

Wpływ członkostwa w Unii Europejskiej na wzrost gospodarczy i realną konwergencję krajów Europy Środkowo-Wschodniej

Ryszard Rapacki*, Mariusz Próchniak*

Streszczenie

W artykule podejmujemy próbę odpowiedzi na pytanie, czy członkostwo w Unii Europejskiej przyczyniło się do przyspieszenia tempa wzrostu gospodarczego 11 krajów Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW-11), w tym – ich realnej konwergencji do poziomu rozwoju krajów Europy Zachodniej (UE-15). W pierwszej części badania dokonujemy weryfikacji hipotezy zbieżności ścieżek rozwojowych krajów EŚW-11 w stosunku do UE-15. Nasze ustalenia wskazują, że członkostwo w UE istotnie przyczyniło się do przyspieszenia tempa wzrostu gospodarczego krajów EŚW-11. Kraje te wykazywały wyraźną zbieżność poziomu dochodów w stosunku do UE-15. Proces konwergencji nabrał przyspieszenia po rozszerzeniu UE, jednak wyniki poszczególnych krajów w tym zakresie były dość zróżnicowane, częściowo wskutek globalnego kryzysu finansowego. W drugiej części badania przeprowadzamy ekonometryczną analizę czynników wzrostu gospodarczego w celu oceny wpływu zmiennych związanych z członkostwem w UE na dynamikę PKB krajów EŚW-11.

Słowa kluczowe: wzrost gospodarczy, konwergencja, zbieżność, Unia Europejska, rozszerzenie UE.

Klasyfikacja JEL: F21, F43, O16, O43, O52.

* Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.

1. Wprowadzenie

W 2014 r. minęła dekada od największego w historii Unii Europejskiej (UE) rozszerzenia, obejmującego obszar Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW). W 2004 r. członkami UE zostało osiem krajów EŚW, w 2007 r. dołączyły do nich kolejne dwa kraje – Bułgaria i Rumunia, a w 2013 r. – Chorwacja. Warto w związku z tym podjąć próbę oceny wpływu integracji europejskiej na wzrost gospodarczy nowych krajów członkowskich oraz na proces wyrównywania się poziomów dochodu wewnątrz ugrupowania integracyjnego, jakim jest Unia Europejska. Taka ocena wydaje nam się wskazana tym bardziej, że – jak wynika z analizy literatury teoretycznej i empirycznej – zjawisko realnej konwergencji (zbieżności) nie zachodzi automatycznie. Na przykład, według tradycyjnej teorii handlu zagranicznego (Viner, 1950) integracja gospodarcza prowadzi do realnej konwergencji w poziomie dochodów między krajami, natomiast niektóre nowsze teorie (Krugman, 1991) wskazują, że integracja może także powodować wzrost różnic w poziomie rozwoju. Podobne wnioski wynikają z nowych modeli endogenicznego wzrostu gospodarczego (Romer, 1986, 1990; Lucas 1988), w których występowanie konwergencji (zbieganie się ścieżek rozwojowych) między krajami nie zostało potwierdzone. Z badań empirycznych wynika, że tendencja do wyrównywania poziomów dochodu występuje zazwyczaj w ramach homogenicznych grup krajów, podczas gdy grupy bardziej zróżnicowane wykazują raczej tendencje dywergencyjne. Z kolei niektóre najnowsze analizy empiryczne dotyczące perspektyw konwergencji w UE sugerują, że na skutek niekorzystnych trendów demograficznych i starzejącego się społeczeństwa w najbliższym stuleciu może nastąpić trwałe odwrócenie się dotychczasowych tendencji i wejście na ścieżkę dywergencji dochodowej między nowymi a starymi członkami UE (Matkowski, Próchniak, Rapacki, 2013, 2014). Jak widać zatem, dyskusja na temat realnej konwergencji i skutków integracji nie została jeszcze zamknięta, a wiele kwestii jest nadal nierozstrzygniętych. Pozostawia to znaczną przestrzeń do analizy czynników powodujących konwergencję lub dywergencję w poziomie dochodów i badań empirycznych obejmujących różne grupy krajów i coraz dłuższe szeregi czasowe.

W artykule podejmujemy próbę odpowiedzi na pytanie, czy członkostwo w Unii Europejskiej przyczyniło się do przyspieszenia tempa wzrostu gospodarczego krajów Europy Środkowo-Wschodniej, w tym – ich realnej konwergencji do poziomu rozwoju krajów Europy Zachodniej (UE15). W tym celu dokonujemy weryfikacji hipotezy zbieżności ścieżek rozwojowych krajów EŚW w stosunku do UE15. Badamy także zależności między wybranymi zmiennymi makroekonomicznymi związanymi z rozszerzeniem UE a tempem wzrostu gospodarczego krajów EŚW. Analiza obejmuje okres 1995–2013. Niniejszy artykuł jest kontynuacją i rozszerzeniem naszych wcześniejszych badań w tym zakresie. W dwóch poprzednich pracach (Rapacki i Próchniak, 2009, 2010) badaliśmy wpływ rozsze-

rzenia UE na wzrost gospodarczy i realną konwergencję krajów Europy Środkowo-Wschodniej, uwzględniając przede wszystkim okres przedakcesyjny, a także stosując nieco inną metodę badawczą z odmiennym zestawem zmiennych objaśniających.

W literaturze ekonomicznej można znaleźć wiele badań oceniających efekty rozszerzenia Unii Europejskiej i analizujących zjawisko konwergencji w poziomie dochodów między krajami i regionami UE. Nie sposób ich oczywiście wszystkich wymienić¹. Wśród najnowszych prac empirycznych poświęconych realnej konwergencji w UE warto przywołać następujące pozycje: Growiec (2005); Schadler, Mody, Abiad, Leigh (2006); Michałek, Siwiński, Socha (2007); Soszyńska (2008); Wójcik (2008); European Commission (2009); Kołodko (2009); Liberda (2009); Rapacki (2009); Siwiński (2009); Wolszczak-Derlacz (2009); Batóg (2010); Halmai i Vásáry (2010); Adamczyk i Łojewska (2011); Tatomir i Alexe (2011); Kulhánek (2012); Stañisić (2012); Stawicka (2012); Walczak (2012); Grzelak i Kujaczyńska (2013); Dobrinsky i Havlik (2014). Większość z nich potwierdza tendencję do wyrównywania poziomów dochodu w badanych krajach i ich grupach. Począwszy od ostatniego globalnego kryzysu gospodarczego i kryzysu w strefie euro coraz częstsze są badania, których autorzy sugerują pojawienie się tendencji dywergencyjnych w Europie. Niektóre z tych badań potwierdzają występowanie dywergencji w poziomie dochodów na szczeblu regionalnym (Kurach, 2011; Głodowska, 2012; Herbst i Wójcik, 2012); inne z kolei wskazują na tendencje dywergencyjne w oparciu o hipotezę konwergencji klubowej lub w podgrupach krajów (Mucha, 2012; Borsi i Metiu, 2013; Monfort, Cuestas, Ordóñez, 2013); zaś jeszcze inne – jak już wcześniej wspomnieliśmy – zwracają uwagę na możliwość wystąpienia dywergencji w przyszłości jako konsekwencji niekorzystnych zmian demograficznych.

Jeśli chodzi o publikowane w polskiej literaturze ekonomicznej badania, w których autorzy próbują ocenić efekty rozszerzenia Unii Europejskiej (przy wykorzystaniu rozmaitych kryteriów i zmiennych), warto wymienić następujące pozycje: Hübner (2004); Szlachta (2004); Listkiewicz (2005); Kołodko (2007); Karpińska-Mizielnińska, Smuga, Echaust (2009); Brzozowski i Szarucki (2010). W ostatnich latach coraz liczniejsze są też analizy, których celem jest próba określenia skutków wprowadzenia euro w nowych krajach członkowskich UE (Belka, 2007; Borowski, 2009). Z kolei w zakresie identyfikacji czynników wzrostu gospodarczego nie spotkaliśmy jak dotąd w piśmiennictwie ekonomicznym badania, którego przedmiotem byłaby kompleksowa analiza determinant wzrostu gospodarczego całej grupy nowych państw członkowskich UE. Publikowane opracowania ograniczają

¹ Matkowski, Próchniak i Rapacki (2013) dokonują szczegółowego przeglądu najnowszych badań empirycznych prowadzonych w Polsce i za granicą dotyczących konwergencji dochodowej w UE.

się zazwyczaj do testowania jednego lub kilku czynników, uwzględniają odmiennie grupy krajów lub mają inny (zazwyczaj krótszy) horyzont czasowy (Liberda i Tokarski, 2004; Lubecki, 2004; Siwy, Adamczyk, Lubińska, Tarczyński, 2004; Welfe, Karp, Kęłowski, 2005; Rogut i Roszkowska, 2006; Zienkowski, 2007; Kumor, 2008; Sztudyinger, 2009). Przeglądając opublikowane wyniki badań w interesującym nas obszarze nie natrafiłszy jak dotąd na opracowanie, w którym autorzy próbowaliby analizować i kwantyfikować efekty rozszerzenia UE w taki sposób, jak zastosowany przez nas i przedstawiony w tym artykule.

Artykuł składa się z czterech punktów. W punkcie 2, następującym po wprowadzeniu, dokonujemy weryfikacji występowania zjawiska konwergencji (typu β i σ) krajów EŚW w stosunku do UE15. Punkt 3 przedstawia analizę korelacji i regresji i zawiera omówienie wyników ekonometrycznego testowania wpływu członkostwa w UE na wzrost gospodarczy państw Europy Środkowo-Wschodniej. W punkcie 4 zestawiamy najważniejsze ustalenia i wnioski.

2. Konwergencja poziomu dochodów krajów Europy Środkowo-Wschodniej w stosunku do Europy Zachodniej w okresie przed i po rozszerzeniu Unii Europejskiej

Pojęcie realnej konwergencji definiujemy jako tendencję do wyrównywania poziomów dochodu lub inaczej: rozwoju między krajami. W tym punkcie testujemy empirycznie hipotezę o występowaniu realnej konwergencji między 11 nowymi członkami UE z Europy Środkowo-Wschodniej (Bułgaria, Chorwacja, Czechy, Estonia, Litwa, Łotwa, Polska, Rumunia, Słowacja, Słowenia i Węgry – w dalszej części artykułu określanymi zamiennie skrótami EŚW lub UE11)² a dotychczasowymi krajami członkowskimi Wspólnoty (UE15).³

Nasza analiza jest oparta na neoklasycznych modelach wzrostu gospodarczego (Solow, 1956; Mankiw, Romer, Weil, 1992), które potwierdzają występowanie zjawiska realnej konwergencji, a ściślej mówiąc – warunkowej zbieżności typu β . Zbieżność taka ma miejsce wówczas, gdy kraje słabiej rozwinięte wykazują szybsze tempo wzrostu gospodarczego niż kraje wyżej rozwinięte. Jest ona warunko-

² W badaniu nie uwzględniamy Cypru i Malty, czyli krajów, które od 2004 r. są także członkami UE. Jako że nie są to były kraje socjalistyczne, ich proces konwergencji w stosunku do UE15 ma inne źródła i rządzi się odmiennymi mechanizmami aniżeli w przypadku krajów EŚW.

³ Niniejsza część analizy jest kontynuacją naszych wcześniejszych badań w tym zakresie. W ostatniej publikacji na ten temat (Matkowski i Próchniak, 2014) analizowana była konwergencja β i σ w grupie 26 krajów UE w okresie 1993–2013 (a więc w nieco dłuższym horyzoncie czasowym niż w tym opracowaniu), a ponadto – w przeciwieństwie do tego studium – uwzględnione tam dane za 2013 rok były w pełni szacunkowe.

wa, ponieważ występuje wtedy, kiedy wszystkie gospodarki dążą do tego samego stanu ustalonego albo inaczej: równowagi długookresowej (steady-state), czyli są homogeniczne. Gdyby kraje słabiej rozwinięte zawsze wykazywały szybsze tempo wzrostu gospodarczego, mielibyśmy do czynienia ze zbieżnością absolutną.

