

Rocznik Instytutu Europy Środkowo-Wschodniej (Yearbook of the Institute of East-Central Europe)

ISSN 1732-1395

Instrukcje dla autorów i Rocznik online:
<https://ies.lublin.pl/rocznik>

Konwergencja beta, sigma i gamma krajów postsocjalistycznych do Europy Zachodniej

Mariusz Próchniak^a

^a Szkoła Główna Handlowa

Opublikowano online: grudzień 2019

Sposób cytowania: M. Próchniak, *Konwergencja beta, sigma i gamma krajów postsocjalistycznych do Europy Zachodniej*, „Rocznik Instytutu Europy Środkowo-Wschodniej” 17 (2019), z. 1, s. 217-243, DOI: 10.36874/RIESW.2019.1.10.

„Rocznik Instytutu Europy Środkowo-Wschodniej” („Yearbook of the Institute of East-Central Europe”) jest kwartalnikiem. Poszczególne teksty bądź całe zeszyty publikowane są w języku polskim lub angielskim. Na liście czasopism naukowych MNiSW z 31 lipca 2019 roku „Rocznik IEŚW” znajduje się z liczbą 70 punktów. Jest również uwzględniony w bazach ICI Journals Master List, Central and Eastern European Online Library, BazEKon oraz ERIH PLUS.

Mariusz Próchniak*

Konwergencja beta, sigma i gamma krajów postsocjalistycznych do Europy Zachodniej**

Beta, Sigma, and Gamma Convergence of Post-socialist Countries to Western Europe

Abstract: The study aims to verify the existence of convergence of 28 European Union (EU) members and 16 non-EU post-socialist countries. The analysis covers the 1995–2018 period. The research has also been conducted for shorter subperiods: 1995–2004, 2004–2018, and 2010–2018. Three types of convergence are taken into account: beta (less developed countries exhibit a faster rate of economic growth than more developed ones), sigma (income differentiation decreases over time), and gamma (countries change their ranks in the GDP per capita ranking). The study confirms the existence of β -, σ -, and γ -convergence in both groups of countries. Convergence, however, is not an automatic phenomenon and there are years in which σ -divergence and γ -divergence were observed.

Keywords: convergence, catching up, economic growth
Klasyfikacja JEL: F43, O47, O52

1. Wprowadzenie

Sprawy związane z realną konwergencją dochodową stanowią od wielu lat ważny nurt poszukiwań w ekonomii. Zjawisko zbieżności w poziomie dochodów (inaczej: efekt doganiania) jest niezmiernie istotne z ekonomicznego i społecznego punktu widzenia. Wyrównywanie się dochodów między bardziej i mniej zamożnymi gospodarkami oraz regionami można traktować jako jeden z warunków poprawy życia ludności.

Ekonomiści od wielu lat starają się szukać czynników wpływających na szybkość realnej konwergencji dochodowej. Starają się tak-

* Dr hab. Mariusz Próchniak – prof. Szkoły Głównej Handlowej (Warszawa, Polska), ORCID: 0000-0003-2642-9510, e-mail: mariusz.prochniak@sgh.waw.pl.

** Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki (nr rejestracyjny projektu: 2015/19/B/HS4/00362).

że monitorować zaawansowanie procesu zbieżności zarówno w skali całego świata, jak i mniejszych grup krajów.

Najbardziej popularne i zbadane w literaturze są koncepcje zbieżności typu beta (β) i sigma (σ) (zdefiniowane i opisane w dalszej części artykułu). Znacznie mniej jest badań poświęconych konwergencji gamma (γ). Niniejszy artykuł stara się wypełnić tę lukę.

Celem badania jest jednoczesna weryfikacja trzech typów zbieżności: β , σ i γ w latach 1995–2018 w krajach Unii Europejskiej i państwach postsocjalistycznych. Ma to dużą wartość poznawczą. Oprócz oceny stopnia konwergencji w badanej grupie krajów będzie można określić, na ile różne typy zbieżności są niezależne od siebie. Celem aplikacyjnym badania jest ocena skali zmniejszania luki dochodów, w tym wskazanie okresów, gdy konwergencja była wolniejsza. Stanowi to pomoc na przyszłość w prowadzeniu polityki gospodarczej i podejmowaniu działań mających na celu dalsze zmniejszanie różnic dochodowych.

