

Konwergencja gospodarek państw Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro – test wspólnego trendu i wspólnego cyklu

Karolina Konopczak*

Nadesłany: 2 maja 2012 r. Zaakceptowany: 18 lutego 2013 r.

Streszczenie

Aby odpowiedzieć na pytanie o optymalność wspólnego obszaru walutowego krajów Europy Środkowo-Wschodniej oraz krajów strefy euro, w artykule wykorzystano metakryterium optymalności w odniesieniu zarówno do krótkookresowego, jak i długookresowego komponentu aktywności gospodarczej, a więc łączny test wspólnego trendu i wspólnego cyklu, zaproponowany przez Engle'a i Kozickiego (1993) oraz Vahida i Engle'a (1993). Dotychczasowe badania w tym zakresie koncentrowały się na synchronizacji cykli koniunkturalnych gospodarek, a więc analizowały spełnienie metakryterium w ujęciu retrospektywnym, na podstawie szoków koniunkturalnych w przeszłości. Poszerzenie analizy o zbieżność trendów pozwala na uwzględnienie wymiaru prospektywnego, jako że zjawiska natury długookresowej mają przełożenie na strukturalne cechy gospodarek i tym samym na prawdopodobieństwo wystąpienia szoków asymetrycznych w przyszłości. Otrzymane rezultaty sugerują, że zarówno w krótkim, jak i w długim okresie strefa euro wyznacza ścieżkę równowagi, do której dostosowuje się aktywność gospodarcza krajów Europy Środkowo-Wschodniej, jednak tempo i siła dostosowań są różne.

Słowa kluczowe: konwergencja realna, konwergencja cykliczna, test wspólnego trendu, test wspólnego cyklu, teoria optymalnych obszarów walutowych, integracja walutowa

JEL: E32, O47

* Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktur; e-mail: karolina.konopczak@ises.edu.pl.

1. Wstęp

Głównym zagadnieniem teorii optymalnych obszarów walutowych (Friedman 1953; Mundell 1961; McKinnon 1963; Kenen 1969) jest ustalenie, które czynniki pozwalają na zmniejszenie kosztów uczestnictwa kraju w unii walutowej. W początkowej fazie rozwoju teorii wskazywano na alternatywne, wobec kursu walutowego i polityki pieniężnej, mechanizmy absorpcji szoków. W podejściu tym zakładano *implicite*, że kraje tworzące wspólny obszar walutowy nieuchronnie doświadczą będą szoków idiosynkratycznych. Gospodarki tych krajów powinny jednak umożliwiać funkcjonowanie mechanizmów dostosowawczych, aby asymetryczność szoków nie wykluczała optymalności tworzonej przez nie unii walutowej. W literaturze przedmiotu proponuje się jednak bardzo dożo kryteriów, m.in. elastyczność cen i płac, mobilność czynników produkcji, otwartość gospodarek, dywersyfikację produkcji, podobieństwo struktur gospodarek czy integrację finansową, i jednocześnie spełnienie ich wszystkich jest bardzo mało prawdopodobne. Potencjalne wykluczanie się poszczególnych kryteriów oraz brak możliwości ich obiektywnej oceny sprawiają, że omawiana teoria nie daje jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o optymalność wspólnych obszarów walutowych (Tavlas 1994).

W latach 90. XX w. analizy wspólnych obszarów walutowych polegały głównie na sprawdzaniu, czy spełniają one tzw. metakryterium optymalności, postulujące symetryczność szoków i symetryczność reakcji gospodarek na szoki. Podejście to uznawane jest za równoważne badaniu poszczególnych kryteriów teorii optymalnych obszarów walutowych (Mongelli 2002), jako że ich spełnienie powoduje wzrost symetryczności szoków dotyczących gospodarki (np. podobieństwo struktur gospodarek i integracja finansowa) lub przyspiesza akomodację szoków idiosynkratycznych (np. elastyczność cen i płac oraz mobilność czynników produkcji). Dlatego dużą zbieżność szoków powszechnie utożsamia się ze znacznym prawdopodobieństwem łącznego spełnienia kryteriów optymalności wspólnych obszarów walutowych (Böwer, Guillemineau 2006).

Ze względu na swój syntetyczny charakter metakryterium stanowi obecnie główny przedmiot badań z zakresu optymalności wspólnych obszarów walutowych. Dotyczą one przede wszystkim różnych aspektów konwergencji cykli koniunkturalnych, a więc krótkookresowych komponentów aktywności gospodarczej. Wiąże się to z faktem, że słaba synchronizacja cykli państw członkowskich unii walutowej wywołuje – przynajmniej dla części z nich – ryzyko procyklicznego oddziaływania polityki pieniężnej, określanego mianem krytyki Waltersa (Walters 1994). Nominalna stopa procentowa jest egzogeniczna, ponieważ przy ustalaniu jej wysokości pod uwagę bierze się średnią aktywność gospodarczą w całej unii walutowej, a więc założenie egzogeniczności stopy jest uzasadnione, jeśli dane państwo członkowskie nie ma pozycji dominującej. Wyższa stopa inflacji w danym kraju unii walutowej oznacza zatem (abstrahując od różnic w procesie formowania się oczekiwań inflacyjnych) niższą stopę realną. Niższa niż w pozostałych państwach członkowskich realna stopa procentowa (w szczególności niższa od naturalnej stopy, a więc stopy stabilizującej inflację) prowadzi z kolei do relatywnego wzrostu aktywności gospodarczej i tym samym koniunkturalnego komponentu inflacji, co pociąga za sobą pogorszenie konkurencyjności danej gospodarki. W sytuacji sztywności nominalnych kursów walutowych i słabości wewnętrznych mechanizmów dostosowawczych (sztywności na rynku pracy i produktów) może to prowadzić do długotrwałego spowolnienia gospodarczego (tzw. wędrujący cykl przegrzania w unii monetarnej). Zaobserwowano to w niektórych krajach po akcesji do strefy euro – w Portugalii, Grecji i Hiszpanii (m.in. Sławiński 2008; Lutkowski 2009).

W badaniach nad optymalnością wspólnych obszarów walutowych zdecydowanie mniej miejsca poświęcono konwergencji realnej, rozumianej jako zbieżność długookresowych wahań aktywności gospodarczej. Wynika to zapewne z faktu, że słabiej wpływa ona na bilans korzyści i kosztów związanych z integracją walutową, jako że trendy długookresowe leżą poza zasięgiem polityki pieniężnej, z powodu jej długookresowej neutralności względem sfery realnej. Niemniej jednak stopień konwergencji realnej odgrywa dużą, choć pośrednią rolę w tym zakresie, ponieważ oddziałując na czynniki strukturalne (strukturę produkcji, konsumpcji, handlu zagranicznego, otwartość gospodarki), wpływa na prawdopodobieństwo wystąpienia szoków asymetrycznych. Z tego względu badania zbieżności cyklicznej i realnej są względem siebie komplementarne i w kontekście integracji walutowej powinny być rozpatrywane łącznie. W pierwszym badaniu ocenia się bowiem ryzyko asymetryczności szoków w ujęciu retrospektywnym, a w drugim na podstawie czynników strukturalnych (ujęcie prospektywne). O zawodności stosowanego powszechnie metakryterium optymalności wspólnych obszarów walutowych w postaci stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych świadczy m.in. dywergencja cykliczna względem strefy euro, jakiej doświadczyła polska gospodarka podczas kryzysu finansowego z lat 2008–2009 (por. Konopczak; Marczewski 2011). Z tego względu w artykule mianem metakryterium optymalności wspólnego obszaru walutowego określana jest zbieżność zarówno krótkookresowego, jak i długookresowego komponentu aktywności gospodarczej. Do badania spełnienia tak zdefiniowanego metakryterium wykorzystano test wspólnego trendu i wspólnego cyklu, zaproponowany przez Engle'a i Kozickiego (1993), a po raz pierwszy wykorzystany do analizy optymalności wspólnych obszarów walutowych przez Beine'a i in. (2000). Metoda ta pozwala na łączną analizę konwergencji realnej i cyklicznej i ma charakter testu statystycznego, w przeciwieństwie do powszechnie stosowanych w tym nurcie literatury technik opartych na analizie korelacji.

