu tej zbieżności.

3. Podsumowanie

Problematyka międzynarodowej synchronizacji cykli koniunkturalnych jest jednym z ważnych tematów badawczych, podejmowanych w ramach współczesnych dociekań makroekonomii gospodarki otwartej i jako taka stanowi ważny nurt literatury światowej z tej dziedziny. Wiąże się to z faktem, iż zbliżanie procesów gospodarczych w różnych krajach jest wyraźnym efektem – będących w centrum zainteresowania dzisiejszej makroekonomii – procesów globalizacyjnych, w tym: wzajemnego wpływania na siebie gospodarek narodowych oraz wspólnego oddziaływania szoków (zarówno o charakterze pozytywnym, jak i negatywnym, tj. związanych z powstawaniem kryzysów). Jest to jednocześnie problematyka bardzo szeroka, implikująca wykorzystanie w analizach empirycznych całego szeregu metod. Fakt ten rodzi rozbudowaną dyskusję na temat zagadnień metodologicznych dotyczących badań empirycznych.

W niniejszym artykule autorka starała się zwrócić uwagę na kilka ważnych aspektów analizy zbliżania, tj. synchronizacji cykli koniunkturalnych w skali międzynarodowej, takich jak: metody oceny zbieżności procesów ekonomicznych, filtracja, charakter wykorzystywanych danych, zastosowanie nowoczesnych metod autoregresyjnych i inne. Rzucają one światło na szerokość i poziom skomplikowania zagadnienia, stanowiąc jednocześnie próbę uporządkowania tematu i przybliżenia czytelnikowi polskiemu zasad zastosowania (przy wyjaśnieniu pewnych podstaw analitycznych) metod matematycznych w badaniach nad problemami współczesnej makrogospodarki, powszechnie znanymi i definiowanymi w sposób opisowy. Jak wskazuje zaprezentowany przegląd literatury, badanie synchronizacji cykli koniunkturalnych między krajami łączy się (w każdym aspekcie analitycznym) z całym szeregiem metod, od prostych (jak w samym badaniu zbieżności cykli wskaźnik korelacji Pearsona) do bardziej skomplikowanych (np. opartych na funkcjach regresji metod kointegracji szeregów czasowych). Przyjęcie odpowiedniej metody badawczej zależy od: celu analizy postawionego w danej pracy, założonego poziomu jej szczegółowości, a także od ogólnego charakteru badania – opracowania typowo ekonometryczne koncentrują się z reguły na szczegółowej dyskusji metodologicznej, podczas gdy makroekonomiczne prace przekrojowe opierają się na prostszych metodach i ogniskują wokół ogólnych wniosków porównawczych.

Literatura

- Artis M., Zhang W. 1995 *International Business Cycles and The ERM: Is There a European Business Cycle?*, „CEPR Discussion Paper”, No. 1191.
- Artis, M., Marcellino M., Proietti T. 2004 *Characterizing the Business Cycles for Accession Countries*, „CEPR Discussion Paper”, 4457.
- Babetski J., Boone L., Maurel M. 2004 *Exchange Rate Regime and Supply Shocks Asymmetry: The Case of Accession Countries*, „CEPR Discussion Paper”, 3408.
- Barrell R., Holland D. 2004 *Modelling the Accession Countries: An Analysis of Symmetric and Asymmetric Structural Shocks and the Spillover Effects in Relation to the EU*, CEPR EABCN Conference on Business Cycle and Acceding Countries, Vienna.
- Bayoumi T., Eichengreen B. 1992 *Shocking Aspects of European Monetary Unification*, „NBER Working Paper”, No. 3949.
- Bayoumi T., Eichengreen B. 1993 *Shocking Aspects of European Monetary Integration*, [in:] *Economic Convergence of the CEECs with the EU*, L. Boone, M. Maurel (eds.), CEPR Discussion.
- Bernanke B.S. 1986 *Alternative Explanations for the Money-Income Correlation*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy”, vol. 25.
- Blanchard O., Watson M.W. 1986 *Are Business Cycles All Alike?*, [in:] *The American Business Cycle: Continuity and Change*, (ed.) R.J. Gordon, Chicago.
- Boone L., Maurel M. 1999 *An Optimal Currency Area Perspective of the EU Enlargement to the CEECs*, CEPR Discussion Paper, 2119.
- Borowski J. *Podatność Polski na szoki asymetryczne a proces akcesji do Unii Gospodarczej i Walutowej*, Warszawa 2001.
- Bruzda J. 2008 *Procesy nieliniowe i zależności długookresowe w ekonomii*, Toruń.
- Canova F., Dellas H. 1990 *Trade interdependence and the international business cycle*, Working Paper, 90-12, Department of Economics.
- Canova F., Ravn M.O. 1998 *Crossing the Rio Grande: Migrations, Business Cycles and the Welfare State*, CEPR Discussion Papers 2040, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Charemza W.W., Deadman D. F. *Nowa Ekonometria*, PWE, Warszawa 1997
- Christiano L.J., Fitzgerald T.J. 2003 *The Band Pass Filter*, „International Economic Review”, 44(2).
- Croux C., Forni, M., Reichlin L. 2001 *A measure of comovement for economic variables: theory and empirics*, „The Review of Economics and Statistics”, 83.
- Darvas Z., Szapary G. 2004 *Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU*, Presented in the Joint ECB-IMF Workshop on Global Financial Integration, Stability and Business Cycles: Exploring the Links” in Frankfurt, October. *Economic Outlook, Prospects and Policy Issues*, Chapter IV. Washington D.C.
- Engle R.F., Granger C.W.J., Hallmana J.J. 1989 *Merging Short – and Long-run Forecasts: an Application of Seasonal Cointegration to Monthly Electricity Sales Forecasting* „Journal of Econometrics”, No. 40.
- Fatas A. 1997 *EMU: Countries or Regions? Lessons from the EMS Experience*, CEPR Discussion Paper Series, No. 1558, Centre for Economic Policy Research, London.