Gospodarki państw EŚW można uznać za względnie homogeniczne. Wynika to po pierwsze stąd, że w okresie transformacji systemowej kraje te wybrały podobny kierunek polityki społeczno-gospodarczej i reform strukturalnych, kształtowany przez wzorce pochodzące z Europy Zachodniej. Po drugie, perspektywa i faktyczne członkostwo w UE były dodatkowym elementem upodabniającym te kraje pod względem otoczenia instytucjonalnego, struktury gospodarki, kierunków wymiany handlowej i kapitałowej. Po trzecie, wszystkie państwa EŚW mają zbliżone możliwości korzystania z funduszy pomocowych płynących z UE. Można zatem założyć, iż wszyscy obecni członkowie rozszerzonej Unii Europejskiej dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej. Powinni zatem wykazywać tendencję do wyrównywania poziomów dochodu, jak sugerują m.in. neoklasyczne modele wzrostu gospodarczego. Zanikanie różnic w poziomie rozwoju jest dodatkowo wzmacniane formułowanymi celami polityki UE, mającej zapewnić zmniejszanie rozpiętości dochodowych między krajami i regionami rozszerzonej Unii.

Drugim sposobem pomiaru procesu doganiania jest zbieżność typu σ . Występuje ona, gdy różnice w poziomie dochodów między krajami maleją w czasie. Zróżnicowanie dochodów można mierzyć wariancją lub odchyleniem standardowym PKB *per capita*. W ujęciu teoretycznym konwergencja β jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym występowania konwergencji σ . Dlatego też warto jest analizować oba rodzaje zbieżności.

Aby zweryfikować hipotezę o występowaniu zbieżności absolutnej typu β , szacujemy następujące równanie:

$$\frac{1}{T} (\ln \text{PKB}_T - \ln \text{PKB}_0) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{PKB}_0 + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Zmienną objaśnianą jest średnie tempo wzrostu realnego PKB *per capita* między okresem T i 0, zmienną objaśniającą jest logarytm początkowego poziomu PKB *per capita*, zaś ε_t to składnik losowy. Ujemna i istotna statystycznie wartość parametru α_1 oznacza występowanie zbieżności β . W takim przypadku wartość współczynnika β , mierzącego szybkość konwergencji, można obliczyć ze wzoru (zob. np. Barro i Sala-i-Martin, 2003, s. 467):

$$\beta = -\frac{1}{T} \ln(1 + \alpha_1 T). \quad (2)$$

Oszacowanie współczynnika β pozwala skwantyfikować szybkość procesu konwergencji. Na przykład, przy $\beta = 2\%$ musiałoby minąć 35 lat, aby wchodzące w grę kraje – przy utrzymaniu dotychczasowego wzorca rozwoju – zmniejszyły o połowę dystans do swojego stanu ustalonego. Dzieje się tak dlatego, że czas, którego potrzebuje zmienna ze stałą ujemną stopą wzrostu do zmniejszenia swojej wartości o połowę, wynosi w przybliżeniu 70, podzielone przez stopę wzrostu wyrażoną w procentach: $70/2 = 35$ lat. Dokładniej rzecz biorąc, półokres wygasania (*half-life*, t^*) jest rozwiązaniem równania: $e^{-\beta t^*} = 0,5$, gdzie β jest stopą spadku (Romer, 2000, s. 41). Logarytmując powyższą formułę, uzyskujemy:

$$t^* = -\frac{\ln 0,5}{\beta} \approx -\frac{-0,6931}{\beta} = \frac{0,6931}{0,02} = 34,7 \text{ lat} \quad (3)$$

Aby zweryfikować hipotezę o występowaniu zbieżności σ , szacujemy linię trendu dla poziomów zróżnicowania dochodów między krajami:

$$\text{odch. stand.}(\ln \text{PKB}_t) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Zmienną objaśnianą jest odchylenie standardowe logarytmów PKB *per capita* w poszczególnych krajach, zmienną objaśniającą jest czas ($t = 1, \dots, 19$ dla okresu 1995–2013), zaś ε_t – tak jak poprzednio – to składnik losowy. Ujemna i istotna statystycznie wartość parametru α_1 oznacza występowanie zbieżności typu σ .

W obliczeniach zostały wykorzystane szeregi czasowe realnego PKB *per capita* według parytetu siły nabywczej (PSN, w \$) uzyskane z danych Międzynarodowego Funduszu Walutowego (IMF, 2014). Przy przeliczaniu nominalnego PKB *per capita* wg PSN (w cenach bieżących) na realny PKB *per capita* wg PSN (w cenach stałych) stosowaliśmy deflator PKB dla USA. Zagregowane dane dla dwóch grup krajów (UE11 i UE15) są średnimi ważonymi, uwzględniającymi różną wielkość gospodarek, a wagami są liczby ludności poszczególnych krajów w kolejnych latach.

Przesłanką występowania konwergencji krajów EŚW w stosunku do grupy UE15 jest oddziaływanie wielu czynników, m.in. podobny poziom rozwoju i zbliżona struktura gospodarek, analogiczny kierunek przeprowadzanych reform systemowych, wzajemna współpraca gospodarcza oraz liberalizacja wymiany handlowej i zniesienie ograniczeń w przepływie czynników wytwórczych (w tym pracy i kapitału) między krajami. Konwergencja była wzmocniana przez politykę strukturalną i regionalną UE nastawioną na zmniejszanie różnic w poziomie rozwoju. Pomoc finansowa była głównie kierowana do biedniejszych krajów i regionów, co prowadziło do przyspieszenia ich wzrostu gospodarczego. Powyższe czynniki sprzyjały procesowi wyrównywania się poziomu dochodu państw EŚW względem Europy Zachodniej zarówno w okresie przedakcesyjnym, jak i po wstąpieniu nowych państw członkowskich do Unii, chociaż siła oddziaływania tych czynników

i efekty w postaci tempa zbieżności mogą być różne w poszczególnych latach i krajach.

W badaniu oceniamy tempo zbieżności w całym analizowanym okresie, a także próbujemy określić, jak dynamika procesu konwergencji zmieniała się w czasie. W tym celu badany okres dzielimy na dwa identyczne co do długości podokresy: 1995–2004, czyli lata poprzedzające rozszerzenie UE, oraz 2004–2013, tj. okres członkostwa ośmiu krajów EŚW w Unii Europejskiej. Gdyby konwergencja przed rozszerzeniem UE była szybsza niż w następnym podokresie, oznaczałoby to, że kotwica integracyjna zaczęła skutecznie działać jeszcze przed oficjalnym rozszerzeniem Wspólnoty i że krajom EŚW udało się zdyskontować część korzyści z integracji już w okresie przedakcesyjnym.

Tabela 1 i rysunek 1 przedstawiają wyniki analizy konwergencji typu β krajów Europy Środkowo-Wschodniej do Europy Zachodniej. Zbieżność analizowana jest zarówno między 26 krajami UE, jak i między dwoma regionami obejmującymi obszar UE11 i UE15. W tabeli pokazane są wyniki estymacji równania regresji (1) wraz z szacunkami współczynników szybkości procesu zbieżności obliczonymi według wzoru (2) oraz wartościami półokresu wygasania według wzoru (3). Konwergencja β występuje (odpowieź „tak” w tabeli), jeżeli tempo wzrostu gospodarczego jest ujemnie i istotnie statystycznie zależne od początkowego poziomu dochodu. Dzieje się tak, gdy ocena parametru α_1 jest ujemna, a odpowiadająca jej wartość p wynosi mniej niż 0,1 (przy przyjęciu 10-procentowego poziomu istotności).

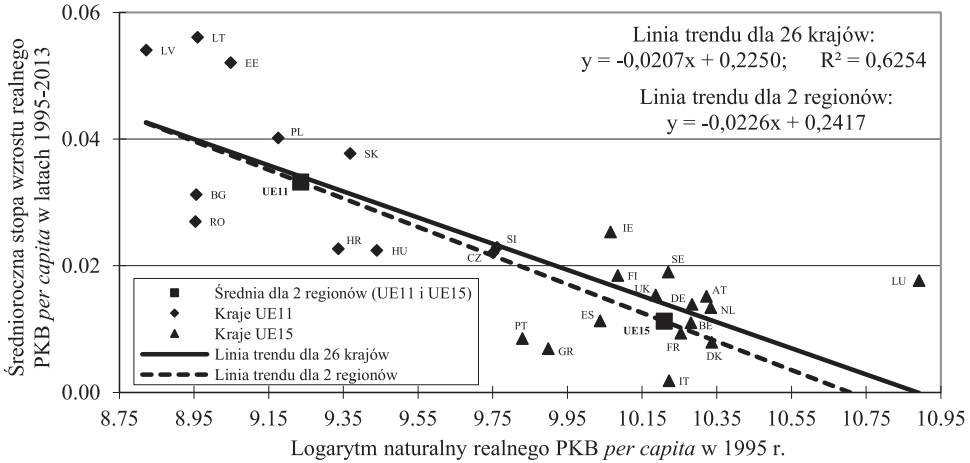
Tabela 1 Wyniki oszacowań równań regresji dla zbieżności typu β w krajach Unii Europejskiej

Zmienna/ statystyka	26 krajów rozszerzonej UE			2 regiony (UE11 i UE15)		
	1995-2013	1995-2004	2004-2013	1995-2013	1995-2004	2004-2013
ln PKB (0)	-0,0207	-0,0189	-0,0253	-0,0226	-0,0189	-0,0316
Statystyka t	-6,33	-3,73	-4,99	.	.	.
Wartość p	0,000	0,001	0,000	.	.	.
Stała	0,2250	0,2196	0,2663	0,2417	0,2130	0,3311
Statystyka t	7,02	4,41	5,20	.	.	.
Wartość p	0,000	0,000	0,000	.	.	.
N	26	26	26	2	2	2
R^2	63%	37%	51%	100%	100%	100%
Konwergencja β	tak	tak	tak	tak	tak	tak
Współczynnik β	2,1%	1,9%	2,6%	2,3%	1,9%	3,2%
Półokres wygasania (w latach)	33	36	27	30	36	22

Zmienna objaśniana: tempo wzrostu realnego PKB per capita wg PSN.

Źródło: Obliczenia własne.

Rysunek 1 Konwergencja typu β w krajach Unii Europejskiej



Źródło: Obliczenia własne.

Uzyskane wyniki potwierdzają występowanie wyraźnej konwergencji dochodowej krajów UE11 do UE15 w całym okresie 1995-2013. Zbieżność występowała zarówno w przekroju indywidualnym, tj. wśród 26 krajów badanej grupy, jak i w ujęciu zagregowanym – między dwoma obszarami UE11 i UE15. Dla 26 krajów rozszerzonej UE nachylenie linii regresji jest ujemne z wartością statystyki t -studenta na poziomie $-6,33$, wartością p równą $0,000$ oraz współczynnikiem determinacji 63% . Oznacza to, że kraje o niższym poziomie dochodu w 1995 r. (UE11) wykazywały – przeciętnie biorąc – szybsze tempo wzrostu gospodarczego w latach 1995-2013 niż kraje początkowo wyżej rozwinięte (UE15).

Występowanie konwergencji β w okresie 1995-2013 w grupie 26 krajów UE zostało zilustrowane na rysunku 1. Jak widać, punkty reprezentujące państwa UE11 są położone w lewym górnym rogu, zaś punkty dotyczące krajów UE15 znajdują się w prawym dolnym rogu. Oznacza to, że kraje UE11 wykazały szybsze tempo wzrostu gospodarczego w latach 1995-2013 przy początkowym niższym poziomie dochodu. Analiza rysunku pokazuje, iż rozproszenie punktów reprezentujących poszczególne państwa nie jest duże względem ujemnie nachylonej linii trendu. Przekłada się to na relatywnie wysoką wartość współczynnika determinacji na poziomie 63% . A zatem, różnice w początkowym poziomie dochodu pozwalają wyjaśnić prawie $\frac{2}{3}$ zróżnicowania tempa wzrostu gospodarczego w latach 1995-2013.

Wśród krajów badanej grupy najszybszym tempem wzrostu gospodarczego charakteryzowały się republiki bałtyckie. Litwa, Łotwa i Estonia wykazały w latach 1995-2013 wzrost gospodarczy na poziomie około 5% średniorocznie przy stosunkowo niskim początkowym poziomie dochodu. Wyniki uzyskane przez kraje bałtyckie wzmocniły tendencję do konwergencji w całej grupie. Korzystnie na

tle innych krajów wypada też Polska, która pod względem tempa wzrostu gospodarczego zajmowała czwarte miejsce wśród 26 państw UE. Przy jednoczesnym relatywnie niskim poziomie rozwoju naszego kraju w 1995 r. wzmocniło to tendencje konwergencyjne w całej grupie państw EŚW. Na średnią opisującą przebieg procesu zbieżności krajów UE11 do Europy Zachodniej ujemnie wpłynęły wyniki uzyskane przez Rumunię i Bułgarię. Kraje te w 1995 r. wykazywały względnie niski poziom PKB *per capita* i jednocześnie osiągnęły dość wolny wzrost gospodarczy w całym okresie 1995-2013. W efekcie punkty reprezentujące te dwa państwa znajdują się wyraźnie poniżej linii trendu i przyczyniają się do zmniejszenia jej nachylenia. Równie wolny wzrost gospodarczy zanotowała Chorwacja, jednak jej początkowy poziom rozwoju był wyższy (w 1995 r. Chorwacja była bogatszym krajem niż Polska, kraje bałtyckie, Rumunia i Bułgaria).