Celem artykułu jest analiza długo- i krótkookresowej zbieżności aktywności gospodarczej państw Europy Środkowo-Wschodniej (Polski, Czech, Węgier i Słowacji) względem strefy euro. Struktura artykułu jest następująca. W pierwszej części zostały omówione ekonometryczne podstawy testowania wspólnego trendu i wspólnego cyklu. Następnie zaproponowano testy, których dodatni wynik pozwala na interpretację istnienia wspólnego trendu i wspólnego cyklu jako odpowiednio realnej i cyklicznej konwergencji gospodarek. W kolejnych częściach artykułu przedstawiono rezultaty analizy w odniesieniu do długo- i krótkookresowego komponentu aktywności gospodarczej. Podsumowanie zawiera wnioski odnośnie do optymalności wspólnego obszaru walutowego krajów Europy Środkowo-Wschodniej i strefy euro.

2. Test wspólnego trendu i wspólnego cyklu

Test wspólnego trendu opiera się na koncepcji konwergencji stochastycznej. Bernard i Durlauf (1996) rozróżniają jej dwie postaci – konwergencję jako stan (ang. *steady-state convergence*) oraz konwergencję jako proces (ang. *catching-up convergence*). Dla gospodarek i oraz j konwergencja jako stan zdefiniowana jest następująco:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{it+k} - y_{jt+k} | I_t) = 0 \quad (1)$$

gdzie I_t oznacza zbiór informacji dostępny w okresie t , y_{it} zaś aktywność gospodarczą w kraju i w okresie t .

Konwergencja jako proces wymaga spełnienia poniższego warunku:

$$E(y_{it+k} - y_{jt+k} | I_t) < y_{it} - y_{jt} \quad (2)$$

We wczesnych badaniach za przejaw konwergencji stochastycznej uznawano stacjonarność (w przypadku *steady-state convergence*) lub trendostacjonarność (w przypadku *catching-up convergence*) różnicy dochodów *per capita* między krajami, $y_{it} - y_{jt}$ (m.in. Carlino, Mills 1993). Przyjmowano zatem, że zmienne mają wspólny trend stochastyczny i że trend ten w takim samym stopniu oddziałuje na obie gospodarki. W późniejszych analizach *explicite* testowano występowanie kointegracji między zmiennymi (m.in. Bernard, Durlauf 1995), co pozwoliło uchylić założenie o identycznym wpływie trendu stochastycznego na dochody krajów. Islam (2003) określił ten przypadek mianem konwergencji warunkowej, w przeciwieństwie do bezwarunkowej, która ma miejsce, gdy stacjonarna jest różnica dochodów.

Test wspólnego cyklu (Engle, Kozicki 1993) został zaproponowany jako odpowiednik analizy kointegracji dla krótkookresowych komponentów aktywności gospodarczej. Ideę testu najłatwiej przedstawić w ramach dekompozycji Beveridge'a-Nelsona procesu y_t na komponent niestacjonarny (trend) i stacjonarny (cykl). Punktem wyjścia dekompozycji jest reprezentacja Wolda (nieskończonej średniej ruchomej) stacjonarnego procesu Δy_t :

$$\Delta y_t = C(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

gdzie $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$.

Nieskończony wielomian opóźnień $C(L)$ można przedstawić jako:

$$C(L) = C(1) + \Delta C^*(L) \quad (4)$$

gdzie $C_i^* = \sum_{j=i+1}^{\infty} (-C_j)$.

Po reparametryzacji model przyjmuje następującą postać:

$$\Delta y_t = C(1)\varepsilon_t + \Delta C^*(L)\varepsilon_t \quad (5)$$

Po zsumowaniu obu stron równań otrzymujemy:

$$y_t - y_0 = C(1) \sum_{\tau=1}^t \varepsilon_{\tau} + C^*(L)\varepsilon_t - C^*(L)\varepsilon_0 \quad (6)$$

a przyjmując $y_0 = 0$ i $\varepsilon_0 = 0$:

$$y_t = C(1) \sum_{\tau=1}^t \varepsilon_\tau + C^*(L) \varepsilon_t = T_t + C_t \quad (7)$$

gdzie T_t oznacza trend, a C_t cykl.

Jeżeli macierze $C(1)$ oraz $C^*(L)$ są pełnego rzędu kolumnowego, to każda z m zmiennych endogenicznych jest liniową kombinacją m trendów stochastycznych oraz m cykli. Jeśli jednak macierz $C(1)$ jest rzędu $k < m$, to zmienne są skointegrowane (rzęd kointegracji wynosi $r = m - k$) oraz są determinowane przez k wspólnych trendów. Analogicznie, jeżeli macierz $C^*(L)$ jest rzędu $s < m$, to zmienne generowane są przez s wspólnych cykli. W ogólnym przypadku liczba wspólnych cykli s dla m zmiennych może być równa najwyżej $m - r$, gdzie r oznacza rząd kointegracji. W przypadku analizy cykli w grupie krajów hipoteza, która podlega weryfikacji, dotyczy jednego wspólnego cyklu, a więc $s = 1$.

Punktem wyjścia analizy wspólnego cyklu jest model VEqCM z miernikami aktywności gospodarczej grupy m krajów (y_t):

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

gdzie: $\Pi = \alpha \beta^T$, β oznacza macierz wektorów kointegrujących, α zaś macierz dostosowań.

W tym ujęciu warunkiem koniecznym konwergencji cyklicznej (rozumianej jako istnienie wspólnego cyklu grupy krajów) jest konwergencja realna (rozumiana jako istnienie ich wspólnego trendu stochastycznego). W przypadku braku konwergencji realnej test wspólnego cyklu przeprowadzany jest w ramach modelu VAR.

Stacjonarny komponent aktywności gospodarczej, Δy_{kt} ($k = 1, \dots, m$), określany mianem cyklu, jest procesem autoregresyjnym, jako że wartości bieżące tłumaczone są – zgodnie z definicją procesu VAR – przez wartości przeszłe (Δy_{kt-i} , $i = 1, \dots, p$). W terminologii zaproponowanej przez Vahida i Engle'a (1993) oznacza to, że cykl charakteryzuje się autokorelacją (ang. *serial correlation feature*). Grupa krajów ma wspólny cykl (ang. *serial common correlation feature*, SCCF), jeżeli istnieje niezerowa kombinacja liniowa stacjonarnych komponentów ich aktywności gospodarczej, która jest procesem białego szumu, a więc eliminuje z danych zarówno proces autoregresyjny, jak i zależność długookresową. Istnieje zatem taka macierz (ang. *cofeature matrix*) $\tilde{\beta}'_{SCCF}$ o wymiarach $m \times s$ (gdzie s oznacza liczbę wspólnych cykli), że spełnione są warunki:

$$\tilde{\beta}'_{SCCF} \Gamma_i = 0, \quad i = 1, \dots, p \quad (9)$$

oraz

$$\tilde{\beta}'_{SCCF} \Pi = 0 \quad (10)$$

Tym samym

$$\tilde{\beta}'_{SCCF} \Delta y_t = \tilde{\beta}'_{SCCF} \varepsilon_t = \xi_t \quad (11)$$

gdzie ξ_t jest procesem białego szumu.

W przypadku spełnienia restrykcji istnienia s wspólnych cykli model (8) można przedstawić w następujący sposób:

$$\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\beta}_{SCCF}^{*'} \\ 0_{(m-s) \times s} & I_{m-s} \end{bmatrix} \Delta y_t = \begin{bmatrix} 0_{s \times (mp+r)} \\ \Gamma_1^* \Gamma_2^* \dots \Gamma_p^* \alpha^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta y_{t-2} \\ \dots \\ \Delta y_{t-p} \\ \beta^T y_{t-1} \end{bmatrix} + \xi_t \quad (12)$$

gdzie macierze parametrów z superskrytem * oznaczają $(m-s)$ ostatnich wierszy odpowiednich macierzy.