Innym elementem nowości jest uwzględniona grupa krajów. Mianowicie, oprócz 28 obecnych członków Unii Europejskiej (UE28), zbieżność jest także weryfikowana w szerszej grupie, obejmującej – oprócz UE28 – także 16 pozostałych krajów postsocjalistycznych¹. Wyniki dla szerszej grupy pozwalają porównać ścieżki wzrostu gospodarczego krajów postsocjalistycznych nienależących do UE z państwami postsocjalistycznymi będącymi nowymi członkami UE. W efekcie można określić, czy członkostwo w UE (tzw. „kotwica integracyjna”) działała pozytywnie z punktu widzenia dynamiki gospodarczej i wyrównywania luki w poziomie dochodu.

O ile w literaturze istnieje dużo badań na temat konwergencji, zwłaszcza β i σ , w tym w krajach UE², mało jest badań dotyczących

- 1 Grupa 16 krajów postsocjalistycznych nienależących do UE obejmuje następujące państwa: Albania, Armenia, Azerbejdżan, Białoruś, Bośnia i Hercegowina, Gruzja, Kazachstan, Kirgistan, Macedonia Północna, Mołdawia, Rosja, Serbia, Tadżykistan, Turkmenistan, Ukraina, Uzbekistan.
- 2 Szeroki przegląd literatury dotyczący badań z zakresu konwergencji zawiera artykuł: Z. Matkowski, M. Próchniak, R. Rapacki, *Real Income Convergence Between Central Eastern and Western Europe: Past, Present, and Prospects*, „*Ekonomista*” 2016, nr 6, s. 853–892. Wśród badań polskich autorów można wymienić analizę przeprowadzoną przez J. Wolszczak-Derlacz, gdzie autorka bada konwergencję warunkową w grupie 27 krajów UE w okresie 1990–2007 w modelach z następującymi zmiennymi kontrolnymi: akumulacja kapitału ludzkiego, stopa inwestycji, wydatki na badania i rozwój oraz stopa migracji netto (J. Wolszczak-Derlacz, *Does Migration Lead to Economic Convergence in an Enlarged European Market?*, „*Bank i Kredyt*” 2009, nr 40, s. 73–90).

zbieżności γ . Niewiele jest także badań nad konwergencją w szerszej grupie krajów, obejmującej – oprócz państw UE – także inne kraje postsocjalistyczne³. Szeroka analiza trzech typów konwergencji (β , σ i γ) w państwach UE28 oraz pozostałych krajach postsocjalistycznych nie została wcześniej przeprowadzona i niniejsze badanie stanowi *novum* na tle literatury.

Artykuł składa się z pięciu punktów. Po wprowadzeniu, w punkcie 2 przedstawiono ścieżki wzrostu gospodarczego badanych krajów w kategoriach zmniejszania luki dochodowej do Europy Zachodniej i Niemiec. Kolejna część zawiera opis metodyczny weryfikacji trzech rodzajów zbieżności: β , σ i γ . W punkcie 4 przedstawione są wyniki analizy empirycznej. Punkt 5 zawiera główne wnioski.

2. Obraz empiryczny

Analiza konwergencji rozpoczyna się od przedstawienia empirycznego obrazu domykania luki dochodowej krajów postsocjalistycznych

Wśród prac autorów zagranicznych zajmujących się konwergencją można wymienić m.in. następujące pozycje: A. Ingianni, V. Zdarek, *Real Convergence in the New Member States: Myth or Reality?*, „Journal of Economic Integration” 2009, vol. 24, no. 2, s. 294–320; A. Niebuhr, F. Schlitte, *EU Enlargement and Convergence: Does Market Access Matter?*, „Eastern European Economics” 2009, vol. 47, no. 3, s. 28–56; A. Vamvakidis, *Convergence in Emerging Europe: Sustainability and Vulnerabilities*, „Eastern European Economics” 2009, vol. 47, no. 3, s. 5–27; C. F. Tatomir, I. Alexe, *Laggards or Performers? CEE vs PIGS Countries' Catch-up with the Euro Area in the Last Ten Years*, „Theoretical and Applied Economics” 2012, vol. XIX, no. 9 (574), s. 49–64; M. Czasonis, M. A. Quinn, *Income Convergence in Europe: Catching Up or Falling Behind?*, „Acta Oeconomica” 2012, vol. 62, no. 2, s. 183–204; M. Monfort, J. C. Cuestas, J. Ordóñez, *Real Convergence in Europe: A Cluster Analysis*, „Economic Modelling” 2013, vol. 33, s. 689–694; M. T. Borsi, N. Metiu, *The Evolution of Economic Convergence in the European Union*, „Empirical Economics” 2015, vol. 48, no. 2, s. 657–681. Książki B. Józwicka i P. Wójcika to dzieła w całości poświęcone konwergencji, wydane w Polsce w ostatnich latach (B. Józwick, *Realna konwergencja gospodarcza państw członkowskich Unii Europejskiej z Europy Środkowej i Wschodniej. Transformacja, integracja i polityka spójności*, Warszawa 2017; P. Wójcik, *Metody pomiaru realnej konwergencji gospodarczej w ujęciu regionalnym i lokalnym. Konwergencja równoległa*, Warszawa 2018).