Rysunek 1 pokazuje też istnienie pewnych różnic w przebiegu ścieżek wzrostu gospodarczego państw Europy Zachodniej. Dwa kraje: Irlandia, a zwłaszcza Luksemburg wykazały względnie szybki wzrost gospodarczy w porównaniu do początkowego poziomu dochodu, czego odzwierciedleniem jest ich położenie znacznie powyżej linii trendu. Sytuacja Luksemburga jest jednak nietypowa, gdyż kraj ten jako raj podatkowy swój wysoki poziom dochodu na mieszkańca i dużą jego dynamikę zawdzięcza m.in. temu, że wiele przedsiębiorstw – zwłaszcza z sektora finansowego i sektora wysokich technologii – jest zarejestrowanych na terenie tego państwa. Z kolei trzy kraje basenu Morza Śródziemnego: Włochy, Grecja i Portugalia zanotowały wolne tempo wzrostu gospodarczego. Jak widać zatem, ścieżki wzrostu gospodarczego poszczególnych państw UE11 i UE15 niejednokrotnie odbiegają od wyznaczonej linii trendu, którą należy tym samym interpretować w kategoriach uśrednionych dla całej grupy.

Dane zagregowane dla dwóch obszarów: UE11 i UE15 także potwierdzają występowanie zjawiska zbieżności w latach 1995-2013. Grupa UE11 jako całość wykazała szybsze tempo wzrostu gospodarczego niż obszar UE15 przy znacznie niższym początkowym poziomie dochodu.

Współczynniki β , mierzące szybkość procesu zbieżności, wynoszą 2,1% dla 26 krajów oraz 2,3% dla dwóch obszarów. Oznaczają one, że przy utrzymaniu się przeciętnej tendencji wzrostu gospodarczego z lat 1995-2013 kraje rozszerzonej UE będą potrzebowały około 30-35 lat do zmniejszenia o połowę odległości dzielącej je od wspólnego hipotetycznego stanu równowagi długookresowej (tzw. półokresy wygasania). Powyższe wyniki oznaczają umiarkowaną konwergencję krajów UE11 do Europy Zachodniej w skali całego okresu 1995-2013. Jak się jednak okaże w dalszej części artykułu, niestabilność procesu konwergencji w czasie i znaczne jej przyspieszenie po rozszerzeniu Unii wskazują, że – w scenariuszu optymistycznym – faktyczne tempo zbieżności może okazać się w przyszłości szybsze, niż wynika to z uśrednionych danych dla całego okresu, uwzględniających również lata przed rozszerzeniem UE.

Z drugiej jednak strony, do wyników naszych obliczeń należy podchodzić z odpowiednim dystansem, gdyż przyszłość jest bardzo niepewna; nasza symulacja nie uwzględnia m.in. niespodziewanych wstrząsów o charakterze wewnętrznym i zewnętrznym, które mogą wystąpić w poszczególnych krajach i zmienić ich ścieżki wzrostu gospodarczego. Szczególnie spektakularnym przykładem takiego wstrząsu był światowy kryzys gospodarczy, który negatywnie wpłynął na szybkość procesu konwergencji w ujęciu przeciętnym dla całej grupy. Doprowadził on bowiem do głębokiej recesji w krajach bałtyckich, które wykazywały niski poziom dochodu w 1995 r. i bardzo szybkie tempo wzrostu, zwłaszcza w latach 2000–2007, co wzmacniało proces zbieżności w skali całej grupy.

Jeżeli porównamy wyniki dla lat 1995–2004 i 2004–2013, to okazuje się, że zbieżność typu β wystąpiła w obu okresach, jednak po rozszerzeniu UE, tj. w latach 2004–2013, nastąpiło przyspieszenie tempa konwergencji. Związek między początkowym poziomem dochodu a tempem wzrostu gospodarczego jest ujemny i istotny statystycznie (wartości p poniżej 0,1) w obu okresach. Dotyczy to zarówno analizy obejmującej 26 krajów, jak i dwa obszary. O przyspieszeniu tempa konwergencji świadczą większe nachylenia linii trendu, a co za tym idzie – wyższe wartości współczynników β . Dla grupy UE26 współczynnik β wzrósł z 1,9% w latach 1995–2004 do 2,6% w latach 2004–2013, zaś dla dwóch obszarów zwiększył się on z 1,9% do 3,2% w analogicznym okresie.⁴

Przyspieszenie zjawiska doganiania wynikało z wielu czynników, m. in. z dalszej liberalizacji wymiany handlowej i kapitałowej, co skutkowało znaczną obniżką ceł oraz napływem bezpośrednich inwestycji zagranicznych i wzrostem znaczenia handlu zagranicznego, a także z liberalizacją (przynajmniej częściowej) rynków pracy, co doprowadziło do migracji siły roboczej z regionów i krajów o niższych stawkach płac do rejonów, w których zarobki są wyższe. Czynnikiem sprzyjającym zbieżności były także kontynuowane reformy strukturalne i instytucjonalne, przejawiające się zwiększeniem zakresu wolności gospodarczej, a także poprawą jakości i zwiększeniem przewidywalności prowadzonej polityki gospodarczej (zarówno fiskalnej i pieniężnej, jak i polityki strony podażowej). Dużą rolę w przyspieszeniu tempa konwergencji odegrały fundusze strukturalne UE, przeznaczone na rozwój biedniejszych krajów i regionów Wspólnoty. Napływ środków finansowych z Unii zintensyfikował się po wstąpieniu nowych krajów członkowskich do UE, przyczyniając się do przyspieszenia ich wzrostu gospodarczego. Widać to zwłaszcza na przykładzie Polski, największego w grupie UE11 beneficjenta funduszy unijnych z budżetu na lata 2007–2013. Strumień pieniędzy przekazywanych przez Unię w ramach różnych programów pomocowych (m.in. funduszy strukturalnych)

⁴ Próchniak i Witkowski (2013) stosują bardziej zaawansowane modele ekonometryczne, opierające się na bayesowskim uśrednianiu oszacowań, do analizy stabilności czasowej konwergencji warunkowej β w UE.

ralnych) pozytywnie wpłynął na dynamikę wzrostu polskiej gospodarki od strony popytowej i podażowej, dzięki czemu Polska osiągnęła stosunkowo dobre wyniki pod względem tempa wzrostu gospodarczego w ostatnich latach (np. była jedynym krajem UE, który uniknął recesji w trakcie ostatniego kryzysu globalnego). Budżet Unii na lata 2014–2020, przewidujący kontynuację dużego napływu funduszy strukturalnych do nowych krajów członkowskich, można uznać za jeden z czynników sprzyjających utrzymaniu się szybkiego tempa konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej do Europy Zachodniej w najbliższych latach.

W następnym punkcie artykułu dokonamy oceny i kwantyfikacji siły oddziaływania niektórych powyższych zmiennych związanych z członkostwem w UE na tempo wzrostu gospodarczego krajów EŚW. Wcześniej jednak przeprowadzimy ocenę zbieżności typu σ krajów UE, aby uzyskać kompletny obraz zjawiska konwergencji.

Konwergencję σ mierzymy zmianami odchylenia standardowego logarytmów naturalnych PKB *per capita* między 26 krajami UE, a także między dwoma obszarami UE11 i UE15. Wyniki estymacji linii trendu dla odchyłeń standardowych są przedstawione w tabeli 2 i na rysunku 2.

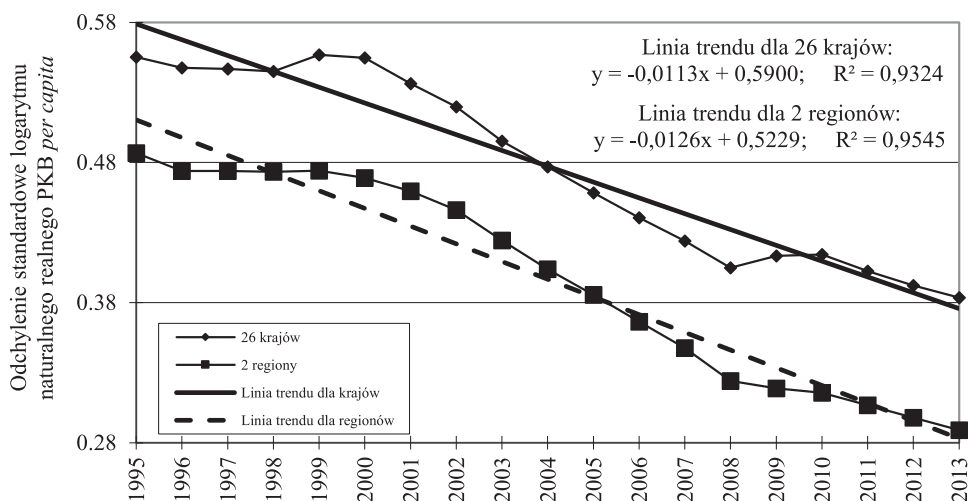
Tabela 2 Wyniki oszacowań równań regresji dla zbieżności typu σ w krajach Unii Europejskiej

Zmienna/ statystyka	26 krajów rozszerzonej UE			2 regiony (UE11 i UE15)		
	1995-2013	1995-2004	2004-2013	1995-2013	1995-2004	2004-2013
Czas	-0,0113	-0,0075	-0,0092	-0,0126	-0,0078	-0,0124
Statystyka <i>t</i>	-15,31	-4,09	-7,82	-18,88	-5,75	-11,37
Wartość <i>p</i>	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000
Stała	0,5900	0,5746	0,4715	0,5229	0,5012	0,4038
Statystyka <i>t</i>	70,23	50,59	64,80	68,61	59,89	59,62
Wartość <i>p</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
N	19	10	10	19	10	10
<i>R</i> ²	93%	68%	88%	95%	81%	94%
Konwergencja σ	tak	tak	tak	tak	tak	tak

Zmienna objaśniana: Odchylenie standardowe logarytmu naturalnego realnego PKB per capita wg PSN.

Źródło: Obliczenia własne.

Rysunek 2 Konwergencja typu σ w krajach Unii Europejskiej



Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki pokazują, iż we wszystkich badanych przedziałach czasowych występowała zbieżność typu σ zarówno wśród 26 krajów UE, jak i między obszarem UE11 a UE15. Nachylenia wszystkich szacowanych linii trendu są ujemne i istotnie statystycznie przy bardzo wysokich poziomach istotności (z wartościami p nie przekraczającymi 0,01). Wysokie wartości współczynników determinacji pokazują bardzo dobre dopasowanie punktów empirycznych do linii trendu. Jak widać z rysunku 2, zróżnicowanie dochodów między nowymi i dotychczasowymi członkami UE wykazywało, ogólnie biorąc, tendencję malejącą. Najbardziej widoczne i systematyczne zmniejszanie się różnic dochodowych wystąpiło po 2000 r. Niemniej jednak, w latach 2009–2010 – na skutek kryzysu gospodarczego i osłabienia tempa wzrostu PKB wielu dotychczas szybko rozwijających się krajów – różnice dochodowe wśród 26 państw badanej grupy wzrosły, chociaż dane uśrednione dla 2 obszarów tego nie potwierdzają.

Oceniając dynamikę zmniejszania rozpiętości dochodowych w kategoriach skutków integracji w ramach Unii Europejskiej możemy stwierdzić, iż członkostwo w UE przyczyniło się do zmniejszenia różnic w poziomie dochodów między krajami. W latach dziewięćdziesiątych XX w., kiedy perspektywy wejścia do Unii były jeszcze odległe, dysproporcje rozwojowe między badanymi krajami utrzymywały się z grubsza na stałym poziomie. Dopiero bliski termin wejścia do Unii i sama akcesja spowodowały pojawienie się tendencji do zmniejszania różnic w poziomie dochodów między krajami członkowskimi.