Można wyróżnić dwa podstawowe podejścia do testowania wspólnego cyklu w grupie zmiennych. Punktem wyjścia w pierwszym podejściu jest następujący zapis modelu (8):

$$\Delta y_t = \Phi W_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

gdzie $\Phi = [\Gamma_1, \dots, \Gamma_p, \alpha]$, a $W_{t-1} = [\Delta y'_{t-1}, \dots, \Delta y'_{t-p}, y'_{t-1} \beta]'$

Test wspólnego cyklu polega na zbadaniu rzędu macierzy Φ . Jeśli rząd jest niepełny, to spełniona jest restrykcja wspólnego cyklu, a liczba wspólnych cykli jest równa rządowi macierzy.

Do badania rzędu macierzy Φ w praktyce stosowany jest test istotności kwadratów współczynników korelacji kanonicznej między Δy_t a W_{t-1} (CanCorr $\{\Delta y_t, W_{t-1}\}$), które są równe wartościom własnym (Anderson 1984).

Korelacja kanoniczna jest miarą związku między dwoma zbiorami zmiennych, w analizowanym przypadku między:

$$\{\Delta y_{1t}, \Delta y_{2t}, \dots, \Delta y_{mt}\} \text{ oraz } \{\Delta y'_{1t-1}, \dots, \Delta y'_{1t-p}, \Delta y'_{2t-1}, \dots, \Delta y'_{2t-p}, \dots, \Delta y'_{mt-1}, \dots, \Delta y'_{mt-p}, y'_{t-1} \beta\}$$

W celu obliczenia współczynników korelacji kanonicznej tworzy się następujące kombinacje liniowe:

$$W = \alpha_1 \Delta y_{1t} + \alpha_2 \Delta y_{2t} + \dots + \alpha_m \Delta y_{mt} \quad (14)$$

oraz

$$V = \sum_{k=1}^m \sum_{i=1}^p \gamma_{ki} \Delta y_{kt-i} + \gamma y'_{t-1} \beta \quad (15)$$

Współczynniki korelacji kanonicznej równe są współczynnikom korelacji Pearsona między W i V , przy czym wagi, α_k ($k=1, \dots, m$) oraz γ_{ki} i γ ($k=1, \dots, m$, $i=1, \dots, p$), wyznaczone są

w ten sposób, by zmaksymalizować wielkość kolejnych współczynników Pearsona przy warunku, że kolejne kombinacje liniowe są wobec siebie ortogonalne. Liczba współczynników korelacji kanonicznej równa jest liczbie mniejszej od liczby zmiennych.

Liczba wspólnych cykli równa jest liczbie współczynników korelacji kanonicznej nieistotnie różnych od zera. Zgodnie z hipotezą zerową testu, rząd macierzy Φ równy jest $m - s$, przy czym liczba wspólnych cykli, s , nie przekracza $m - r$, gdzie r to liczba relacji kointegrujących w systemie. Statystyka testowa ma następującą postać (Tiao, Tsay 1989):

$$C(p, s) = -T \sum_{j=1}^s \ln(1 - \eta_j^2) \quad (16)$$

gdzie η_j , ($j = 1, \dots, s$) oznacza s najmniejszych współczynników korelacji kanonicznej.

Przy prawdziwości hipotezy zerowej statystyka $C(p, s)$ ma rozkład χ^2 o $s(np + r) - s(n - s)$ stopniach swobody.

W drugim podejściu korzysta się z faktu, że istnienie wspólnego cyklu w grupie krajów jest równoznaczne ze spełnieniem następującego warunku ortogonalności:

$$E(\tilde{\beta}'_{SCCF} \Delta y_i | W_{t-1}) = 0 \quad (17)$$

Test polega na zbudowaniu regresji Δy_{it} względem $\{\Delta y_{jt}\}$, ($j \neq i, j, i = 1, \dots, m$), w której w roli instrumentów dla $\{\Delta y_{jt}\}$ użyto by macierzy W_{t-1} , a następnie zbadaniu ortogonalności instrumentów, np. testem Hansena (1982). Do estymacji parametrów równania wykorzystywano w literaturze wiele estymatorów, w tym 2MNL, LIML oraz GMM. Test ten nie pozwala jednak odpowiedzieć na pytanie o liczbę wspólnych cykli w przypadku, gdy możliwy jest więcej niż jeden.

Macierz $\tilde{\beta}_{SCCF}$ równa jest wagom α_i odpowiadającym s najmniejszym współczynnikom korelacji kanonicznej. W przypadku, gdy $s = 1$, wektor $\tilde{\beta}_{SCCF}$ można również otrzymać na podstawie wyników estymacji regresji Δy_{it} względem $\{\Delta y_{jt}\}$ za pomocą LIML (Engle, Vahid 1993) lub innych wymienionych powyżej metod. Estymacja wektora $\tilde{\beta}_{SCCF}$ pozwala dodatkowo na testowanie nakładanych nań restrykcji.

Jeżeli suma liczby wektorów kointegrujących i wspólnych cykli jest równa liczbie zmiennych endogenicznych, istnieje unikalna dekompozycja na cykl i trend. W celu przeprowadzenia dekompozycji wektory β oraz $\tilde{\beta}_{SCCF}$ grupowane są w macierz $A = [\tilde{\beta}'_{SCCF}, \beta']'$. Macierz odwrotna do macierzy A ma postać $A^{-1} = [\tilde{\beta}^-_{SCCF}, \beta^-]$. Komponent cykliczny jest równy:

$$C_t = \tilde{\beta}^-_{SCCF} \tilde{\beta}'_{SCCF} y_t \quad (18)$$

trend zaś:

$$T_t = \beta^- \beta' y_t \quad (19)$$

Idea wspólnego cyklu wymaga, by stacjonarne komponenty aktywności gospodarczej w grupie krajów jednocześnie reagowały na wspólny szok. Jeżeli rozprzestrzenianie się wspólnego szoku jest w niektórych gospodarkach opóźnione, hipoteza wspólnego cyklu grupy krajów nie zostanie

potwierdzona, mimo współzależności między ich cyklami koniunkturalnymi. W związku z tym w celu uwzględnienia opóźnionego powiązania między gospodarkami (mechanizmu transmisji), Vahid i Engle (1997) zaproponowali test współzależności (ang. *codependence*), będący uogólnieniem testu wspólnego cyklu.

Grupa gospodarek charakteryzuje się wspólnym cyklem, jeżeli istnieje liniowa (niezerowa) kombinacja ich stacjonarnych komponentów cyklicznych, będących procesem wektorowej autoregresji rzędu p , która jest procesem białego szumu. Cykle mają charakter współzależny (ang. *nonsynchronous serial common correlation feature*, NCCF), jeśli ich kombinacja jest procesem autoregresyjnym rzędu q , przy czym $p < q$ (współzależność rzędu q), a więc jest okresem o krótszej pamięci niż tworzące ją komponenty.

Podobnie jak w przypadku wspólnego cyklu można wyróżnić dwa podstawowe sposoby testowania współzależności rzędu q . Pierwszy oparty jest na testowaniu istotności cząstkowych (z wyłączeniem pierwszych q opóźnień) współczynników korelacji kanonicznej między Δy_{it} a W_{t-q-1} , gdzie $W_{t-q-1} = \{\Delta y'_{t-q-1}, \dots, \Delta y'_{t-p}, y'_{t-1} \beta\}$ (CanCorr $\{\Delta y_t, W_{t-q-1} | \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-q}\}$). Drugi sposób wykorzystuje warunek ortogonalności:

$$E(\tilde{\beta}'_{NCCF} \Delta y_t | W_{t-q-1}) = 0 \quad (20)$$

który jest spełniony w przypadku współzależności rzędu q . Pozwala to na skonstruowanie odpowiedniego estymatora, np. GMM, który proponują Vahid i Engle (1997).