- 3 Wśród prac obejmujących kraje postsocjalistyczne można wymienić analizę przeprowadzoną przez A. Rogut i S. Roszkowską, gdzie autorki weryfikują konwergencję w grupie 25 krajów postsocjalistycznych w okresie 1991–2004 przy uwzględnieniu równań regresji z następującymi zmiennymi kontrolnymi: wskaźnik powszechności szkolnictwa średniego i wyższego, stopa inwestycji, wydatki konsumpcyjne państwa i stopa inflacji (A. Rogut, S. Roszkowska, *Konwergencja warunkowa w krajach transformacji*, „Gospodarka Narodowa” 2006, nr 9, s. 35–55). Z kolei M. Próchniak i R. Rapacki analizują konwergencję β i σ w latach 1990–2005 w 27 krajach postsocjalistycznych oraz w mniejszych podgrupach państw (M. Próchniak, R. Rapacki, *Konwergencja beta i sigma w krajach postsocjalistycznych w latach 1990–2005*, „Bank i Kredyt” 2007, nr 8–9, s. 42–60).

nych, w tym krajów Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW), do Europy Zachodniej. W większości analiz lukę dochodową bada się w stosunku do 15 państw Europy Zachodniej należących do UE przed jej rozszerzeniem na wschód w 2004 r. (UE15). Z uwagi jednak na to, że grupa ta uwzględnia także mniej zamożne kraje Europy Zachodniej (np. Grecję i Portugalię), warto również zbadać różnice dochodowe między państwami postsocjalistycznymi a wyżej rozwiniętymi i ważniejszymi z gospodarczego punktu widzenia krajami. Dlatego też przedstawiony jest stopień domykania luki dochodowej względem Niemiec, jednego z bogatszych państw Europy Zachodniej, o bardzo ważnym znaczeniu politycznym oraz gospodarczym i będącym dla niektórych krajów (np. dla Polski) głównym partnerem handlowym. Odpowiednie dane przedstawiają tablice 1 i 2.

Tablica 1 prezentuje stopień domykania luki dochodowej w stosunku do grupy UE15 w latach 1995–2018 dla 11 krajów EŚW, będących nowymi członkami UE, oraz dla 16 pozostałych państw postsocjalistycznych. Na podstawie danych zagregowanych dla obu grup krajów można dostrzec bardzo silne różnice w wyjściowym poziomie rozwoju oraz w tempie domykania luki dochodowej w obu grupach. Kraje EŚW11 wypadły pod tym względem o wiele lepiej niż państwa postsocjalistyczne nienależące do UE. W połowie lat 90. XX w. PKB *per capita* wg PSN w EŚW11 stanowił 41% dochodu na mieszkańca Europy Zachodniej. Do 2004 r., czyli do największego rozszerzenia UE na wschód, grupie EŚW11 udało się zmniejszyć dystans do Europy Zachodniej o 9 punktów procentowych (p.p.), tj. do poziomu 50%. Między 2004 a 2018 r. dystans rozwojowy zmniejszył się o kolejne 18 p.p. (do 68%). Dane te sugerują istnienie wyraźnej konwergencji gospodarczej grupy EŚW11 jako całości do UE15. Ponadto, po rozszerzeniu UE nastąpiło przyspieszenie tempa konwergencji, co można traktować jako efekty działania „kotwicy integracyjnej” i pozytywnego wpływu członkostwa w UE na tempo wzrostu gospodarczego. Wniosek ten potwierdzają także inne badania w tym zakresie⁴.

4 Zob. np. R. Rapacki, M. Próchniak, *EU Membership and Economic Growth: Empirical Evidence for the CEE Countries*, „European Journal of Comparative Economics” 2019, vol. 16, no. 1, s. 3–40.