- Fidrmuc J., Korhonen I. 2001 *Similarity of Supply and Demand Shocks Between the Euro Area and the CEECs*, BOFIT Discussion Paper 14, Helsinki.
- Frankel J.A., Rose A.K., 1998 *The endogeneity of the optimum currency area criteria*, „Economic Journal”, 108.
- Frenkel M., Nickel C., Schmidt G. 1999 *Some Shocking Aspects of EMU Enlargement*, Research Note 99, Frankfurt am Main.
- Granger C.W.J. 1969 *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*, „Econometrica”, 37.
- Granger C.W.J. 1981 *Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification*, „Journal of Econometrics”, Vol. 16.
- Granger C.W.J., Newbold P. 1986 *Forecasting Economic Time-Series*, Orlando, Florida.
- Granger C.W.J., Weiss A.A. 1983 *Time Series Analysis of Error-Correcting Models*, Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Statistics, New York.
- Growth and Adjustment in the European Monetary Union*, Torres F., Giavazzi F. (eds.), Cambridge.
- IMF 2000 *Accession of Transition Economies to the European Union: Prospects and Pressures*, World.
- Korhonen I. 2001 *Some Empirical Tests on the Integration of Economic Activity Between the Euro Area and the Accession Countries*, Discussion Paper 9/2001, Helsinki.
- Korhonen I. 2003 *Some Empirical Tests on the Integration of Economic Activity Between the Euro Area and the Accession Countries*, „Economics of Transition”, 11.
- Long Run Economic Relations: Reading in Cointegration* 1991, R.F. Engle, C.W.J. Granger (ed.), Oxford.
- Lumsdaine R. Prasad 2003 *Identifying the Common Component of International Economic Fluctuations: A New Approach*, „Economic Journal”, January 2003, 113 (484), 101-127.
- Perez P.J., Osborn D.R., Artis M. 2003 *The International Business Cycle in a Changing World: Volatility and the Propagation of Shocks*, October.
- Sims C.A. 1972 *Macroeconomics and Reality*, „Econometrica”, 48.
- Sims C.A. 1982 *Policy Analysis with Econometric Models*, „Brookings Papers on Economic Activity”, 1.
- Skrzypczyński P. 2006 *Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro*, Materiały i Studia, Zeszyt nr 210, NBP, Warszawa.
- Skrzypczyński P. 2008 *Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i w strefie euro*, Instytut Ekonomiczny NBP, kwiecień 2008, dokument elektroniczny, tryb dostępu: [www.nbp.pl/bise/seminaria/SkrzypczyńskiP.pdf].
- Stock J.H., Watson M. 2002 *Has the international business cycle changed and why?*, NBER Macroeconomics Annual.
- Stock J.H., Watson M. 2003 *Understanding changes in international business cycle dynamics*, NBER International Seminar on Macroeconomics, Barcelona.
- Stock J.H., Watson M. W. 1993 *A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems*, „Econometrica”, 61:4.
- Syczewska E.M. 2002 *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Monografie i Opracowania 462 SGH, Warszawa.
- Testing* 1987, Econometrica, March.

-
- Tomljanovich M., Ying Y.H. 2005 *We are All Connected – Business Cycle Synchronization in G-7 Countries*, November.
- Welfe A. 2003 *Ekonometria*, Warszawa.
- Wośko Z. 2009 *Czy filtry liniowe są przydatnym narzędziem badania koniunktury? Analiza spektralna na przykładzie ankietowych wskaźników koniunktury*, [w:] *Koniunktura gospodarcza. Od banki internetowej do kryzysu subprime*, J. Czech-Rogosz, J. Pietrucha, R. Żelazny (red.), Warszawa.