Hecq, Centoni, Cubadda (2007) wprowadzili definicję słabego wspólnego cyklu (ang. *weak form of serial correlation common feature*, WFSCCF) i słabej współzależności (ang. *weak form of non-synchronous common correlation feature*, WFNCCF). Zakłada ona ortogonalność kombinacji stacjonarnych komponentów aktywności gospodarczej jedynie względem $\{\Delta y_{t-q-1}, \Delta y_{t-q-2}, \dots, \Delta y_{t-p}\}$ ($q=0$) w przypadku wspólnego cyklu, $q > 0$ w przypadku współzależności). Słaba forma nie eliminuje zatem zależności cyklu od długookresowej równowagi. O ile SCCF i NCCF implikują wspólny cykl lub współzależność dla wszystkich składowych częstotliwościowych szeregu, o tyle w przypadku WFSCCF i WFNCCF wspólny cykl i współzależność są ograniczone do wysokich częstotliwości (wspólne cykle wysokiej częstotliwości, ang. *high-frequency common cycles*). Testy słabych form są analogiczne do testów mocnych form.

3. Metodyka badania

W związku ze znacznie niższym poziomem rozwoju gospodarczego ewentualna konwergencja realna krajów Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro ma charakter procesu (*catching-up convergence*), a nie stanu (*steady-state convergence*). Z tego względu podstawę jej testowania stanowił model VEqCM z trendem deterministycznym w relacji kointegrującej, a więc model. Zakłada on, że trendy deterministyczne aktywności gospodarczej w krajach Europy Środkowo-Wschodniej i strefie euro się nie znoszą. W przypadku skointegrowania zmiennych model VEqCM ma następującą postać:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t^{CEEC} \\ \Delta y_t^{EA} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0^{CEEC} \\ \alpha_0^{EA} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha^{CEEC} \\ \alpha^{EA} \end{bmatrix} [y_{t-1}^{CEEC} - \beta_0 - \beta_1 y_{t-1}^{EA} - \beta_2 (t-1)] + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \gamma_i^{CEEC} & \gamma_i^{CEEC} \\ \gamma_i^{EA} & \gamma_i^{EA} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-i}^{CEEC} \\ \Delta y_{t-i}^{EA} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{CEEC} \\ \varepsilon_t^{EA} \end{bmatrix} \quad (21)$$

gdzie y_t^{CEEC} ($CEEC = \{PL, CZ, HU, SK\}$) oznacza miarę aktywności gospodarczej w kraju Europy Środkowo-Wschodniej, a y_t^{EA} jej odpowiednik w strefie euro.

Model (21) stanowi podstawę do testowania wielu hipotez dotyczących konwergencji gospodarek krajów Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro. Zarówno kointegracja, jak i własność wspólnego cyklu (SCCF) stanowią bowiem warunek konieczny, ale nie wystarczający, odpowiednio, konwergencji realnej i cyklicznej. Z tego względu poniżej zaproponowano testy, których dodatni wynik będzie oznaczać konwergencję długo- i krótkookresowego komponentu aktywności gospodarczej.

Z ekonomicznego punktu widzenia proces doganiania wymaga, aby długookresowy komponent aktywności gospodarczej w krajach Europy Środkowo-Wschodniej dostosowywał się do trajektorii wyznaczonej przez strefę euro, a różnica między poziomem dochodu *per capita* w obu gospodarkach wykazywała tendencję do zmniejszania się w czasie. Konieczne jest spełnienie trzech warunków: (1) $\alpha^{EA} = 0$, (2) $\beta_1 > 0$, (3) $\beta_2 > 0$. Spełnienie pierwszej restrikcji w modelu (21) jest równoznaczne ze słabą egzogenicznością strefy euro. Na mocy dekompozycji Gonzalo i Grangera (Gonzalo, Granger 1995) system skointegrowanych zmiennych można przedstawić jako sumę komponentu długookresowego (ang. *permanent*) $\alpha'_{\perp} y_t$, i krótkookresowego (ang. *transitory*), $\beta' y_t$:

$$y_t = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp} y_t + \alpha (\beta' \alpha)^{-1} \beta' y_t \quad (22)$$

Jeśli $\alpha = [\alpha^{CEEC} \ 0]$, to $\alpha_{\perp} = [0 \ 1]$, a więc wspólny trend stochastyczny, $\alpha'_{\perp} y_t$, tożsamy jest z aktywnością gospodarczą w strefie euro. Spełnienie drugiego warunku jest z kolei zapewnione przez identyczne co do kierunku oddziaływanie wspólnego trendu stochastycznego na aktywność w obu gospodarkach. W szczególności w przypadku długookresowej homogeniczności ($\beta_1 = 1$), ma ono również identyczną skalę. Mamy bowiem wówczas $\beta_{\perp} = [1 \ 1]'$, a zatem wektor wag do wspólnego trendu ma następującą postać:

$$\beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \beta_{\perp})^{-1} = [1 \ 1]' \quad (23)$$

Jeśli spełniony jest pierwszy i drugi warunek, to jednoprocetowy wzrost aktywności gospodarczej w strefie euro powoduje w długim okresie jednoprocetowy wzrost w państwach Europy Środkowo-Wschodniej, a odwrotna relacja nie występuje. Z kolei istotność trendu deterministycznego w relacji kointegrującej i znak odpowiadającego parametru stanowią test procesu doganiania. Jeśli bowiem parametr β_2 jest istotnie większy od zera, to przy kontroli kształtowania się wspólnego trendu stochastycznego różnica między poziomem dochodu kraju Europy Środkowo-Wschodniej i strefy euro malała w czasie.

Aby spełnienie restrykcji wspólnego cyklu można było interpretować jako synchronizację cykliczną, oddziaływanie wspólnego cyklu na stacjonarne komponenty aktywności gospodarczej obu krajów powinno mieć ten sam kierunek, a tym samym $\tilde{\beta}' = [1 - \tilde{\beta}_2]$ ($\tilde{\beta}_2 > 0$). Jeśli $\tilde{\beta}_2 = 1$, można mówić o pełnej zbieżności cykli koniunkturalnych dwóch gospodarek. Z kolei jeśli kierunek przyczynowości w sensie Grangera jest jednoznaczny, zależność między cyklami ma charakter transmisji.

Analizie poddano szereg dochodu (PKB *per capita*). Dane pochodzą z bazy Eurostatu i obejmują okres od pierwszego kwartału 1995 r. (1996 r. w przypadku Czech) do pierwszego kwartału 2010 r. Wszystkie zmienne wyrażone są w euro w cenach stałych roku bazowego (2000 r.) i przy uwzględnieniu kursu walutowego z 2000 r. Szeregi zlogarytmowano i wyrównano sezonowo, korzystając z procedury TRAMO/SEATS.

4. Zbieżność komponentów długookresowych

Analizę kointegracji poprzedzono określeniem stopnia zintegrowania szeregów za pomocą testu ADF (tabela 1, górny panel).

Tabela 1

Wyniki testów pierwiastka jednostkowego dla szeregu czasowego PKB *per capita* krajów Europy Środkowo-Wschodniej i strefy euro

| H_0 | Polska | Czechy | Węgry | Słowacja | Strefa euro |
|--|----------|----------|---------|----------|-------------|
| Bez uwzględnienia załamania strukturalnego | | | | | |
| $I(1)$ | -1,90 | -2,97 | 0,96 | -2,30 | -1,48 |
| $I(2)$ | -3,04** | -3,88*** | -0,13 | -5,66*** | -3,40** |
| Z uwzględnieniem załamania strukturalnego | | | | | |
| $I(1)$ | -2,13 | -1,84 | 2,02 | -1,70 | -0,39 |
| $I(2)$ | -5,45*** | -3,82*** | -3,06** | -5,84*** | -3,40** |

Uwagi:

Wyniki przedstawiają wartość statystyki ADF (w przypadku testu nieuwzględniającego załamania strukturalnego) lub statystyki testu Perrona (w przypadku testu uwzględniającego załamanie strukturalne). Do testowania szeregu poziomów zmiennych użyto wersji testu ze stałą i trendem deterministycznym, a w przypadku przyrostów – wersji ze stałą. Odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Dla wszystkich krajów poza Węgrami test ADF wskazuje na zintegrowanie dochodu na mieszkańca w stopniu pierwszym. W przypadku Węgier nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o zintegrowaniu w stopniu co najmniej drugim. Należy jednak zwrócić uwagę na to, że w okresie, który obejmują dane wykorzystane w niniejszym badaniu, gospodarki krajów Europy Środkowo-Wschodniej doświadczyły transformacji ustrojowej. Składały się na nią takie procesy, jak:

- 1) tzw. recesja transformacyjna,
- 2) zmiany struktury produkcji, konsumpcji i eksportu,
- 3) reorientacja struktury geograficznej handlu,
- 4) wzrost wymiany wewnątrz korporacyjnej (ang. *intra-firm trade*), będący rezultatem bezpośrednich inwestycji zagranicznych,
- 5) akcesja do Unii Europejskiej.