Tablica 1. Luka dochodowa krajów postsocjalistycznych względem 15 krajów Europy Zachodniej

Kraj	PKB per capita wg PSN (UE15 = 100) ^a			Zmiana (w punktach procentowych)	
	1995	2004	2018	1995–2004	2004–2018
Nowe kraje członkowskie UE z Europy Środkowo-Wschodniej					
Bułgaria	30,1	32,8	50,1	3	17
Chorwacja	42,3	50,0	56,7	8	7
Czechy	61,5	64,9	80,8	3	16
Estonia	35,9	54,7	73,8	19	19
Litwa	30,1	45,5	75,3	15	30
Łotwa	26,9	42,4	64,7	16	22
Polska	36,1	44,3	69,1	8	25
Rumunia	33,4	35,7	57,2	2	22
Słowacja	42,8	50,5	76,0	8	26
Słowenia	59,4	70,0	79,5	11	10
Węgry	49,8	58,2	69,0	8	11
Średnia (nieważona)	40,8	49,9	68,4	9	18
Pozostałe kraje postsocjalistyczne					
Albania	12,9	18,2	28,9	5	11
Armenia	7,0	12,5	22,0	5	10
Azerbejdżan	11,6	17,4	39,1	6	22
Białoruś	17,7	27,4	43,3	10	16
Bośnia i Hercegowina	6,8	20,8	29,2	14	8
Gruzja	7,4	12,8	24,8	5	12
Kazachstan	27,0	39,6	59,6	13	20
Kirgistan	5,5	6,5	8,3	1	2
Macedonia Północna	25,8	25,3	34,0	0	9
Mołdawia	10,2	10,0	15,8	0	6
Rosja	41,4	48,8	63,3	7	14
Serbia	23,2	26,9	38,0	4	11
Tadżykistan	3,7	4,4	7,4	1	3
Turkmenistan	9,2	15,6	42,2	6	27
Ukraina	17,1	19,0	20,1	2	1
Uzbekistan	7,3	7,9	16,6	1	9
Średnia (nieważona)	14,6	19,6	30,8	5	11

^a Dla UE15 średnia ważona.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych MFW, uzupełnionych danymi Banku Światowego (IMF, „World Economic Outlook Database, April, Update: July 2019”, 2019, <http://www.imf.org> [13.07.2019]; World Bank, „World Development Indicators Database”, 2019, <https://databank.worldbank.org> [13.07.2019]).

Kraje postsocjalistyczne nienależące do UE osiągnęły o wiele gorsze wyniki. W 1995 r. PKB *per capita* (liczony wg PSN) w tych krajach stanowił 15% dochodu na mieszkańca Europy Zachodniej. Przez kolejną dekadę krajom tym udało się nadrobić tylko 5 p.p. odległości do grupy UE15, a w latach 2004–2018 – 11 p.p. W efekcie w 2018 r. PKB *per capita* stanowił jedynie 31% dochodu obszaru UE15.

Tablica 2. Luka dochodowa krajów postsocjalistycznych względem Niemiec

Kraj	PKB per capita wg PSN (Niemcy = 100)			Zmiana (w punktach procentowych)	
	1995	2004	2018	1995–2004	2004–2018
Nowe kraje członkowskie UE z Europy Środkowo-Wschodniej					
Bułgaria	27,1	31,7	44,1	5	12
Chorwacja	38,1	48,3	49,9	10	2
Czechy	55,5	62,7	71,1	7	8
Estonia	32,3	52,8	64,9	20	12
Litwa	27,1	43,9	66,3	17	22
Łotwa	24,2	41,0	56,9	17	16
Polska	32,5	42,8	60,8	10	18
Rumunia	30,1	34,5	50,3	4	16
Słowacja	38,5	48,7	66,8	10	18
Słowenia	53,6	67,6	69,9	14	2
Węgry	44,9	56,3	60,7	11	4
Średnia (nieważona)	36,7	48,2	60,1	11	12
Pozostałe kraje postsocjalistyczne					
Albania	11,6	17,6	25,4	6	8
Armenia	6,3	12,0	19,4	6	7
Azerbejdżan	10,4	16,8	34,4	6	18
Białoruś	15,9	26,5	38,1	11	12
Bośnia i Hercegowina	6,1	20,1	25,7	14	6
Gruzja	6,7	12,4	21,9	6	9
Kazachstan	24,4	38,3	52,4	14	14
Kirgistan	4,9	6,3	7,3	1	1
Macedonia Północna	23,2	24,5	29,9	1	5
Mołdawia	9,2	9,7	13,9	1	4
Rosja	37,3	47,2	55,7	10	9
Serbia	20,9	26,0	33,4	5	7
Tadżykistan	3,3	4,3	6,5	1	2