Bardziej pogłębiona analiza uzyskanych wyników, a zwłaszcza treści rysunku 2, wskazuje, że zbieżność nie jest zjawiskiem automatycznym. Można na jej podstawie dojść do wniosku, iż proces zmniejszania dysproporcji rozwojowych

nie musi się w przyszłości utrzymać, a nawet mogą pojawić się tendencje dywergencyjne. Dlatego też niezmiernie ważne jest prowadzenie odpowiedniej polityki gospodarczej (obejmującej nie tylko politykę fiskalną i pieniężną, ale także reformy otoczenia instytucjonalnego rynku), która będzie czynnikiem podtrzymującym procesy wyrównywania się poziomu dochodów między krajami Unii Europejskiej. Przy właściwej polityce i sprzyjającym otoczeniu zewnętrznym można oczekiwać, że najbliższe lata przyniosą dalsze zmniejszanie się różnic dochodowych i przyspieszą konwergencję krajów UE11 do UE15.

3. Wpływ zmiennych związanych z członkostwem w Unii Europejskiej na tempo wzrostu gospodarczego krajów Europy Środkowo-Wschodniej

Pierwsza część analizy wykazała, że w latach 1995–2013 kraje EŚW osiągnęły przeciętnie szybsze tempo wzrostu gospodarczego niż kraje UE15. W świetle tych wyników nasuwa się następujące pytanie: „Czy szybszy wzrost gospodarczy krajów EŚW wynikał jedynie z czystego mechanizmu konwergencji (będącego skutkiem różnic w krańcowej produktywności czynników wytwórczych), czy był stymulowany także innymi czynnikami? ”. Jednym z takich potencjalnych źródeł szybszego wzrostu PKB jest członkostwo w Unii Europejskiej. Wpływ członkostwa w UE na wzrost gospodarczy państw EŚW może dokonywać się kilkoma kanałami. Pierwszy z nich obejmuje działania UE mające na celu przyspieszenie reform strukturalnych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej oraz zmianę ich otoczenia instytucjonalnego. Drugi kanał wynika z polityki UE mającej bezpośrednio na celu zmniejszenie różnic w poziomie dochodów między krajami i regionami, polegającej na transferze środków pieniężnych w ramach funduszy pomocowych. Trzeci kanał wiąże się ze zwiększeniem swobody przepływu czynników wytwórczych (kapitału i pracy) oraz dóbr i usług, czego odzwierciedleniem jest m.in. znaczący wzrost wymiany handlowej i kapitałowej wewnątrz analizowanego ugrupowania integracyjnego.

W tej części badania dokonujemy empirycznej weryfikacji hipotezy, że członkostwo w UE przyczyniło się istotnie do przyspieszenia tempa wzrostu gospodarczego krajów EŚW, w tym do ich realnej konwergencji w stosunku do Europy Zachodniej.⁵ Do tego celu wykorzystujemy analizę korelacji i regresji. Analiza korelacji pozwala na wstępną weryfikację istotności i dalszej przydatności poszczególnych zmiennych objaśniających, będących czynnikami wzrostu gospodarczego. Natomiast w ramach analizy regresji, której celem jest bezpośrednia weryfikacja hipotez badawczych, budujemy empiryczne modele wzrostu gospodarczego (równania regresji wielora-

⁵ Grupa krajów EŚW nie obejmuje w tej części badania Chorwacji, ze względu na zbyt krótki okres jej członkostwa w UE.

kiej). W równaniach tych tempo wzrostu PKB jest uzależnione od wielu zmiennych, obejmujących zarówno czynniki związane z członkostwem w UE, jak i pozostałe zmienne kontrolne. Jeśli zmienne związane z członkostwem w UE okażą się istotne statystycznie, to badanie ilościowe pozwoli potwierdzić, że Unia przyczyniła się do przyspieszenia tempa wzrostu gospodarczego krajów EŚW. W analizie uwzględniamy wiele wariantów modelu w celu uzyskania stabilności i odporności wyników na zmiany specyfikacji zestawu zmiennych objaśniających. Pozwala to na traktowanie wniosków jako miarodajnych.

Tabela 3 Zestaw zmiennych objaśniających

Lp.	Nazwa	Opis	Źródło	Statystyki opisowe dla krajów UE10		
				Średnia	5. centyl	95. centyl
Zmienne kontrolne						
1	gdpinitial	PKB per capita według parytetu siły nabywczej (w cenach stałych, logarytm naturalny)	MFW	9,50	8,90	10,11
2	inv	Inwestycje (% PKB)	MFW, WDI	25,24	19,21	32,04
3	school_tot	Przeciętna liczba lat nauki ludności w wieku powyżej 15 lat	BL	10,64	9,31	12,27
4	school_ter	Osoby z wykształceniem wyższym (% ludności w wieku powyżej 15 lat)	BL	8,53	4,82	14,31
5	human_cap	Wskaźnik kapitału ludzkiego obliczony na podstawie liczby lat nauki i efektów edukacji	PWT	3,07	2,80	3,41
6	edu_exp	Wydatki na edukację (% DNB)	WDI	4,61	3,21	5,63
7	life	Oczekiwana długość życia (w latach, logarytm naturalny)	WDI	4,29	4,25	4,35
8	gov_bal	Saldo sektora finansów publicznych (% PKB)	MFW	-2,86	-5,76	1,34
9	gov_rev	Dochody sektora finansów publicznych (% PKB)	MFW	36,91	28,84	44,47
10	gov_cons	Wydatki konsumpcyjne państwa (% PKB)	PWT	26,57	18,25	33,34
11	infl	Stopa inflacji (%)	MFW, WDI	12,07	1,89	32,76
12	cred	Roczna zmiana (w punktach procentowych) wielkości kredytu krajowego udzielonego przez sektor bankowy wyrażonego w % PKB	WDI	2,07	-4,78	8,59
13	serv	Wartość dodana w usługach (% PKB)	WDI	62,55	51,85	73,29
14	fert	Stopa płodności (liczba urodzeń na 1 kobietę, logarytm naturalny)	WDI	0,28	0,16	0,44

15	pop_15_64	Ludność w wieku 15-64 lat (% ludności ogółem)	WDI	68,85	66,40	71,32
16	pop_gr	Tempo wzrostu liczby ludności (%)	MFW, WDI	-0,36	-1,36	0,42
17	crisis	Zmienna zero-jedynkowa związana z kryzysem globalnym (wartość 1 dla podokresów obejmujących 2009 r.)	.	0,33	0,00	1,00

Zmienne związane z członkostwem w Unii Europejskiej

18	econfree_hf	Wskaźnik wolności gospodarczej Heritage Foundation (skala od 0 do 100)	HF	63,54	50,30	75,74
19	econfree_fi	Wskaźnik wolności gospodarczej Fraser Institute (skala od 0 do 10)	FI	6,84	5,50	7,77
20	wgi	Wskaźnik jakości rządów Banku Światowego (<i>worldwide governance indicator</i> , skala od -2,5 do +2,5)	WGI	0,62	-0,04	1,01
21	tran_ebrd	Wskaźnik postępów w transformacji EBOR (skala od 1 do 4,3)	EBOR	3,70	3,27	4,03
22	eu_fund	Napływ funduszy europejskich (wydatki ogółem z budżetu UE przeznaczone dla poszczególnych krajów członkowskich) (% PKB)	EC1, EC2, Eurostat	1,84	0,25	4,58
23	delta_open	Przyrost (w punktach proc.) wskaźnika otwartości gospodarki wyrażonego w % PKB: $\Delta(\text{eksport} + \text{import})/\text{PKB}$	WDI	11,54	-11,21	36,07
24	fdi	Napływ netto bezpośrednich inwestycji zagranicznych (% PKB)	WDI	5,87	1,79	17,69

Źródło: IMF, *World Economic Outlook Database* (www.imf.org) [MFW]; World Bank, *World Development Indicators Database* (databank.worldbank.org) [WDI]; Barro R.J., Lee J.-W., *Education Statistics Database* (databank.worldbank.org) [BL]; Feenstra R.C., Inklaar R., Timmer M.P. (2013), *The Next Generation of the Penn World Table* (www.ggdc.net/pwt) [PWT]; Heritage Foundation, *Index of Economic Freedom Database* (www.heritage.org/index/) [HF]; Fraser Institute, *Economic Freedom of the World Database* (www.freetheworld.com) [FI]; World Bank, *Worldwide Governance Indicators Database* (databank.worldbank.org) [WGI]; EBRD, *Economic Research and Data* (www.ebrd.com) [EBOR]; European Commission, *Financial Programming and Budget* (ec.europa.eu/budget/figures/interactive/index_en.cfm) [EC1]; European Commission, *EU Budget 2008 Financial Report*, Annex 4, s. 91-105 (ec.europa.eu/regional_policy/impact/evaluation/data_en.cfm) [EC2]; Eurostat, *Database* (epp.eurostat.ec.europa.eu) [Eurostat].

Zmienną objaśnianą jest tempo wzrostu realnego PKB *per capita* wg PSN. Natomiast zmienne objaśniające zostały podzielone na dwie grupy. W pierwszej grupie znajdują się te czynniki wzrostu gospodarczego, które występują w równaniach regresji w charakterze zmiennych kontrolnych. Zadaniem takich zmiennych jest uwzględnienie faktu, że źródła wzrostu gospodarczego mają charakter wielowymiarowy i trudno jest analizować oddzielnie pojedyncze czynniki wzrostu. Wręcz przeciwnie, do równań regresji należy wprowadzić wiele zmiennych, które w mniej lub bardziej bezpośredni sposób wpływają na dynamikę produkcji.

W niniejszym badaniu zostało uwzględnionych 17 zmiennych kontrolnych. Ich listę wraz z podstawowymi statystykami opisowymi przedstawia górna część tabeli 3. Zmienne kontrolne można pogrupować w kilka kategorii tematycznych, obejmujących m.in. inwestycje (w kapitał rzeczowy), kapitał ludzki, politykę fiskalną (budżet państwa), politykę pieniężną, strukturę gospodarki oraz sytuację demograficzną. Są to obszary, które odgrywają kluczową rolę jako determinanty tempa wzrostu gospodarczego. Dodatkowo, w grupie zmiennych kontrolnych znajduje się zmienna zero-jedynkowa, która jest związana z globalnym kryzysem ekonomiczno-finansowym. Zmienna ta przyjmuje wartość 1 dla okresów uwzględniających rok 2009 oraz wartość 0 dla pozostałych podokresów. Pozwala ona ocenić siłę, z jaką ostatni kryzys globalny przyczynił się do osłabienia tempa wzrostu gospodarczego badanych krajów.⁶

Wybór zmiennych kontrolnych do analizy jest oparty na teorii ekonomii i przeglądzie innych badań empirycznych z tego zakresu. Niemniej jednak, jest on zawsze pewnego rodzaju kompromisem między ograniczoną liczbą potencjalnych czynników wzrostu gospodarczego a kompletnością modelu. Zdając sobie sprawę, iż zbiór zmiennych wpływających bezpośrednio lub pośrednio na dynamikę produkcji jest praktycznie nieograniczony, w badaniach empirycznych trzeba ten zbiór zawęzić do racjonalnego zakresu. W analizach, których celem jest wielowymiarowe określenie najważniejszych determinant dynamiki produkcji, bada się kilkanaście lub kilkadziesiąt potencjalnych czynników wzrostu gospodarczego.⁷ W niniejszym badaniu, którego celem nie jest jak najpełniejsze określenie źródeł wzrostu gospodarczego, lecz skoncentrowanie się na wpływie kilku zmiennych związanych z członkostwem w UE, uwzględnienie tak dużego zbioru danych nie jest konieczne. W efekcie zbiór ten został zredukowany do najważniejszych (naszym zdaniem) obszarów determinujących dynamikę PKB, a w ich ramach do najważniejszych zmiennych, które można traktować w kategoriach determinant tempa wzrostu gospodarczego. Do drugiej grupy należą zmienne związane z członkostwem w Unii Europejskiej. Testujemy tu 6 zmiennych reprezentujących następujące obszary: (a) wolność gospodarcza, (b) jakość rządów, (c) postęp reform rynkowych (inaczej: strukturalnych), (d) fundusze europejskie, (e) handel zagraniczny, (f) inwestycje zagraniczne. Dokładną listę tych zmiennych, wraz z podstawowymi statystykami opisowymi, przedstawia dolna część tablicy 3.

⁶ Podobne ujęcie zastosowali Dobrinsky i Havlik (2014) w badaniu konwergencji warunkowej 27 krajów UE, wprowadzając do modeli zmienne zero-jedynkowe dotyczące lat 2008 i 2009, a w niektórych modelach także roku 2011.