Z tych względów można się spodziewać załamania strukturalnego aktywności gospodarczej analizowanych państw.

Na niską moc testu ADF w przypadku, gdy zmienna jest generowana przez proces charakteryzujący się załamaniem strukturalnym, wskazał Perron (1989). W związku z tym zaproponował test uwzględniający egzogenicznie określoną datę załamania. Testy umożliwiające jej endogeniczne określenie zaproponowali Zivot i Andrews (1992), a następnie Perron (1997).

Wyniki testu Perrona (tabela 1, dolny panel) dla aktywności gospodarczej krajów Europy Środkowo-Wschodniej potwierdza przypuszczenia dotyczące załamania strukturalnego. Przy jego uwzględnieniu również statystyki testowe dla Węgier wskazują na zintegrowanie dochodu w stopniu pierwszym. Rezultat ten umożliwia testowanie hipotezy o konwergencji realnej względem strefy euro w przypadku wszystkich krajów Europy Środkowo-Wschodniej.

Tabela 2

Wyniki testów kointegracji PKB *per capita* krajów Europy Środkowo-Wschodniej i strefy euro

| H_0 | Polska | Czechy | Węgry | Słowacja |
|--|----------|----------|----------|----------|
| Bez uwzględnienia załamania strukturalnego | | | | |
| $r = 0$ | 10,99 | 22,37 | 9,11 | 18,14 |
| $r \leq 1$ | 1,38 | 5,03 | 1,85 | 6,86 |
| Z uwzględnieniem załamania strukturalnego w II kwartale 2004 r. | | | | |
| $r = 0$ | 25,79 | 29,72 | 27,55 | 14,25 |
| $r \leq 1$ | 11,11 | 9,21 | 7,55 | 2,62 |
| Z uwzględnieniem załamania strukturalnego w IV kwartale 2008 r. | | | | |
| $r = 0$ | 20,59 | 28,73 | 17,54 | 16,16 |
| $r \leq 1$ | 5,70 | 7,92 | 4,76 | 4,31 |
| Z uwzględnieniem endogenicznie wyznaczonego załamania strukturalnego | | | | |
| $r = 0$ | 45,28*** | 52,62*** | 54,16*** | 34,74** |
| $r \leq 1$ | 10,41 | 12,80 | 9,20 | 12,67 |
| Z uwzględnieniem dwóch endogenicznie wyznaczonych załamań strukturalnych | | | | |
| $r = 0$ | – | – | 75,78*** | – |
| $r \leq 1$ | – | – | 15,53 | – |

Uwagi:

Wyniki przedstawiają wartość statystyki śladu testu Johansena (w przypadku testu nieuwzględniającego załamania strukturalnego) lub testu Trenklera, Saikkonena i Lütkepohla (w przypadku testów uwzględniających załamanie strukturalne).

Odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Wyniki testu Johansena (tabela 2, pierwszy panel) we wszystkich przypadkach wskazują na brak kointegracji między aktywnością gospodarczą w strefie euro i krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Przyczyny omówione przy okazji testów pierwiastka jednostkowego skłaniają jednak do przypuszczenia, że wynik ten może być rezultatem nieuwzględnienia załamania strukturalnego w równaniach długookresowych. Z tego względu hipoteza o braku kointegracji została zweryfikowana dodatkowo za pomocą testu Trenklera, Saikkonena i Lütkepohla (2006), dopuszczającego załamanie trendu (ang. *trend break*) i przesunięcie stałej (ang. *level shift*) w relacji kointegrującej.

Można przypuszczać, że dwa wydarzenia w analizowanym okresie – akcesja do Unii Europejskiej i kryzys finansowy – stanowiły źródło załamania strukturalnego procesu konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro. Hipotezy zostały zweryfikowane za pomocą testu kointegracji z egzogeniczną datą załamania – odpowiednio w drugim kwartale 2004 r. (wstąpienie państw Europy Środkowo-Wschodniej do Unii Europejskiej) oraz w czwartym kwartale 2008 r. (początek spowolnienia w gospodarce światowej wywołanego kryzysem finansowym).

We wszystkich przypadkach wyniki testów Trenklera, Saikkonena i Lütkepohla z egzogenicznie określoną datą załamania strukturalnego (tabela 2, panel drugi i trzeci) wskazują na brak kointegracji między zmiennymi. W związku z tym kolejnym krokiem analizy było przeprowadzenie testu z endogenicznie wyznaczoną datą załamania. Proponowane w literaturze metody jej określania polegają na optymalizacji zadanej funkcji celu dla możliwych dat załamań (zwykle próba ograniczana jest przez odrzucenie kilkunastu procent pierwszych i ostatnich obserwacji), najczęściej kwadratów reszt modelu lub statystyki testowej. Datę załamania w prezentowanym badaniu wyznaczono przez maksymalizację statystyki śladu.

Wyniki testu kointegracji z endogenicznie określoną datą załamania strukturalnego (tabela 2, panel czwarty) jednoznacznie wskazują na istnienie długookresowych relacji między aktywnością gospodarczą w krajach Europy Środkowo-Wschodniej i strefie euro. Świadczy to, że zmienne te determinowane są przez wspólne trendy stochastyczne, jednak nie przesądza o występowaniu konwergencji realnej. Po pierwsze, oddziaływanie trendów długookresowych na aktywność gospodarczą poszczególnych państw może mieć różny kierunek. Po drugie parametry przy trendzie deterministycznym w równaniu (21) mogą być istotnie mniejsze od zera. Oba przypadki oznaczałyby *de facto* realną dywergencję. Dlatego w celu weryfikacji hipotezy o konwergencji realnej krajów Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro wykorzystano model VEqCM o następującej postaci:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t^{CEEC} \\ \Delta y_t^{EA} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0^{CEEC} \\ \alpha_0^{EA} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha^{CEEC} \\ \alpha^{EA} \end{bmatrix} [y_{t-1}^{CEEC} - \beta_0 - \beta_0^* - \beta_1 y_{t-1}^{EA} - \beta_2(t-1) - \beta_2^*(t^*-1)] + \sum_{p=1}^P \begin{bmatrix} \gamma_p^{CEEC} & \gamma_p^{CEEC} \\ \gamma_p^{EA} & \gamma_p^{EA} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-p}^{CEEC} \\ \Delta y_{t-p}^{EA} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{CEEC} \\ \varepsilon_t^{EA} \end{bmatrix} \quad (24)$$

gdzie β_0^* oznacza korektę wyrazu wolnego, a $\beta_2^*(t^*-1)$ korektę trendu deterministycznego.

Wyniki estymacji przedstawione zostały w tabeli 3. We wszystkich przypadkach wyniki testu autokorelacji składnika losowego wskazują na poprawną specyfikację modeli i z wyjątkiem modelu z PKB Słowacji nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności reszt.