Kraj	PKB per capita wg PSN (Niemcy = 100)			Zmiana (w punktach procentowych)	
	1995	2004	2018	1995–2004	2004–2018
Turkmenistan	8,3	15,1	37,2	7	22
Ukraina	15,4	18,3	17,7	3	-1
Uzbekistan	6,6	7,6	14,6	1	7
Średnia nieważona	13,2	18,9	27,1	6	8

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych MFW, uzupełnionych danymi Banku Światowego (IMF, „World Economic Outlook Database, April, Update: July 2019”, 2019, <http://www.imf.org> [13.07.2019]; World Bank, „World Development Indicators Database”, 2019, <https://databank.worldbank.org> [13.07.2019]).

Jak widać na poziomie danych zagregowanych, różnice między Europą Środkowo-Wschodnią a Europą Południowo-Wschodnią, Europą Wschodnią i Azją Centralną są bardzo duże. Przeciętny mieszkaniec grupy EŚW11 w 2018 r. osiągał ponad 2/3 dochodu mieszkańca Europy Zachodniej, a obywatel pozostałych państw postsocjalistycznych – niecałe 1/3.

Duże różnice występują także na poziomie poszczególnych krajów. W 2018 r. najbardziej zaawansowane gospodarczo kraje EŚW, tj. Czechy, Słowenia, Słowacja, Litwa i Estonia, uzyskały 81–74% PKB *per capita* grupy UE15, zaś mniej rozwinięte państwa (Rumunia, Chorwacja i Bułgaria) – 57–50%. A zatem, nawet najbiedniejszy kraj EŚW osiągnął w 2018 r. co najmniej połowę dochodu *per capita* obszaru UE15.

Pozostałe kraje postsocjalistyczne prezentują się gorzej. Jedyne dwa z nich, Rosja i Kazachstan, zanotowały w 2018 r. wartość PKB *per capita* równą co najmniej połowie dochodu grupy UE15 (odpowiednio 63% i 60%). Natomiast Gruzja, Armenia, Ukraina, Uzbekistan, Mołdawia, Kirgistan i Tadżykistan miały w 2018 r. dochód na mieszkańca mniejszy niż 1/4 dochodu Europy Zachodniej.

Różnice w poziomie rozwoju między krajami postsocjalistycznymi a Europą Zachodnią są o wiele większe, jeśli weźmie się pod uwagę odległość do Niemiec (tablica 2). Na przykład, w 2018 r. PKB *per capita* w Polsce stanowił 69% dochodu na mieszkańca grupy UE15, ale w stosunku do Niemiec było to tylko 61% (podobny wynik zanotowała grupa EŚW11 jako całość). A zatem, przy porównaniu z krajem sąsiadującym poziom dochodu Polski nie jest już taki wysoki. Różnice są jeszcze większe, jeśli do przeliczania walut wykorzystane zostaną rynkowe kursy walutowe, a nie parytety siły nabywczej. Można przypuszczać, że uwzględnienie parytetów siły nabywczej zawyża nieco szacunki PKB w krajach EŚW, zwłaszcza jeśli wykorzystuje się PKB

do porównania poziomu życia mieszkańców. Ceny wielu towarów kupowanych przez gospodarstwa domowe są w Niemczech podobne jak w Polsce (a niekiedy nawet niższe). Trzeba mieć na uwadze ten fakt przy interpretacji wyników. Potwierdzenie tej hipotezy wymaga jednak odrębnych badań, co wykracza poza zakres niniejszego artykułu.

Jak widać, tempo zbieżności do Europy Zachodniej w dwóch grupach krajów (nowi członkowie UE i państwa pozostające poza Unią) jest bardzo różne. Wynika to przede wszystkim z głębokich determinant wzrostu gospodarczego, a mianowicie instytucji. Dobre otoczenie instytucjonalne to główny czynnik, który spowodował, że kraje EŚW11 weszły na ścieżkę szybkiej konwergencji do Europy Zachodniej, a pozostałe państwa postsocjalistyczne zostały daleko w tyle. Wśród przykładowych czynników instytucjonalnych odgrywających duże znaczenie można wymienić stabilność polityczną, rozwój demokracji, wolność gospodarczą, postęp reform rynkowych, czy też niski poziom korupcji. Szersze omówienie roli instytucji w procesie wzrostu gospodarczego i realnej konwergencji można znaleźć w innych pracach⁵.