⁷ Niektóre metody ekonometryczne są nawet specjalnie przeznaczone do badania dużego zbioru zmiennych objaśniających. Na przykład, Sala-i-Martin, Doppelhofer, Miller (2004) za pomocą bayesowskiego uśredniania oszacowań analizują ponad 60 czynników wzrostu gospodarczego. Dużą liczbę zmiennych można znaleźć w niektórych innych opracowaniach – zob. np. Moral-Benito (2010).

Zakres wolności gospodarczej jest mierzony za pomocą wskaźników wolności gospodarczej pochodzących z Heritage Foundation i Fraser Institute. Jakość rządów odzwierciedla wskaźnik *worldwide governance indicator* z Banku Światowego (obliczony przez autorów jako średnia arytmetyczna poszczególnych zmiennych składowych). Z kolei postęp reform rynkowych mierzony jest wskaźnikiem postępów w transformacji, obliczonym przez autorów jako średnia arytmetyczna ocen postępów w transformacji w poszczególnych dziedzinach uwzględnianych przez EBOR⁸. Zmienne te reprezentują kanał instytucjonalny, poprzez który członkostwo w UE wpływa na sytuację gospodarczą krajów EŚW.

Napływ funduszy europejskich jest mierzony wydatkami ogółem z budżetu UE przeznaczonymi dla poszczególnych krajów członkowskich. Zdając sobie sprawę, że jest to zmienna o szerokim zakresie tematycznym, obejmująca wiele kategorii wydatków, zdecydowaliśmy się na jej wybór, aby arbitralnie nie wykluczać niektórych strumieni pieniężnych pochodzących z UE. Ponadto, badanie traktujemy jako wstępny etap bardziej szczegółowej oceny wpływu poszczególnych rodzajów funduszy europejskich na tempo wzrostu gospodarczego. Warto też podkreślić, że zmienna ta jest liczona według tej samej metodologii dla wszystkich krajów w poszczególnych latach i w efekcie wyniki uzyskane na jej podstawie będą miarodajne⁹.

W przypadku handlu zagranicznego w analizie uwzględniamy zmianę (w punktach procentowych) wskaźnika otwartości gospodarki. Zdecydowaliśmy się na wybór dynamiki otwartości gospodarki, a nie jej absolutnego poziomu, gdyż zgodnie z teorią ekonomii, a także miarodajnymi badaniami empirycznymi, udział eksportu i importu w PKB zależy przede wszystkim od wielkości kraju. Kraje duże (np. Polska lub Rumunia) charakteryzują się zwykle mniejszymi udziałami eksportu i importu w PKB niż kraje małe (np. państwa bałtyckie). W efekcie wydaje nam się, iż z perspektywy teoretycznego modelu strukturalnego lepszą zmienną do analizy będą przyrosty wskaźnika otwartości gospodarki aniżeli jego absolutny poziom.

Zdajemy sobie sprawę, że wybrany przez nas zestaw zmiennych mierzących wpływ członkostwa w UE nie jest doskonały. Na przykład nie wiemy dokładnie, w jakim stopniu napływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych (BIZ), rozwój handlu zagranicznego, zwiększenie zakresu wolności gospodarczej i przyspieszenie reform rynkowych są efektami działania tzw. „kotwicy integracyjnej”, a na ile odzwierciedlają szersze zmiany dokonujące się w gospodarce światowej. Jednak

⁸ Od kilku lat EBOR nie publikuje danych dla Czech. W efekcie obliczenia wykorzystujące wskaźnik postępów w transformacji są wykonywane na niepełnej grupie krajów EŚW, nie uwzględniającej Czech.

⁹ Dane na temat wydatków z budżetu UE są dostępne od 2000 r. Publikowane statystyki za lata wcześniejsze nie obejmują wydatków w podziale na poszczególne kraje i dlatego nie mogą być uwzględnione w obliczeniach.

naszym zdaniem kotwica integracyjna związana z członkostwem w UE była ważnym czynnikiem stymulującym zmiany w tych obszarach. Pogląd ten podziela także wielu innych ekonomistów (zob. np. IMF, 2002, s. 102).

Niniejsza część analizy obejmuje 10 krajów Europy Środkowo-Wschodniej (bez Chorwacji) oraz okres 1995-2013. Wszystkie obliczenia zostały wykonane na średnich dla piętnastu 5-letnich, częściowo nakładających się podokresów: 1995-1999, 1996-2000, 1997-2001, ..., 2008-2012 i 2009-2013 (w przypadku braku danych za niektóre lata średnia obejmuje krótszy okres¹⁰). Uwzględnienie panelu kroczącego, czyli nakładających się podokresów, wynika z kilku powodów. Po pierwsze, w ten sposób unikamy arbitralnego dzielenia okresu objętego badaniem na krótsze podokresy. W efekcie wyniki są w mniejszym stopniu obciążone wpływem cykli koniunkturalnych oraz innych wahań nieregularnych wynikających z różnych szoków popytowych i podażowych o charakterze wewnętrznym i zewnętrznym. Po drugie, dysponujemy większą liczbą obserwacji dla poszczególnych krajów, dzięki czemu poprawiają się statystyczne właściwości uzyskanych wyników, a one same stają się bardziej miarodajne ekonomicznie. Po trzecie, uwzględnienie panelu kroczącego pozwoliło na wprowadzenie dość długich (5-letnich) podokresów i tym samym uzyskanie zależności o charakterze przynajmniej średniookresowym, co jest pożądaną cechą w empirycznych badaniach nad wzrostem gospodarczym.

Niniejsza część badania składa się z dwóch etapów. Pierwszy z nich ma charakter wstępny i polega na analizie współczynników korelacji między tempem wzrostu gospodarczego a poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi, wyszczególnionymi w tabeli 3. Analiza korelacji (a właściwie analiza regresji z jedną zmienną objaśniającą) jest często metodą niedocenianą w badaniach ilościowych, a taki jednoczynnikowy model dobrze pokazuje kierunek i siłę zależności między dwiema zmiennymi. Jest też przy tym wolny od zjawiska współliniowości, którego nie da się całkowicie wyeliminować w badaniach makroekonomicznych i tym samym występuje ono (choć z różną siłą) w wieloczynnikowych równaniach regresji.

Drugim etapem jest analiza regresji wielorakiej, gdzie badamy jednoczesny wpływ kilku zmiennych objaśniających na tempo wzrostu gospodarczego. W tym celu dokonujemy oszacowań następującego modelu regresji:

$$\Delta PKB_{it} = X_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

¹⁰ W przypadku braku pełnych danych statystycznych za wszystkie pięć lat, określony podokres uwzględniamy w naszych obliczeniach wówczas, gdy dysponujemy co najmniej trzema obserwacjami. Na przykład, jeśli dane o funduszach europejskich są dostępne od 2000 r., to pierwszą obserwacją uwzględnioną w obliczeniach dla tej zmiennej jest podokres 1998-2002.

Zmienną objaśnianą w równaniu (5), ΔPKB_{it} , jest tempo wzrostu PKB *per capita* wg PSN (w cenach stałych). X_{it} jest macierzą zmiennych objaśniających, wybranych ze zbioru opisanego w tabeli 3. α_i jest efektem indywidualnym dla i -tego kraju, zaś ε_{it} to składnik losowy. Równania regresji są szacowane za pomocą estymatora z efektami stałymi (*fixed effects*), co wynika z przeświadczenia ekonomicznego o możliwości wyodrębnienia pewnych stałych efektów indywidualnych dla poszczególnych krajów, przy czym efekty te (α_i) mogą być skorelowane z macierzą zmiennych objaśniających X_{it} .¹¹

Wyniki analizy korelacji są zawarte w tabeli 4. Wyniki te pokazują, że większość zmiennych charakteryzuje się istotną statystycznie korelacją z tempem wzrostu gospodarczego. W szczególności, wśród zmiennych kontrolnych nie będących bezpośrednim przedmiotem badania (czyli znajdujących się w górnej części tabeli 4), wszystkie charakteryzują się istotnym statystycznie (na poziomie istotności 10%) związkiem z tempem wzrostu gospodarczego (jedynie dla zmiennej *school_ter*, będącej jedną z miar kapitału ludzkiego, wartość p wynosi 0,156, co można w przybliżeniu traktować jako 15-procentowy poziom istotności). W efekcie, na podstawie analizy korelacji nie wykluczamy żadnej z 17 zmiennych kontrolnych i wszystkie zostaną uwzględnione w analizie regresji. Trzeba oczywiście wspomnieć, że o ile współczynniki korelacji są istotnie różne od zera, to jednak nie zawsze kierunek zależności (czyli znak współczynnika korelacji) jest zgodny z teorią ekonomii. Niejednokrotnie uzyskane zostały korelacje odwrotne do oczekiwanych. Wynika to przede wszystkim stąd, że dynamika produkcji zależy od wielu zmiennych i taki jednoczynnikowy model nie wyjaśnia w pełni zróżnicowania stóp wzrostu gospodarczego w czasie i między krajami. Dlatego potrzebna jest analiza regresji wielorakiej, będąca drugim etapem badania ekonometrycznego.

¹¹ Zastosowany sposób estymacji równania regresji nie jest jedynym możliwym rozwiązaniem. Na przykład, Dobrinsky i Havlik (2014) porównują wyniki konwergencji przy użyciu różnych estymatorów: klasycznej metody najmniejszych kwadratów, uogólnionej metody najmniejszych kwadratów i uogólnionej metody momentów.

Tabela 4. Korelacja zmiennych objaśniających z tempem wzrostu gospodarczego, kraje UE10

Zmienna	Współczynnik korelacji	Poziom istotności współczynnika korelacji (wartość <i>p</i>)	Liczba obserwacji
<i>Zmienne kontrolne</i>			
gdinitial	-0,48	0,000	150
inv	0,33	0,000	150
school_tot	-0,25	0,003	140
school_ter	0,12	0,156	140
human_cap	-0,27	0,001	150
edu_exp	0,15	0,066	150
life	-0,43	0,000	150
gov_bal	0,43	0,000	140
gov_rev	-0,36	0,000	140
gov_cons	0,30	0,000	150
infl	-0,23	0,005	150
cred	0,46	0,000	147
serv	0,21	0,012	142
fert	-0,25	0,002	150
pop_15_64	-0,18	0,029	150
pop_gr	-0,22	0,007	150
crisis	-0,60	0,000	150
<i>Zmienne związane z członkostwem w Unii Europejskiej</i>			
econfree_hf	0,08	0,314	150
econfree_fi	0,13	0,114	150
wgi	-0,03	0,730	150
tran_ebrd	-0,02	0,845	135
eu_fund	-0,43	0,000	120
delta_open	-0,15	0,072	150
fdi	0,10	0,219	150

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki analizy regresji zostały przedstawione w tabelach 5–10. Każdej tabeli odpowiada jedna ze zmiennych związanych z członkostwem w UE. Zmienna ta znajduje się w pierwszym wierszu tabeli i jest zapisana na szarym tle (w celu uniknięcia redundancji informacji w analizie regresji uwzględniony został tylko jeden wskaźnik wolności gospodarczej, a mianowicie indeks pochodzący z Heritage Foundation, który ma lepsze wypełnienie statystyczne niż indeks sporządzany przez Fraser Institute). Aby uniknąć obciążenia wyników w związku z arbitralnym wyborem zestawu zmiennych objaśniających, dla każdej zmiennej związanej z członkostwem w UE szacujemy kilka alternatywnych wariantów modelu. Każdy model zawiera zmienną: początkowy poziom dochodu, co wynika z ustaleń pierwszej części analizy, a mianowicie bezspornego potwierdzenia występowania realnej konwergencji w krajach UE. I tak, pierwsze równanie zawarte w po-

szczególnych tabelach uwzględnia dwie zmienne: początkowy poziom dochodu oraz zmienną związaną z członkostwem w UE. Drugie równanie jest rozszerzone o zmienną *crisis*, której celem jest wyodrębnienie pewnej części osłabienia tempa wzrostu gospodarczego wynikającego z kryzysu globalnego. Kolejne modele uwzględniają więcej zmiennych objaśniających. Przy ich wyborze kierowaliśmy się sensem ekonomicznym równania regresji. Do większości równań została włączona zmienna mierząca stopę inwestycji w kapitał rzeczowy oraz jedna z miar kapitału ludzkiego (różna w różnych tabelach, aby sprawdzić istotność alternatywnych wskaźników kapitału ludzkiego). Wyjątek stanowią modele z inwestycjami zagranicznymi – dla uniknięcia dublowania się dwóch zmiennych o podobnym zakresie tematycznym (tj. stopy bezpośrednich inwestycji zagranicznych netto i stopy inwestycji ogółem) w większości z nich pominęliśmy zmienną *inv*. Bardziej rozbudowane modele w poszczególnych tabelach uwzględniają m.in. politykę gospodarczą (jedną ze zmiennych reprezentujących politykę fiskalną oraz dynamikę kredytów, czyli zmienną związaną z polityką pieniężną); stopę inflacji; a także podażową stronę gospodarki (te ostatnie modele uwzględniają strukturę gospodarki w postaci udziału usług w PKB oraz jedną ze zmiennych demograficznych, np. strukturę ludności według wieku).