Tabela 3

Wyniki estymacji modeli VEqCM z PKB *per capita* krajów Europy Środkowo-Wschodniej i strefy euro jako zmiennymi endogenicznymi

| Kraj | Polska | Czechy | Węgry | Węgry | Słowacja |
|---|--------------|------------|------------|-------------|------------|
| $\hat{\alpha}^{CEEC}$ | -0,15*** | -0,30*** | -0,11*** | -0,44*** | -0,46*** |
| $H_0: \alpha^{EA} = 0$ | 1,61 | 0,74 | 2,74 | 0,06 | 1,34 |
| $\hat{\beta}_1$ | 0,73 | 1,45 | 0,91 | 1,18 | 1,88 |
| $H_0: \beta_1 = 1$ | 0,55 | 3,11* | 0,65 | 0,20 | 3,41* |
| $\hat{\beta}_2$ | 0,003 | -0,004 | 0,007 | 0,004 | 0,006 |
| $H_0: \beta_2 = 0$ | 8,43** | 13,12*** | 17,56*** | 51,89*** | 2,45* |
| $\hat{\beta}_2^*$ | 0,007 | 0,012 | -0,016 | 0,004 | 0,004 |
| $H_0: \hat{\beta}_2^* = 0$ | 36,25*** | 83,31*** | 53,63*** | 14,41*** | 15,47*** |
| $\hat{\beta}_2^{**}$ | – | – | – | -0,010 | – |
| $H_0: \hat{\beta}_2^{**} = 0$ | – | – | – | 299,89*** | – |
| Liczba opóźnień | 2 | 3 | 5 | 4 | 2 |
| Data pierwszego załamania | III kw. 2000 | I kw. 2000 | I kw. 2006 | IV kw. 1999 | I kw. 2001 |
| Data drugiego załamania | – | – | – | I kw. 2006 | – |
| H_0 : brak autokorelacji składnika losowego | 14,07 | 11,02 | 17,85 | 19,65 | 15,80 |
| H_0 : normalność składnika losowego | 6,47 | 2,68 | 2,88 | 3,64 | 44,37*** |

Uwagi:

W przypadku Węgier estymowano również model z dwoma załamaniem strukturalnymi.

Odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Wyniki testu słabej egzogeniczności wskazują, że we wszystkich przypadkach trend stochastyczny może być utożsamiany z trajekcją dochodu w strefie euro. Tym samym strefa euro wyznacza ścieżkę długookresowej równowagi, do której dostosowuje się aktywność gospodarcza w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Okres połowicznej korekty odchylenia od równowagi wynosi od nieco powyżej kwartału na Słowacji do niemal półtora roku na Węgrzech. We wszystkich gospodarkach długookresowa elastyczność względem strefy euro jest dodatnia i (przy poziomie istotności 0,05) nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o długookresowej homogeniczności. We wszystkich przypadkach spełnione są zatem postulaty konwergencji stochastycznej.

We wszystkich modelach VEqCM trend deterministyczny oraz jego załamanie są istotne w relacji kointegrującej. W całym omawianym okresie doganianie nastąpiło jednak tylko w Polsce

i na Słowacji. Początkowo średnie tempo konwergencji realnej względem strefy euro (przy kontroli kształtowania się trendu stochastycznego) wynosiło, odpowiednio, 0,3% i 0,6% kwartalnie. Począwszy od przełomu 2000 i 2001 r. średnie tempo doganiania w obu krajach było wyższe i wynosiło około 1% kwartalnie. W przypadku Czech w pierwszych latach po transformacji ustrojowej (do 2000 r.) występowała realna dywergencja – średnio dochód na mieszkańca zmniejszał się wówczas w stosunku do strefy euro o 0,4% na kwartał. Po załamaniu strukturalnym gospodarka czeska rozwijała się jednak przeciętnie szybciej niż strefa euro, w związku z czym różnica PKB *per capita* zmniejszała się średnio o 0,8% kwartalnie. Na Węgrzech miała miejsce odwrotna sytuacja. Od początku próby aż do 2006 r. tempo doganiania kształtowało się średnio na poziomie 0,7% rocznie. Od 2006 r. Węgry doświadczały realnej dywergencji – średnio ich dochód spadał względem strefy euro o 0,9% na kwartał.

Co ciekawe, w przypadku Polski, Czech i Słowacji endogenicznie wyznaczone daty załamań są bardzo podobne (około 2000 r.). W krajach tych podobny był również przebieg procesu doganiania – przed załamaniem jego tempo było znacznie wolniejsze (w Polsce i na Słowacji) lub nawet miała miejsce dywergencja względem strefy euro (w Czechach). Następnie kraje te doświadczyły konwergencji w tempie około 1% kwartalnie. Data załamania trendu i późniejsze istotne przyspieszenie procesu doganiania po załamaniu skłaniają ku przypuszczeniu, że głównym źródłem konwergencji realnej Polski, Czech i Słowacji w omawianym okresie były bezpośrednie inwestycje zagraniczne (BIZ). Daty załamania trendu pokrywają się bowiem z uruchomieniem produkcji zakładów powstałych w wyniku napływu BIZ w latach 90. Handel wewnątrz korporacyjny podmiotów z udziałem kapitału zagranicznego był głównym motorem wzrostu eksportu krajów Europy Środkowo-Wschodniej na początku XXI w. (m.in. Mroczek, Rubaszek 2003), a także na różne sposoby przyczyniał się do modernizacji ich gospodarek (m.in. przez dyfuzję technologii, wzrost produktywności, *learning by doing*). Weryfikacja tego przypuszczenia za pomocą stosowanej metodyki nie jest jednak możliwa.

W połowie lat 90. nastąpiło przyspieszenie napływu BIZ do krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Przykładowo w Polsce relacja skumulowanych BIZ do PKB wynosiła według danych OECD 0,2% w 1990 r., 6,6% w 1995 r. i 21,3% w 2000 r. Dane dotyczące udziału przedsiębiorstw z udziałem kapitału zagranicznego w PKB wskazują, że produkcja zakładów powstałych w wyniku BIZ znacznie wzrosła na początku XXI w. W Polsce w latach 1995–2000 produkcja przedsiębiorstw z udziałem kapitału zagranicznego w relacji do PKB wzrosła o około 400%, od zaledwie kilku do około 25%, podczas gdy w następnej dekadzie zwiększyła się tylko o około 40%.

W przypadku Węgier data załamania strukturalnego oraz przebieg procesu doganiania (konwergencja przed załamaniem i dywergencja po załamaniu) wskazują, że pierwszy kwartał 2006 r. można utożsamiać z początkiem kryzysu finansów publicznych i będącym jego następstwem, a następnie zaostrzonym przez kryzys finansowy, długotrwałym spowolnieniem gospodarczym w tym kraju. Warto się zastanowić, czy przyspieszenie procesu konwergencji realnej na początku lat dwutysięcznych nastąpiło również na Węgrzech. Aby odpowiedzieć na to pytanie, przeprowadzono test śladu z dwoma załamaniem strukturalnymi. Data drugiego załamania została wyznaczona przez maksymalizację statystyki śladu przy założeniu, że pierwsze załamanie miało miejsce w pierwszym kwartale 2006 r. Przypadło ono na czwarty kwartał 1999 r. Przy uwzględnieniu dwóch załamań test Trenklera, Saikkonena i Lütkepohla jednoznacznie wskazuje na skointegrowanie zmiennych (tabela 2, panel piąty).

Wyniki estymacji modelu VEqCM z dwoma załamaniami zostały zaprezentowane w tabeli 3. Wyniki testów autokorelacji i normalności składnika losowego wskazują na poprawną specyfikację modelu. Podobnie jak w przypadku modelu z jednym załamaniami nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o słabej egzogeniczności strefy euro. Uwzględnienie drugiego załamania znacznie zwiększyło oszacowaną siłę korekty błędem w modelu – w czasie jednego kwartału korygowana jest niemal połowa odchylenia aktywności na Węgrzech od długookresowej trajektorii wyznaczanej przez strefę euro. Oszacowania parametrów przy załamaniach trendu deterministycznego (odpowiednio: $\hat{\beta}_2^*$ i $\hat{\beta}_2^{**}$) potwierdzają przypuszczenie, że również na Węgrzech na przełomie XX i XXI w. nastąpiło przyspieszenie konwergencji realnej względem strefy euro (ze średnio 0,4% kwartalnie w latach 1995–1998 do 0,8% w latach 1999–2005). Data przyspieszenia konwergencji, zbieżna z datami w pozostałych krajach Europy Środkowo-Wschodniej, dodatkowo potwierdza hipotezę, że na proces doganiania w tych gospodarkach miało wpływ uruchomienie przedsięwzięć powstałych w wyniku bezpośrednich inwestycji zagranicznych w latach 90.