3. Metodologia

W artykule stosowane są trzy rodzaje zbieżności: β , σ i γ ⁶. Zbieżność β występuje, gdy kraje słabiej rozwinięte (o niższym poziomie PKB *per capita*) wykazują szybsze tempo wzrostu gospodarczego niż kraje wyżej rozwinięte. Hipoteza konwergencji β ma podstawy teoretyczne w neoklasycznych modelach wzrostu gospodarczego. Podstawowy model Solowa⁷ oraz jego rozszerzenia na model z kapitałem

- 5 M. Próchniak i in., *Wyrównywanie luki w poziomie zamożności między Europą Środkowo-Wschodnią a Europą Zachodnią*, [w:] M. Strojny (red.), *Europa Środkowo-Wschodnia wobec globalnych trendów: gospodarka, społeczeństwo i biznes*, Raport SGH na XXIX Forum Ekonomiczne w Krynicy, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa 2019.
- 6 Istnieją także inne rodzaje konwergencji, np. konwergencja stochastyczna (M. Próchniak, B. Witkowski, *On the Use of Panel Stationarity Tests in Convergence Analysis: Empirical Evidence for the EU Countries*, „Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy” 2016, vol. 11, no. 1, s. 77–96).
- 7 R. M. Solow, *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics” 1956, vol. 70, no. 1, s. 65–94.

ludzkim⁸ oraz z nieskończoną liczbą czynników wytwórczych⁹ potwierdzają występowanie konwergencji warunkowej β . Warunkowy charakter zbieżności informuje, że konwergencja występuje, jeśli kraje dążą do tego samego stanu ustalonego (stanu równowagi długookresowej – *steady state*). W przypadku różnych stanów ustalonych, zbieżność nie musi występować. Uwzględnienie w analizie krajów europejskich (i nielicznych państw z Azji Centralnej będących byłymi członkami ZSRR) pozwala przypuszczać, iż w pewnym stopniu założenie o homogeniczności gospodarek jest spełnione i tym samym testowanie zbieżności z pominięciem ewentualnych różnic w stanach ustalonych jest uprawnione¹⁰.

W celu weryfikacji konwergencji β szacowane jest następujące równanie regresji¹¹:

$$\frac{1}{T}(\ln Y_{iT} - \ln Y_{i0}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{i0} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

gdzie: Y_{iT} i Y_{i0} – PKB *per capita* według parytetu siły nabywczej (PSN, ceny stałe) w kraju i w roku końcowym i początkowym, T – liczba lat między rokiem końcowym a początkowym ($T = 23$ dla okresu 1995–

- 8 N. G. Mankiw, D. Romer, D. N. Weil, *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics” 1992, vol. 107, no. 2, s. 407–437.
- 9 W. Nonneman, P. Vanhoudt, *A Further Augmentation of the Solow Model and the Empirics of Economic Growth for OECD Countries*, „Quarterly Journal of Economics” 1996, vol. 111, no. 3, s. 943–953.
- 10 W literaturze ekonomicznej często szacuje się konwergencję w ujęciu warunkowym, czyli z uwzględnieniem w równaniu regresji zmiennych kontrolnych, będących czynnikami wzrostu gospodarczego. Ponieważ istnieje wiele potencjalnych determinant wzrostu gospodarczego, a trudno jest uwzględnić je wszystkie w jednym równaniu regresji, trzeba arbitralnie ograniczyć liczbę zmiennych objaśniających lub też wykorzystać w estymacji bardziej zaawansowane metody. Jedną z nich jest bayesowskie uśrednianie oszacowań, gdzie szacowane są wszystkie możliwe kombinacje równań regresji dla wstępnie wyselekcjonowanego zbioru zmiennych objaśniających (zob. np. M. Próchniak, B. Witkowski, *Konwergencja gospodarcza typu β w świetle bayesowskiego uśredniania oszacowań*, „Bank i Kredyt” 2012, nr 43 (2), s. 25–58; M. Próchniak, B. Witkowski, *Time Stability of the Beta Convergence Among EU Countries: Bayesian Model Averaging Perspective*, „Economic Modelling” 2013, vol. 30, s. 322–333; M. Próchniak, B. Witkowski, *On the Stability of the Catching-Up Process Among Old and New EU Member States. Implications from Bayesian Model Averaging*, „Eastern European Economics” 2014, vol. 5, no. 2, s. 5–27).
- 11 W niniejszym artykule weryfikowana jest zbieżność β na podstawie danych przekrojowych. W literaturze istnieją także inne metody weryfikacji tego rodzaju zbieżności. Na przykład, można szacować równania regresji na podstawie danych panelowych (M. Próchniak, B. Witkowski, *The Legendary 2% Convergence Parameter: Flexible or Fixed?*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH” 2014, nr 34, s. 227–243), jak również wykorzystać do estymacji dane przestrzenne (M. Próchniak, B. Witkowski, *Alternative Weighting Schemes in Spatial Analysis of GDP Per Capita Convergence*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych (Quantitative Methods in Economics)” 2014, t. XV, nr 2, s. 198–208).