Oszacowania równań regresji potwierdzają postawioną hipotezę badawczą, że członkostwo w UE doprowadziło do przyspieszenia tempa wzrostu gospodarczego krajów EŚW i w efekcie do ich szybszej konwergencji dochodowej w stosunku do Europy Zachodniej. Oceny parametrów przy zmiennych związanych z członkostwem w UE są w większości przypadków dodatnie i istotne statystycznie.

Tabela 5. Wyniki równań regresji dla wskaźnika wolności gospodarczej (zmienna *econfree_hf*), kraje UE10

Zmienna objaśniająca/ statystyka	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
<i>econfree_hf</i>	0,0037 (0,000)	0,0038 (0,000)	0,0030 (0,000)	0,0026 (0,000)	0,0013 (0,003)	0,0010 (0,014)
<i>gdppinitial</i>	-0,1095 (0,000)	-0,0618 (0,000)	-0,1283 (0,000)	-0,1196 (0,000)	-0,0727 (0,000)	-0,1229 (0,000)
<i>inv</i>			0,0013 (0,004)	0,0009 (0,038)	0,0000 (0,900)	0,0020 (0,000)
<i>school_tot</i>			0,0498 (0,000)	0,0476 (0,000)	0,0268 (0,001)	0,0215 (0,003)
<i>gov_bal</i>					0,0038 (0,000)	
<i>infl</i>				-0,0001 (0,028)		
<i>cred</i>					0,0022 (0,000)	
<i>serv</i>						0,0013 (0,063)
<i>pop_15_64</i>						0,0145 (0,000)
<i>crisis</i>		-0,0290 (0,000)	-0,0175 (0,000)	-0,0189 (0,000)	-0,0241 (0,000)	-0,0172 (0,000)
R^2 wewnątrzgr.	53%	63%	71%	72%	84%	85%
R^2 międzygr.	58%	62%	2%	1%	14%	4%
R^2 ogółem	35%	51%	17%	18%	46%	51%
N	150	150	140	140	128	140
β	11,6%	6,4%	13,7%	12,7%	7,5%	13,1%
Półokres wygasania	6	11	5	5	9	5

Zmienna objaśniana: Tempo wzrostu realnego PKB per capita wg PSN.

Przy poszczególnych zmiennych objaśniających podane są oceny parametru oraz poziomy istotności, tzn. wartości p (w nawiasie). Oceny parametru dla stałej zostały w tabeli pominięte.

Źródło: Obliczenia własne.

**Tabela 6. Wyniki równań regresji dla wskaźnika jakości rządów
(zmienna *wgi*), kraje UE10**

Zmienna objaśniająca / statystyka	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10	Model 11	Model 12
<i>wgi</i>	0,1506 (0,000)	0,1370 (0,000)	0,1002 (0,000)	0,0926 (0,000)	0,0664 (0,000)	0,1168 (0,000)
<i>gdpinitial</i>	-0,1031 (0,000)	-0,0667 (0,000)	-0,1033 (0,000)	-0,0928 (0,000)	-0,0526 (0,000)	-0,1132 (0,000)
<i>inv</i>			0,0020 (0,000)	0,0015 (0,001)	-0,0001 (0,827)	0,0020 (0,000)
<i>life</i>			0,7390 (0,000)	0,6002 (0,000)	0,1692 (0,305)	0,6919 (0,000)
<i>gov_rev</i>					-0,0011 (0,154)	
<i>infl</i>				-0,0001 (0,004)		
<i>cred</i>					0,0027 (0,000)	
<i>serv</i>						0,0019 (0,072)
<i>fert</i>						-0,0849 (0,001)
<i>crisis</i>		-0,0194 (0,000)	-0,0211 (0,000)	-0,0227 (0,000)	-0,0270 (0,000)	-0,0141 (0,002)
R^2 wewnątrzgr.	57%	61%	71%	73%	83%	73%
R^2 międzygr.	17%	5%	1%	2%	27%	12%
R^2 ogółem	30%	24%	37%	41%	71%	33%
N	150	150	150	150	137	142
β	10,9%	6,9%	10,9%	9,7%	5,4%	12,0%
Półokres wygasania	6	10	6	7	13	6

Przypisy i źródło jak w tabeli 5.

Tabela 7. Wyniki równań regresji dla wskaźnika postępów w transformacji (zmienna *tran_ebrd*), kraje UE10

Zmienna objaśniająca / statystyka	Model 13	Model 14	Model 15	Model 16	Model 17	Model 18
<i>tran_ebrd</i>	0,1849 (0,000)	0,1775 (0,000)	0,1620 (0,000)	0,1786 (0,000)	0,1350 (0,000)	0,1335 (0,000)
<i>gdpinitial</i>	-0,1688 (0,000)	-0,1292 (0,000)	-0,1236 (0,000)	-0,1322 (0,000)	-0,1104 (0,000)	-0,1101 (0,000)
<i>inv</i>			0,0007 (0,067)	0,0007 (0,058)	0,0001 (0,798)	0,0001 (0,746)
<i>edu_exp</i>			-0,0048 (0,236)	-0,0024 (0,590)	-0,0052 (0,180)	-0,006 (0,131)
<i>gov_cons</i>					-0,0003 (0,707)	-0,0003 (0,711)
<i>infl</i>				0,0001 (0,166)		
<i>cred</i>					0,0012 (0,001)	0,0013 (0,000)
<i>pop_gr</i>						-0,0031 (0,338)
<i>crisis</i>		-0,0215 (0,000)	-0,0200 (0,000)	-0,0193 (0,000)	-0,0222 (0,000)	-0,0219 (0,000)
R^2 wewnątrzgr.	77%	82%	83%	83%	85%	86%
R^2 międzygr.	28%	27%	23%	25%	26%	27%
R^2 ogółem	29%	37%	37%	36%	46%	45%
N	135	135	135	135	132	132
β	18,5%	13,8%	13,2%	14,2%	11,7%	11,7%
Półokres wygasania	4	5	5	5	6	6

Przypisy i źródło jak w tabeli 5.

Tabela 8. Wyniki równań regresji dla funduszy europejskich (zmienna *eu_fund*), kraje UE10

Zmienna objaśniająca / statystyka	Model 19	Model 20	Model 21	Model 22	Model 23	Model 24
<i>eu_fund</i>	0,0052 (0,218)	0,0087 (0,027)	0,0164 (0,002)	0,0231 (0,000)	0,0127 (0,004)	0,0073 (0,063)
<i>gdpinitial</i>	-0,1255 (0,000)	-0,0859 (0,000)	-0,1374 (0,000)	-0,1594 (0,000)	-0,0921 (0,000)	-0,1046 (0,000)
<i>inv</i>			0,0033 (0,000)	0,0031 (0,000)	0,0012 (0,031)	0,0023 (0,000)
<i>school_ter</i>			0,0020 (0,601)	-0,0014 (0,684)	0,0003 (0,915)	-0,0034 (0,243)
<i>gov_rev</i>					-0,0014 (0,152)	
<i>infl</i>				-0,0014 (0,000)		
<i>cred</i>					0,0031 (0,000)	
<i>serv</i>						-0,0004 (0,734)
<i>pop_15_64</i>						0,0179 (0,000)
<i>crisis</i>		-0,0278 (0,000)	-0,0237 (0,000)	-0,0275 (0,000)	-0,0305 (0,000)	-0,0236 (0,000)
R^2 wewnątrzgr.	58%	66%	75%	79%	86%	88%
R^2 międzygr.	54%	61%	68%	73%	75%	9%
R^2 ogółem	32%	47%	40%	41%	55%	33%
N	120	120	110	110	108	110
β	13,4%	9,0%	14,8%	17,4%	9,7%	11,0%
Półokres wygasania	5	8	5	4	7	6

Przypisy i źródło jak w tabeli 5.

Tabela 9. Wyniki równań regresji dla przyrostów wskaźnika otwartości gospodarki (zmienna *delta_open*), kraje UE10

Zmienna objaśniająca / statystyka	Model 25	Model 26	Model 27	Model 28	Model 29	Model 30
delta_open	-0,0000 (0,865)	-0,0002 (0,063)	0,0001 (0,072)	0,0001 (0,142)	0,0001 (0,030)	0,0002 (0,011)
gdpinitial	-0,0651 (0,000)	-0,0100 (0,449)	-0,1021 (0,000)	-0,1001 (0,000)	-0,1465 (0,000)	-0,1324 (0,000)
inv			0,0018 (0,000)	0,0017 (0,000)	0,0016 (0,000)	0,0016 (0,000)
life			0,5170 (0,000)	0,4846 (0,000)	0,6722 (0,000)	0,6347 (0,000)
gov_cons					-0,0027 (0,000)	-0,0020 (0,005)
infl				-0,0001 (0,078)	-0,0001 (0,000)	
cred			0,0011 (0,000)	0,0009 (0,006)		0,0009 (0,001)
pop_15_64			0,0142 (0,000)	0,0143 (0,000)	0,0154 (0,000)	0,0143 (0,000)
crisis		-0,0311 (0,000)	-0,0225 (0,000)	-0,0231 (0,000)	-0,0175 (0,000)	-0,0187 (0,000)
R ² wewnątrzgr.	35%	45%	88%	88%	89%	89%
R ² międzygr.	22%	24%	1%	1%	4%	2%
R ² ogółem	23%	42%	37%	38%	23%	27%
N	150	150	147	147	150	147
β	6,7%	1,0%	10,8%	10,5%	15,8%	14,2%
Półokres wygasania	10	69	6	7	4	5

Przypisy i źródło jak w tabeli 5.

Tabela 10. Wyniki równań regresji dla bezpośrednich inwestycji zagranicznych (zmienna *fdi*), kraje UE10

Zmienna objaśniająca / statystyka	Model 31	Model 32	Model 33	Model 34	Model 35	Model 36
<i>fdi</i>	0,0017 (0,001)	0,0015 (0,001)	0,0003 (0,411)	0,0005 (0,166)	-0,0005 (0,124)	0,0006 (0,072)
<i>gdpinitial</i>	-0,0674 (0,000)	-0,0239 (0,047)	-0,0874 (0,000)	-0,0892 (0,000)	-0,0438 (0,000)	-0,1183 (0,000)
<i>inv</i>			0,0024 (0,000)			
<i>human_cap</i>			0,2095 (0,000)	0,2264 (0,000)	0,0933 (0,006)	0,1031 (0,009)
<i>gov_bal</i>					0,0039 (0,000)	
<i>infl</i>				-0,0003 (0,000)		
<i>cred</i>					0,0026 (0,000)	
<i>serv</i>						0,0033 (0,000)
<i>pop_15_64</i>						0,0153 (0,000)
<i>crisis</i>		-0,0255 (0,000)	-0,0151 (0,002)	-0,0203 (0,000)	-0,0265 (0,000)	-0,0193 (0,000)
R^2 wewnątrzgr.	41%	48%	66%	67%	84%	77%
R^2 międzygr.	17%	10%	6%	9%	5%	11%
R^2 ogółem	23%	38%	13%	14%	58%	55%
N	150	150	150	150	137	142
β	7,0%	2,4%	9,1%	9,3%	4,5%	12,6%
Półokres wygasania	10	29	8	7	15	6

Przypisy i źródło jak w tabeli 5.

W przypadku modeli zawierających wskaźnik wolności gospodarczej (tabela 5) wszystkie oceny parametrów przy tej zmiennej są dodatnie i istotne statystycznie (przy poziomie istotności 5%). Oznacza to, że większy zakres wolności gospodarczej powoduje, *ceteris paribus*, osiągnięcie szybszego wzrostu produkcji. Podobne wyniki zostały uzyskane dla wskaźnika jakości rządów (tabela 6). Wszystkie oszacowania parametrów dla tej zmiennej są dodatnie i istotne statystycznie (przy wartościach p równych 0,000). A zatem, w krajach i okresach charakteryzujących się lepszą jakością rządów (mierzoną wyższymi wartościami wskaźnika *worldwide governance indicator*) można było zaobserwować, *ceteris paribus*, szybszą dynamikę PKB. Wyniki te pokazują, że dobre otoczenie instytucjonalne jest niezwykle ważnym czynnikiem wzrostu gospodarczego. A zatem polityka UE, wymuszająca poprawę jakości instytucji, była jednym z czynników sprzyjających konwergencji dochodowej krajów EŚW w stosunku do Europy Zachodniej.