5. Zbieżność komponentów krótkookresowych

Punktem wyjścia analizy wspólnego cyklu są modele VEqCM oszacowane w części poświęconej analizie wspólnego trendu. W przypadku Węgier pod uwagę wzięto model z dwoma załamaniami trendu jako lepsze przybliżenie rzeczywistego procesu generującego dane niż model z pojedynczym załamaniami. Wyniki testu na występowanie wspólnego cyklu przedstawia tabela 4.

Tabela 4

Weryfikacja hipotezy o wspólnym cyklu krajów Europy Środkowo-Wschodniej i strefy euro

| Kraj | η_{min}^2 | df | C(p, s) |
|----------|----------------|----|----------|
| Polska | 0,22 | 4 | 14,23** |
| Czechy | 0,50 | 6 | 36,47*** |
| Węgry | 0,34 | 8 | 22,55** |
| Słowacja | 0,29 | 4 | 18,96** |

Uwaga: odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

W odniesieniu do wszystkich analizowanych państw Europy Środkowo-Wschodniej hipoteza o wspólnym cyklu ze strefą euro została jednoznacznie odrzucona. Oznacza to brak jednoczesnych powiązań między komponentami cyklicznymi ich aktywności gospodarczej, jednak nie wyklucza powiązań opóźnionych. Są one bardziej prawdopodobne niż powiązania jednoczesne z dwóch względów. Po pierwsze, z powodu różnic strukturalnych między gospodarkami doganiającymi a gospodarką rozwiniętą, jaką jest strefa euro, tempo rozprzestrzeniania się oraz szybkość reakcji

na wspólne szoki mogą być odmienne. Po drugie zależność, podobnie jak w przypadku komponentu długookresowego, może mieć charakter transmisji. Z tego względu kolejnym krokiem analizy będzie przeprowadzenie testu na współzależność cykli rzędu pierwszego, a więc testu wspólnego cyklu z pominięciem jednego okresu (tabela 5).

Tabela 5

Weryfikacja hipotezy o współzależności rzędu pierwszego cykli krajów Europy Środkowo-Wschodniej i strefy euro

| Kraj | η_{min}^2 | df | C(p, s) |
|----------|----------------|----|---------|
| Polska | 0,01 | 2 | 0,57 |
| Czechy | 0,06 | 4 | 3,22 |
| Węgry | 0,15 | 6 | 8,94 |
| Słowacja | 0,04 | 2 | 2,27 |

Uwaga: odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

We wszystkich analizowanych przypadkach wyniki testu wskazują na występowanie współzależności rzędu pierwszego między aktywnością w krajach Europy Środkowo-Wschodniej i strefie euro. Oznacza to, że różnice w rozprzestrzenianiu się wspólnego szoku ograniczają się do jednego okresu po jego wystąpieniu lub opóźnienie w transmisji szoku z jednej gospodarki do drugiej wynosi jeden kwartał, a w późniejszych okresach komponenty cykliczne są zbieżne. Aby określić, czy mamy do czynienia z mechanizmem transmisji, przeprowadzono test przyczynowości w sensie Grangera (tabela 6).

Tabela 6

Test przyczynowości w sensie Grangera komponentów cyklicznych PKB *per capita* w krajach Europy Środkowo-Wschodniej i strefie euro

| Hipoteza | Polska | Czechy | Węgry | Słowacja |
|---|--------|----------|---------|----------|
| H_0 : cykl w strefie euro nie jest przyczyną cyklu w CEEC | 6,67* | 34,15*** | 18,33** | 10,01** |
| H_0 : cykl w CEEC nie jest przyczyną cyklu w strefie euro | 4,86 | 4,88 | 9,95 | 5,26 |

Uwaga: odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Wyniki testu przyczynowości, w połączeniu z wynikami testu słabej egzogeniczności, wskazują we wszystkich przypadkach na mocną egzogeniczność strefy euro. Zarówno w długim, jak i krótkim okresie jej aktywność gospodarcza nie zależy od aktywności krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Sugeruje to, że współzależność cyklu Polski, Czech, Węgier i Słowacji z cyklem strefy euro ma charakter transmisji.

Tabela 7

Wyniki estymacji parametrów współzależności cykli krajów Europy Środkowo-Wschodniej i strefy euro

| Kraj | $\tilde{\beta}_{NCCF}$ | $H_0: \tilde{\beta}_{NCCF} = 1$ |
|----------|------------------------|---------------------------------|
| Polska | 0,49** | 6,05*** |
| Czechy | 0,84*** | 0,35 |
| Węgry | 1,18*** | 0,32 |
| Słowacja | 1,11** | 0,02 |

Uwagi:

Wyniki otrzymano za pomocą estymatora GMM.

Odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Wyniki estymacji przedstawione w tabeli 7 wskazują, że jedynie w przypadku Polski transmisja koniunktury ze strefy euro jest niepełna, czyli parametr współzależności (ang. *codependence parameter*) jest istotnie niższy od jedności (0,49). W pozostałych przypadkach nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o pełnej transmisji.

6. Podsumowanie

W artykule przedstawiono wyniki łącznego testu konwergencji realnej i cyklicznej państw Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro. Otrzymane rezultaty wskazują na istnienie długookresowej relacji między gospodarkami, jednak tylko po uwzględnieniu endogenicznie wyznaczonego załamania strukturalnego. We wszystkich przypadkach natura długookresowej zależności jest taka sama (aktywność w strefie euro wyznacza ścieżkę równowagi, do której dostosowują się gospodarki Polski, Czech, Węgier i Słowacji), a transmisja jest pełna (nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o długookresowej homogeniczności). Tempo dostosowania jest jednak różne. W przypadku Słowacji i Węgier w ciągu jednego kwartału następuje korekta niemal połowy odchylenia od długookresowej równowagi wyznaczonej przez strefę euro, w Czechach – około 30%, a w Polsce – zaledwie 15%. Tym samym niemal pełna transmisja szoków długookresowych (korekta 95% odchylenia od równowagi) zajmuje niecały rok na Słowacji i Węgrzech i ponad 2,5 roku w Polsce. Konieczność uwzględnienia załamania strukturalnego w relacji kointegrującej oznacza, że proces konwergencji realnej państw Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro był niejednorodny. Jego tempo było wyższe pod koniec próby (wyjątek stanowią Węgry, gdzie proces konwergencji realnej został zahamowany około 2006 r. przez kryzys finansów publicznych). Data załamania strukturalnego sugeruje, że przyspieszenie mogło się wiązać z uruchomieniem produkcji w zakładach powstałych w wyniku napływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych. Średnie tempo konwergencji (pod koniec próby) wynosiło od nieco powyżej 4% rocznie (1% kwartalnie) w przypadku Polski i Słowacji do nieco ponad 3% w przypadku Czech oraz (do 2006 r.) Węgier.

W żadnym z analizowanych przypadków nie można zweryfikować pozytywnie hipotezy o istnieniu wspólnego cyklu ze strefą euro. Istnieje jednak współzależność między krótkookresowymi komponentami aktywności gospodarczej, przyjmująca postać transmisji koniunktury ze strefy

euro do państw Europy Środkowo-Wschodniej. Średnie opóźnienie transmisji wynosi jeden kwartał. We wszystkich krajach oprócz Polski przeniesienie koniunktury jest pełne.