2018), ε_i – składnik losowy. Konwergencja β występuje, gdy ocena parametru α_1 jest ujemna i istotna statystycznie. W takiej sytuacji można obliczyć współczynnik szybkości zbieżności β ze wzoru¹²:

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

We wzorze (2) t oznacza długość okresu. Ponieważ tempo wzrostu gospodarczego, czyli zmienna objaśniana we wzorze (1), jest uwzględnione w ujęciu średniorocznym (podzielone zostało przez T), obliczenie współczynnika β we wzorze (2) należy traktować jak na danych rocznych i dlatego $t = 1$, czyli:

$$\beta = -\ln(1 + \alpha_1). \quad (3)$$

W efekcie współczynniki β są bardzo zbliżone do oceny parametru α_1 w równaniu regresji (1)¹³.

Kolejnym testowanym typem zbieżności jest zbieżność σ . Występuje ona, gdy zróżnicowanie dochodów między krajami maleje w czasie. Zróżnicowanie dochodów może być mierzone odchyleniem standardowym logarytmów naturalnych PKB *per capita* lub współczynnikiem zmienności, czyli odchyleniem standardowym względnym. Nie wykorzystuje się odchylenia standardowego poziomów PKB *per capita*, gdyż szeregi te mają tendencję do wzrostu wariancji wraz z upływem czasu.

W niniejszym badaniu zróżnicowanie dochodów mierzone jest odchyleniem standardowym logarytmów naturalnych PKB *per capita* między krajami. W celu weryfikacji konwergencji σ szacowane jest następujące równanie regresji:

$$\text{s. d.}(\ln Y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

gdzie $\text{s.d.}(\ln Y_t)$ oznacza odchylenie standardowe logarytmów naturalnych PKB *per capita* w roku t , zmienna t występująca po prawej stronie równania jest zmienną czasową (założono trend liniowy), a ε_t to składnik losowy. Zbieżność σ występuje, jeśli nachylenie linii trendu, czyli ocena parametru przy zmiennej t we wzorze (4), jest ujemne i istotne statystycznie.

¹² R. J. Barro, X. Sala-i-Martin, *Economic Growth*, Cambridge – London 2003, s. 467.

¹³ W niektórych badaniach jako współczynnik β podawany jest parametr stojący w równaniu regresji przy zmiennej: początkowy poziom dochodu.

W teorii oba typy konwergencji (β i σ) nie muszą współwystępować. Jest np. możliwe (choć mało prawdopodobne), że kraj słabiej rozwinięty będzie wykazywał na tyle szybkie tempo wzrostu gospodarczego, że znacznie prześcignie kraj wyżej rozwinięty i w efekcie różnice dochodowe w roku końcowym będą większe niż początkowym. W takiej sytuacji konwergencja β współwystępuje z dywergencją σ .

Trzecią testowaną w tym artykule miarą zbieżności jest zbieżność γ . Jest to rzadko stosowany w literaturze przedmiotu typ konwergencji. Został spopularyzowany w literaturze przez Boyle'a i McCarthy'ego¹⁴. Autorzy ww. badania obliczyli współczynnik zgodności Kendalla (współczynnik konkordancji rang) dla krajów OECD w latach 1950–1988. Niemniej jednak cytowani autorzy nie użyli pojęcia zbieżność γ . Proponowaną koncepcję stosowali jako alternatywną miarę konwergencji β i porównywali wyniki między tą nową miarą a konwergencją σ . Pojęcie zbieżności γ zostało wprowadzone później, ale zostało powszechnie przyjęte, o czym świadczą publikacje na ten temat w literaturze polskiej i zagranicznej¹⁵.