Wyniki analizy regresji jeszcze się poprawiają, gdy spojrzymy na modele zawierające wskaźnik postępów w transformacji (tabela 7). Podobnie jak dwie poprzednie zmienne, wskaźnik mierzący postępy w transformacji także okazał się mieć dodatni znak i być istotny statystycznie (przy wartościach p na poziomie 0,000) we wszystkich przedstawionych w tabeli równaniach regresji. Oznacza to, że reformy rynkowe i strukturalne, takie jak prywatyzacja, restrukturyzacja przedsiębiorstw, liberalizacja cen, poprawa konkurencji czy też uwolnienie kursu walutowego były ważnymi determinantami tempa wzrostu gospodarczego byłych krajów socjalistycznych z Europy Środkowo-Wschodniej. Gdyby nie członkostwo w UE, tempo reform rynkowych byłoby prawdopodobnie wolniejsze, co przełożyłoby się na niższe stopy wzrostu gospodarczego i realnej konwergencji w stosunku do Europy Zachodniej. Wniosek ten zyskuje silną dodatkową podbudowę empiryczną i logiczną, gdy na podstawie danych EBOR porównamy postępy w transformacji w krajach EŚW (UE10) i w pozostałych byłych krajach socjalistycznych z Europy Wschodniej i Azji Centralnej. Okazuje się, że w krajach UE10 postęp reform rynkowych był przeciętnie biorąc szybszy niż w pozostałych krajach transformacji, nie poddanych oddziaływaniu ‘zewnętrznej kotwicy integracyjnej’. Do podobnych wniosków doszedł jeden ze współautorów niniejszego studium w innej swej publikacji, w której dokonał porównania Polski i Grecji, a szerzej – krajów UE10 z krajami grupy PIGS, obejmującej Portugalię, Włochy, Grecję i Hiszpanię (Rapacki, 2012). Z przeprowadzonej tam analizy wynika, że jakość instytucji w krajach UE10 była przeciętnie wyższa niż w gospodarkach wschodzących o podobnym poziomie rozwoju gospodarczego, a także wyższa niż w Grecji, Włoszech czy Portugalii.

Nasze badanie pozwala też pozytywnie zweryfikować hipotezę, że fundusze europejskie były ważnym źródłem wzrostu gospodarczego krajów EŚW (tabela 8). Mimo pojawiających się niekiedy krytycznych opinii dotyczących efektywności wykorzystania środków finansowych z UE, nasza analiza nie potwierdzi-

ła tych ocen. Wprost przeciwnie, szacunki modeli regresji pokazują, że zmienna *eu_fund*, mierząca łączne wydatki z budżetu UE przeznaczone dla danego kraju członkowskiego, ma dodatni znak we wszystkich modelach i jest istotna statystycznie w większości z nich. Warto jednak dodać, że nie wiadomo, czy uzyskany wpływ funduszy unijnych na dynamikę produkcji ilustruje zależności popytowe o krótkookresowym charakterze, czy też zależności podażowe o charakterze długookresowym. Aby rozstrzygnąć tę wątpliwość, należałoby podjąć dalsze badania nad tym problemem.

Dane w tabeli 9 z kolei pokazują, że rozwój handlu zagranicznego, mierzony dynamiką wskaźnika otwartości gospodarki, był jednym ze źródeł wzrostu gospodarczego państw EŚW. Niemniej jednak, w przypadku tej zmiennej wyniki nie są aż tak jednoznaczne jak wcześniej. Mianowicie, w jednym z modeli zmienna *delta_open* jest nieistotna statystycznie (model 25), zaś w modelu 26 ma ona znak odwrotny do oczekiwanego. Z kolei w modelu 28 parametr ma dodatni znak, jednak poziom istotności nie jest wysoki (wartość p równa 0,142). Oceniając łącznie wszystkie otrzymane w tej części badania wyniki (także na tle innych zmiennych) można dojść do wniosku, że w przypadku przyrostów wskaźnika otwartości gospodarki potwierdzenie hipotezy o silnym dodatnim wpływie tej zmiennej na dynamikę PKB jest słabsze pod względem statystycznym. Częściowo wynika to stąd, że istnieje wiele czynników wpływających na wolumen eksportu i importu (w krajach EŚW są to także determinanty o charakterze politycznym, zwłaszcza w zakresie wymiany handlowej ze Wschodem), a także pewnej endogeniczności tej zmiennej (import zależy bowiem od dochodu). Ponadto, efekt kreacji handlu z UE najsilniej wystąpił w okresie przedakcesyjnym, kiedy zliberalizowano większość wymiany handlowej między EŚW a UE. W efekcie model ekonometryczny słabiej potwierdził wpływ zmian stopnia otwartości gospodarki na tempo wzrostu PKB.

Podobne zastrzeżenia można mieć do zmiennej mierzącej napływ inwestycji zagranicznych (tabela 10). W dwóch modelach zmienna ta jest nieistotna statystycznie (przy poziomie istotności 15%), a w jednym ma ona znak przeciwny do oczekiwanego (model 35). Tutaj z kolei główne przyczyny mniejszej istotności zmiennej można wiązać z niską efektywnością inwestycji, ich długim horyzontem czasowym (zwłaszcza w przypadku inwestycji typu *greenfield*), a także z faktem, że zmienna uwzględnia wielkość BIZ netto, podczas gdy bardziej miarodajny byłby wolumen BIZ w ujęciu brutto (w przypadku inwestycji netto „poszkodowane” są te kraje EŚW, które inwestują dużo za granicą, a są to zazwyczaj dobrze prosperujące i szybko rosnące gospodarki; ponieważ wielkość inwestycji podejmowanych przez kraje EŚW za granicą odejmuje się od strumienia napływu BIZ z zagranicy, w ujęciu netto strumień BIZ jest mniejszy i – jak pokazują dane źródłowe – może być nawet ujemny).

W świetle uzyskanych wyników można zatem przypuszczać, że jednym z argumentów wyjaśniających mniejszą istotność zmiennych mierzących zmiany

otwartości gospodarki oraz napływ inwestycji zagranicznych jest ich zachowanie w okresie przed i po uzyskaniu członkostwa w UE. W przypadku wielu krajów analizowanej grupy (m.in. Polski i Czech) największe wartości tych zmiennych wystąpiły w okresie przedakcesyjnym. Oznacza to, że napływ inwestycji zagranicznych oraz wzrost stopnia otwartości gospodarki miały miejsce głównie przed rozszerzeniem UE, w efekcie czego te dwie zmienne wykazały słabszy pod względem istotności statystycznej wpływ na wzrost gospodarczy. Bardziej szczegółowa odpowiedź na pytanie o dokładną zmianę siły oddziaływania tych dwóch zmiennych – handlu zagranicznego i inwestycji zagranicznych – w okresie po 2003 r. w stosunku do lat 1995–2004 wymaga dalszych, bardziej pogłębionych badań i nie da się jej uzyskać na podstawie szacowanych tu modeli, uwzględniających cały analizowany okres.

Warto na zakończenie dodać, że większość modeli ma poprawne oszacowania parametrów przy pozostałych zmiennych. Ujemny parametr przy zmiennej: początkowy poziom dochodu potwierdza występowanie zjawiska konwergencji warunkowej, zaś ujemny parametr przy zmiennej *crisis* oznacza, że model prawidłowo wychwycił osłabienie dynamiki wzrostu gospodarczego na skutek globalnego kryzysu gospodarczego i finansowego lat 2008–2009. W większości modeli (choć nie we wszystkich) uzyskane zostały dodatnie i istotne statystycznie oszacowania parametru przy stopie inwestycji i zmiennej mierzącej zasób kapitału ludzkiego, co potwierdza istotną rolę kapitału rzeczowego i ludzkiego jako czynnika wzrostu gospodarczego. Zmienne związane z polityką gospodarczą sugerują, iż z perspektywy osiągnięcia szybkiego tempa wzrostu gospodarczego rządy powinny prowadzić politykę fiskalną charakteryzującą się niskimi deficytami budżetowymi i niskimi obciążeniami podatkowymi (co jest także zgodne z wcześniejszymi wynikami wskazującymi na duże znaczenie wolności gospodarczej w determinowaniu dynamiki produkcji), zaś polityka pieniężna powinna być nastawiona na wzrost wolumenu kredytów. Ponadto, wyniki badania pokazały, że wysoka inflacja jest czynnikiem hamującym wzrost gospodarczy.

Podsumowując, nasza analiza dowiodła, że członkostwo w Unii Europejskiej w odczuwalny sposób przyczyniło się do przyspieszenia wzrostu gospodarczego krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Oddziaływanie tego czynnika – wykazujące zróżnicowaną siłę – dokonywało się przede wszystkim następującymi kanałami: (i) zwiększanie się zakresu wolności gospodarczej, (ii) poprawa jakości rządów, (iii) postęp reform rynkowych, (iv) napływ funduszy unijnych, (v) wzrost wymiany handlowej i (vi) napływ inwestycji zagranicznych. Dobre własności statystyczne zdecydowanej większości testowanych równań regresji potwierdzają wiarygodność badania i odporność wyników na zmiany specyfikacji modelu. W efekcie uzyskany został pełniejszy obraz wpływu członkostwa w UE na tempo wzrostu gospodarczego krajów EŚW w stosunku do dotychczasowej literatury przedmiotu.

4. Wnioski

Najważniejsze wnioski płynące z naszego badania można podsumować w trzech punktach.

1. Nasze wyniki wskazują, że członkostwo w Unii Europejskiej istotnie przyczyniło się do przyspieszenia tempa wzrostu gospodarczego krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Wniosek ten potwierdza zarówno analiza realnej konwergencji, jak i badanie czynników wzrostu gospodarczego.
2. Kraje EŚW (UE11) wykazywały wyraźną zbieżność poziomu dochodów w stosunku do UE15. W latach 1995-2013 kraje te osiągnęły przeciętnie szybsze tempo wzrostu gospodarczego przy niższym początkowym poziomie dochodu. Proces doganiania Europy Zachodniej nabral przyspieszenia w drugiej części analizowanego okresu, tj. po rozszerzeniu UE. Obraz ten nieco zaciemnia oddziaływanie globalnego kryzysu gospodarczego i finansowego, który w latach 2009-2010 spowodował pewne osłabienie tendencji konwergencyjnych.
3. Ekonometryczna analiza czynników wzrostu gospodarczego dowiodła, że sześć zmiennych związanych z członkostwem w Unii Europejskiej (zwiększenie zakresu wolności gospodarczej, poprawa jakości rządzenia, postęp reform rynkowych i szerzej – poprawa instytucjonalnego otoczenia rynku, napływ funduszy unijnych, wzrost wymiany handlowej oraz inwestycje zagraniczne) było dodatnio i istotnie skorelowanych z dynamiką PKB krajów EŚW. Dodatni wpływ tych zmiennych na wzrost gospodarczy został także potwierdzony przez modele regresji. Dobre własności statystyczne równań regresji zapewniają wiarygodność wyników i ich odporność na zmianę specyfikacji modelu.