Interpretacja wyników testu wspólnego trendu i wspólnego cyklu państw Europy Środkowo-Wschodniej ze strefą euro w kontekście optymalności wspólnego obszaru walutowego nie jest jednoznaczna. Zarówno w krótkim, jak i w długim okresie istnieje zależność między aktywnością gospodarczą w analizowanych krajach i strefie euro. Jest ona jednak rezultatem transmisji, nie zaś symetrii szoków dotyczących gospodarki. Ze względu na opóźnienia w mechanizmie przenoszenia szoków zewnętrznych do państw Europy Środkowo-Wschodniej polityka pieniężna Europejskiego Banku Centralnego w ich przypadku może się okazać suboptymalna. Co więcej, biorąc pod uwagę zróżnicowanie poziomów PKB *per capita* z końca próby (pierwszy kwartał 2010 r.) oraz oszacowane tempo konwergencji, średni poziom rozwoju gospodarczego strefy euro Czechy i Słowacja osiągną za około 20 lat, a Polska za około 28 lat¹ (Węgry od 2006 r. doświadczały realnej dywergencji względem strefy euro). Zróżnicowanie poziomu zamożności między krajami uważa się za jedną z głównych determinant dysproporcji między ich strukturami gospodarczymi, w tym strukturą konsumpcji i handlu zagranicznego (tzw. hipoteza Lindera (1961)). Dysproporcje strukturalne zwiększają z kolei prawdopodobieństwo asymetrii szoków dotyczących gospodarki (Kenen 1969). W przypadku struktury spożycia prywatnego wynika to z różnej elastyczności dochodowej poszczególnych składowych koszyka konsumpcji. Ich procentowy udział w przeciętnym koszyku określa zatem siłę reakcji konsumentów w danym kraju na szoki dochodowe. Z kolei podobny poziom zamożności implikuje większy udział handlu wewnątrzgałęziowego między krajami, w szczególności poziomego, który prowadzi do upodobnienia struktury produkcji i przez to staje się kanałem transmisji szoków. Mniejszy jest natomiast udział handlu międzygałęziowego, który wzmacnia specjalizację krajów zgodnie z ich przewagami komparatywnymi i tym samym prowadzi do dywergencji strukturalnej (Fidrmuc 2004). Ze względu na relatywnie długi oszacowany okres potrzebny do osiągnięcia pełnej konwergencji względem strefy euro problem asymetryczności szoków dotyczących państwa Europy Środkowo-Wschodniej może się zatem okazać długotrwały i bardzo kosztowny w przypadku przyjęcia przez nie wspólnej waluty.

Bibliografia

- Anderson T. (1984), *An introduction to multivariate statistical analysis*, Wiley, New York.
- Bernard A., Durlauf S. (1995), Convergence in international output, *Journal of Applied Econometrics*, 10(2), 97–108.
- Bernard A., Durlauf S. (1996), Interpreting tests of the convergence hypothesis, *Journal of Econometrics*, 71(1–2), 161–173.

¹ Szacunki te można uznać za optymistyczne, ponieważ opierają się na założeniu, że tempo konwergencji realnej jest stałe w czasie. Zgodnie z neoklasycznym modelem wzrostu gospodarczego konwergencja jako proces jest jednak zjawiskiem nieliniowym i jej tempo maleje w miarę akumulacji kapitału, co wynika z założenia o jego malejącej krańcowej produktywności. Nieliniowy charakter procesu doganiania przetestowano w badaniu dzięki uwzględnieniu załamania strukturalnego w relacji kointegrującej. W żadnym z analizowanych przypadków wyniki nie wskazują jednak na obniżenie tempa konwergencji pod koniec próby (realną dywergencję gospodarki węgierskiej od 2006 r. można tłumaczyć potencjalnie przejściowymi czynnikami wewnętrznymi).

- Böwer U., Guillemineau C. (2006), *Determinants of business cycle synchronization across euro area countries*, ECB Working Paper Series, 587.
- Carlino G., Mills L. (1993), *Testing neoclassical convergence in regional incomes and earnings*, Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper Series, 22.
- Engle R., Kozicki S. (1993), Testing for common features, *Journal of Business and Economic Statistics*, 11(4), 369–380.
- Fidrmuc J. (2004), The endogeneity of the optimum currency area criteria, intra-industry trade and EMU enlargement, *Contemporary Economic Policy*, 22(1), 1–12.
- Friedman M. (1953), The case for flexible exchange rates, w: *Essays in positive economics*, University of Chicago Press, Chicago.
- Gonzalo J., Granger C. (1995), Estimation of common long-memory components in cointegrated systems, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(1), 27–35.
- Hansen L. (1982), Large sample properties of generalised method of moments estimators, *Econometrica*, 50(4), 1029–1054.
- Hecq A., Centoni M., Cubadda G. (2007), Common shocks, common dynamics, and the international business cycle, *Economic Modelling*, 24(1), 149–166.
- Islam N. (2003), What have we learnt from the convergence debate?, *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309–362.
- Kenen P. (1969), The theory of optimum currency area: an eclectic view, w: R. Mundell, A. Swoboda (red.), *Monetary problems of the international economy*, University of Chicago Press, Chicago.
- Konopczak K., Marczewski K. (2011), Why so different from other CEECs – Poland’s cyclical divergence from the euro area during the recent financial crisis, *Bank i Kredyt*, 42(2), 7–30.
- Linder S. (1961), *An essay on trade and transformation*, Wiley, New York.
- Lutkowski K. (2009), O charakterze korzyści i kosztów wejścia Polski do strefy euro, w: *Raport na temat korzyści i kosztów pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- McKinnon R. (1963), Optimum currency areas, *American Economic Review*, 53(4), 717–725.
- Mongelli F. (2002), *New views on the optimum currency area theory: what is EMU telling us?*, EBC Working Paper Series, 138.
- Mroczek W., Rubaszek M. (2003), *Determinanty polskiego handlu zagranicznego*, Materiały i Studia NBP, 161, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Mundell R. (1961), A theory of optimum currency areas, *American Economic Review*, 51(4), 657–665.
- Perron P. (1989), *Testing for a unit root in a time series with a changing mean*, Princeton University Department of Economics Econometric Research Program Paper Series, 347.
- Perron P. (1997), Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, 80(2), 355–385.
- Sławiński A. (2008), Znaczenie czynników ryzyka towarzyszących wchodzeniu Polski do ERM2 i do strefy euro, *Ekonomista*, 1, 33–50.
- Tavlas G. (1994), The theory of monetary integration, *Open Economies Review*, 5(2), 211–230.
- Tiao G., Tsay R. (1989), Model specification in multivariate time series (with discussion), *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 51, 157–213.
- Trenkler C., Saikkonen P., Lütkepohl H. (2006), *Testing for the cointegrating rank of a VAR process with level shift and trend break*, Humboldt University Sonderforschungsbereich Discussion Paper Series, 649.

- Vahid F., Engle R. (1993), Common trends and common cycles, *Journal of Applied Econometrics*, 8(4), 341–360.
- Vahid F., Engle R. (1997), Codependent cycles, *Journal of Econometrics*, 80(2), 199–221.
- Walters A. (1994), Walters critique, w: K. Matthews (red.), *The economics and politics of money: the selected essays of Alan Walters*, Elgar Publishing, London.
- Zivot E., Andrews D. (1992), Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251–270.

Economic convergence in the CEECs – common trends and common cycles with the euro area

Abstract

This paper applies the 'symmetry of shocks' OCA meta-criterion both to the short-run and long-run component of economic activity in the CEECs and the euro area, by employing tests developed by Engle and Kozicki (1993) and Vahid and Engle (1993). As of yet, the empirical literature in this field has neglected trend comovement, concentrating on business cycle synchrony. Long-run convergence is, however, an important factor influencing the balance of costs and benefits of monetary integration since it affects the structural characteristics of economies and, consequently, the probability of common shocks. The obtained results indicate that both long- and short-run relationship between the CEECs and the euro area take the form of transmission – not comovement. The propagation mechanism (in terms of speed and magnitude of the adjustment) of foreign shocks to the domestic economy is, however, diverse.

Keywords: real convergence, cyclical convergence, common trend test, common cycle test, optimal currency area theory, currency integration