Bibliografia

- Adamczyk-Łojewska G. (2011), *Problemy konwergencji i dywergencji ekonomicznej na przykładzie krajów Unii Europejskiej, w tym Polski*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Ekonomia”, nr 211.
- Barro R.J., Lee J.-W. (2014), *Education Statistics Database* (databank.worldbank.org).
- Barro R.J., Sala-i-Martin X. (2003), *Economic Growth*, The MIT Press, Cambridge – London.
- Batóg J. (2010), *Konwergencja dochodowa w krajach Unii Europejskiej*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Belka M. (2007), *Rozszerzenie europejskiej unii walutowej a perspektywy rozwoju gospodarczego Polski*, „Ekonomista”, nr 6, s. 873–890.
- Borowski J. (2009), *Koszty i korzyści z akcesji Polski do Unii Gospodarczej i Walutowej – próba bilansu*, praca doktorska napisana w Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH, SGH, Warszawa.
- Borsi M.T., Metiu N. (2013), *The Evolution of Economic Convergence in the European Union*, Deutsche Bundesbank Discussion Paper, nr 28/2013.
- Brzozowski J., Szarucki M. (2010), *Ekonomiczne skutki transferowania zarobków przez emigrantów*, „Gospodarka Narodowa”, nr 3, s. 63–78.
- Dobrinsky R., Havlik P. (2014), *Economic Convergence and Structural Change: The Role of Transition and EU Accession*, The Vienna Institute for International Economic Studies (WIIW) Research Report, nr 395.
- EBRD (2014), *Economic Research and Data* (www.ebrd.com).
- European Commission (2008), *EU Budget 2008 Financial Report*, Annex 4, s. 91–105 (ec.europa.eu/regional_policy/impact/evaluation/data_en.cfm).
- European Commission (2009), *Five Years of an Enlarged EU. Economic Achievements and Challenges*, „European Economy”, nr 1.
- European Commission (2014), *Financial Programming and Budget* (ec.europa.eu/budget/figures/interactive/index_en.cfm).
- Eurostat (2014), *Database* (epp.eurostat.ec.europa.eu).
- Feenstra R.C., Inklaar R., Timmer M.P. (2013), *The Next Generation of the Penn World Table* (www.ggd.net/pwt).
- Fraser Institute (2014), *Economic Freedom of the World Database* (www.freetheworld.com).
- Głodowska A. (2012), *Znaczenie konwergencji w aktualnej i przyszłej polityce strukturalnej Unii Europejskiej*, „Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy”, nr 24, s. 174–185.
- Growiec J. (2005), *Dynamika konwergencji Polski z Unią Europejską*, „Gospodarka Narodowa”, nr 5–6, s. 101–118.
- Grzelak A., Kujaczyńska M. (2013), *Real Convergence of the European Union Members States – Evaluation Attempt*, „Management”, nr 17, s. 393–404.
- Halmi P., Vásáry V. (2010), *Real Convergence in the New Member States of the European Union (Shorter and Longer Term Prospects)*, „The European Journal of Comparative Economics”, nr 7.

- Herbst M., Wójcik P. (2012), *Wzrost gospodarczy i dywergencja poziomów dochodu w polskich podregionach – niektóre determinanty i efekty przestrzenne*, „*Ekonomista*”, nr 2, s. 175–201.
- Heritage Foundation (2014), *Index of Economic Freedom Database* (www.heritage.org/index/).
- Hübner D. (2004), *Wpływ członkostwa w Unii Europejskiej na wzrost gospodarczy w Polsce*, w: *Strategia szybkiego wzrostu gospodarczego w Polsce* (red. G.W. Kołodko), Wyższa Szkoła Przedsiębiorczości i Zarządzania im. L. Koźmińskiego, Warszawa, s. 99–119.
- IMF (2002), *World Economic Outlook 2002*, Washington D.C.
- IMF (2014), *World Economic Outlook Database* (www.imf.org).
- Karpińska-Mizielińska W., Smuga T., Echaust M. (2009), *Wpływ pomocy z funduszy strukturalnych na konkurencyjność przedsiębiorstw*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 1–2, s. 89–120.
- Kołodko G.W. (2007), *Sukces na dwie trzecie. Polska transformacja ustrojowa i lekcje na przyszłość*, „*Ekonomista*”, nr 6, s. 799–837.
- Kołodko G.W. (2009), *Wielka Transformacja 1989–2029. Uwarunkowania, przebieg, przyszłość*, „*Ekonomista*”, nr 3, s. 353–371.
- Krugman P. (1991), *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge, Mass.
- Kulhánek L. (2012), *Real Convergence in Central European EU Member States*, w: *Proceedings of the 1st International Conference on European Integration 2012, ICEI 2012* (red. I. Honová, L. Melecký, M. Staničková), VŠB – Technical University of Ostrava, Ostrava, s. 161–170.
- Kumor P. (2008), *Modelowanie wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 7–8, s. 43–61.
- Kurach J. (2011), *Zróżnicowanie zamożności polskich regionów w świetle badań zbieżności sigma*, „*Studia Regionalne i Lokalne*”, nr 4, s. 98–119.
- Liberda B., Tokarski T. (2004), *Kapitał ludzki a wzrost gospodarczy w krajach OECD*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 3, s. 16–26.
- Liberda Z.B. (red.) (2009), *Konwergencja gospodarcza Polski*, VIII Kongres Ekonomistów Polskich, PTE, Warszawa.
- Listkiewicz S. (2005), *Próba estymacji wpływu funduszy strukturalnych na wzrost gospodarczy w Polsce*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 1–2, s. 123–136.
- Lubecki P. (2004), *Wzrost gospodarczy a poziom rozwoju rynków finansowych na przykładzie wybranych krajów Europy Środkowej i Unii Europejskiej*, „*Ekonomista*”, nr 5, s. 655–674.
- Lucas R.E. (1988), *On the Mechanics of Economic Development*, „*Journal of Monetary Economics*”, vol. 22, s. 3–42.
- Mankiw N.G., Romer D., Weil D.N. (1992), *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, „*Quarterly Journal of Economics*”, vol. 107, s. 407–437.
- Matkowski Z., Próchniak M. (2014), *Realna konwergencja dochodowa w UE – pozycja i szanse Polski*, w: *Polska. Raport o konkurencyjności 2014. Dekada członkostwa Polski w Unii Europejskiej* (red. M. A. Weresa), Instytut Gospodarki Światowej, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa, s. 45–63.

- Matkowski Z., Próchniak M., Rapacki R. (2013), *Nowe i stare kraje Unii Europejskiej: konwergencja czy dywergencja?*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 91, s. 63–98.
- Matkowski Z., Próchniak M., Rapacki R. (2014), *Scenariusze realnej konwergencji w Unii Europejskiej – kraje Europy Środkowo-Wschodniej a UE15*, w: *Polska w Unii Europejskiej i globalnej gospodarce* (red. M. Gorynia, S. Rudolf), *IX Kongres Ekonomistów Polskich*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Warszawa, s. 201–222.
- Michałek J.J., Siwiński W., Socha M. (red.) (2007), *Polska w Unii Europejskiej – dynamika konwergencji ekonomicznej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Monfort M., Cuestas J.C., Ordóñez J. (2013), *Real Convergence in Europe: A Cluster Analysis*, „Economic Modelling”, vol. 33, s. 689–694.
- Moral-Benito E. (2010), *Determinants of Economic Growth: A Bayesian Panel-data Approach*, Center for Monetary and Financial Studies (CEMFI) Working Paper, nr 719, Madrid.
- Mucha M. (2012), *Mechanizm dywergencji gospodarczej w strefie euro*, „Ekonomista”, nr 4, s. 487–498.
- Próchniak M., Witkowski B. (2013), *Time Stability of the Beta Convergence among EU Countries: Bayesian Model Averaging Perspective*, „Economic Modelling”, vol. 30, s. 322–333.
- Rapacki R. (red.) (2009), *Wzrost gospodarczy w krajach transformacji: konwergencja czy dywergencja?*, PWE, Warszawa.
- Rapacki R. (2012), *Poland and Greece – Two Contrasting EU Enlargement Experiences*, Center for European Integration Studies (ZEI) Discussion Paper, nr C213.
- Rapacki R., Próchniak M. (2009), *The EU Enlargement and Economic Growth in the CEE New Member Countries*, „European Economy. Economic Papers”, nr 367.
- Rapacki R., Próchniak M. (2010), *Wpływ rozszerzenia Unii Europejskiej na wzrost gospodarczy i realną konwergencję krajów Europy Środkowo-Wschodniej*, „Ekonomista”, nr 4, s. 523–546.
- Rogut A., Roszkowska S. (2006), *Konwergencja warunkowa w krajach transformacji*, „Gospodarka Narodowa”, nr 9, s. 35–55.
- Romer D. (2000), *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Romer P.M. (1986), *Increasing Returns and Long-Run Growth*, „Journal of Political Economy”, vol. 94, s. 1002–1037.
- Romer P.M. (1990), *Endogenous Technological Change*, „Journal of Political Economy”, vol. 98, s. S71–S102.
- Sala-i-Martin X., Doppelhofer G., Miller R. (2004), *Determinants of Long-term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach*, „American Economic Review”, vol. 94, s. 813–835.
- Schadler S., Mody A., Abiad A., Leigh D. (2006), *Growth in the Central and Eastern European Countries of the European Union*, International Monetary Fund Occasional Paper, nr 252, Washington, D.C.

- Siwiński W. (2009), *Wzrost gospodarczy Polski i krajów Europy Środkowo-Wschodniej: czy możliwa jest trwała konwergencja dochodowa z Europą Zachodnią?*, w: *Konwergencja gospodarcza Polski* (red. Z.B. Liberda), PTE, Warszawa, s. 118–142.
- Siwy A., Adamczyk A., Lubińska T., Tarczyński W. (2004), *Poziom fiskalizmu a bezrobocie i tempo zmian PKB w krajach Unii Europejskiej i w Polsce w latach 1990–2000*, „*Ekonomista*”, nr 1, s. 99–115.
- Solow R.M. (1956), *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, „*Quarterly Journal of Economics*”, vol. 70, s. 65–94.
- Soszyńska E. (2008), *Różne podejścia do analizy procesów konwergencji gospodarczej*, „*Zarządzanie Ryzykiem*”, nr 28.
- Stańsić N. (2012), *The Effects of the Economic Crisis on Income Convergence in the European Union*, „*Acta Oeconomica*”, vol. 62, s. 161–182.
- Stawicka M.K. (2012), *Perspektywy zrównania poziomu rozwoju gospodarczego Polski i Unii Europejskiej. Prognoza na lata 2010–2040*, „*Zarządzanie i Edukacja*”, nr 82.
- Szlachta J. (2004), *Znaczenie funduszy strukturalnych i Funduszu Spójności dla stymulowania trwałego wzrostu gospodarczego w Polsce*, w: *Strategia szybkiego wzrostu gospodarczego w Polsce* (red. G.W. Kołodko), Wyższa Szkoła Przedsiębiorczości i Zarządzania im. L. Koźmińskiego, Warszawa, s. 192–209.
- Sztudynger J.J. (2009), *Rodzinny kapitał społeczny a wzrost gospodarczy w Polsce*, „*Ekonomista*”, nr 2, s. 189–210.
- Tatomir C.F., Alexe I. (2011), *Laggards or Performers? CEE vs. PIIGS Countries' Catch-up with the Euro Area in the Last Ten Years*, Munich Personal RePEc Archive (MPRA) Paper, nr 35715, Munich.
- Viner J. (1950), *The Custom Union Issue*, Carnegie Endowment for International Peace, New York.
- Walczak E. (2012), *Czynniki wzrostu gospodarczego w krajach Unii Europejskiej*, „*Wiadomości Statystyczne*”, nr 4, s. 65–84.
- Welfe A., Karp P., Kęłowski P. (2005), *Analiza kointegracyjna w modelowaniu gospodarki polskiej*, „*Ekonomista*”, nr 5, s. 645–658.
- Wolszczak-Derlacz J. (2009), *Does Migration Lead to Economic Convergence in an Enlarged European Market?*, „*Bank i Kredyt*”, nr 40, s. 73–90.
- World Bank (2014a), *World Development Indicators Database* (databank. worldbank.org).
- World Bank (2014b), *Worldwide Governance Indicators Database* (databank. worldbank.org).
- Wójcik C. (2008), *Integracja ze strefą euro. Teoretyczne i praktyczne aspekty konwergencji*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Zienkowski L. (2007), *Determinanty i perspektywy wzrostu gospodarczego w nadchodzących latach*, „*Ekonomista*”, nr 6, s. 861–872.

The Impact of EU Membership on Economic Growth and Real Convergence of the Central and Eastern European Countries

Abstract

In this article, we try to answer the question of whether the membership in the European Union contributed to the acceleration of economic growth of the 11 Central and Eastern European countries (CEE-11), including their real convergence to the development level of Western Europe (EU-15). In the first part of the study, we verify the hypothesis on the existence of convergence of GDP growth paths of the CEE-11 economies toward the EU-15. Our findings show that EU membership contributed significantly to the acceleration of economic growth of the CEE-11 countries. These countries exhibited a clear-cut catching-up process in income levels toward the EU-15. The convergence accelerated after EU enlargement but the results of individual countries were differentiated, partly as a result of the global financial crisis. In the second part of the research, we conduct an econometric analysis of the economic growth factors in order to assess the impact of the variables related with EU membership on GDP growth of the CEE-11 countries.

Keywords: economic growth, convergence, catching up, European Union, EU enlargement.

JEL Codes: F21, F43, O16, O43, O52.