Ogólnie biorąc, konwergencja γ występuje, gdy kraje zmieniają swoje miejsca w rankingu uporządkowanym pod względem jakiejś cechy. W badaniach nad realną konwergencją dochodową cechą tą jest dochód (PKB) na mieszkańca.

Do weryfikacji hipotezy zbieżności γ można wykorzystać współczynnik konkordancji rang Kendalla. W ujęciu binarnym, tj. przy analizowaniu konwergencji między dwoma punktami w czasie bez patrzenia na jej ewolucję w trakcie tego okresu, obliczany jest współczynnik konkordancji rang (oznaczony jako wariant *a*) według następującego wzoru:

$$RCa_t = \frac{\text{wariancja}(rY_{i0} + rY_{it})}{\text{wariancja}(2 \times rY_{i0})}, \quad (5)$$

- 14 G. E. Boyle, T. G. McCarthy, *A Simple Measure of β -Convergence*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 1997, vol. 59, no. 2, s. 257–264.
- 15 Zob. np. K. Kerem i in., *Health and Convergence of Health Care Expenditure in EU*, „International Business & Economics Research Journal” 2008, vol. 7, no. 3, s. 29–43; E. Kusideł, *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie w osiąganiu celów polityki spójności*, Łódź 2013; E. Kusideł, *Konwergencja wojewódzkich wskaźników ładu społecznego*, „Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica” 2013, nr 293, s. 123–130; I. Dittmann, *Gamma konwergencja cen na lokalnych rynkach mieszkaniowych w Polsce*, „Studia Ekonomiczne / Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach” 2014, nr 181, s. 195–207.

gdzie RCa_t jest współczynnikiem konkordancji rang Kendalla (*rank concordance*) w wariancie a (czyli w naszym przypadku w wariancie binarnym) w roku t , rY_{i0} oraz rY_{it} to miejsce w klasyfikacji (ranga) i -tego kraju pod względem poziomu dochodu *per capita* w całej grupie w roku początkowym oraz w roku t .

Współczynnik obliczony według wzoru (5) przyjmuje wartości od 0 do 1. Wartość 0 oznacza konwergencję γ , zaś wartość 1 wskazuje na brak zbieżności γ .

Uzyskany według wzoru (5) współczynnik konkordancji rang przedstawia porównanie roku t i roku początkowego, bez uwzględnienia zmian w poszczególnych latach danego przedziału czasowego. Aby uwzględnić tendencje wewnątrz badanego okresu, można także obliczyć współczynnik konkordancji rang w ujęciu ciągłym (wariant b). Stosowany jest w tym celu następujący wzór:

$$RCb_t = \frac{\text{wariancja}(\sum_{k=0}^t rY_{ik})}{\text{wariancja}((t+1) \times rY_{i0})} \quad (6)$$

gdzie RCb_t jest współczynnikiem konkordancji rang Kendalla w wariancie b (czyli w naszym przypadku w wariancie ciągłym) w roku t , rY_{ik} to miejsce w klasyfikacji (ranga) i -tego kraju pod względem poziomu dochodu *per capita* w całej grupie w roku k . Warto zauważyć, że dla $t = 1$ mamy:

$$RCa_t = RCb_t. \quad (7)$$

Zakres przyjmowanych wartości oraz interpretacja współczynnika RCb_t jest taka sama jak współczynnika RCa_t .

Hipotezę o występowaniu konwergencji γ można formalnie zwerifikować. Na przykład, można zastosować do tego celu następujący test statystyczny:

$$H0: RC_t = 0 \text{ (występuje konwergencja } \gamma), \quad (8)$$

$$H1: RC_t \neq 0 \text{ (brak konwergencji } \gamma). \quad (9)$$

Do weryfikacji hipotezy (8) obliczana jest następująca statystyka testowa:

$$\chi^2 = T(N - 1)RC, \quad (10)$$

gdzie: T – liczba lat między okresem początkowym (włącznie) a danym rokiem (dla przypadku binarnego, czyli wariantu a współczynnika konkordancji rang, $T = 2$), N – liczba krajów objętych analizą (28 lub 44), RC – współczynnik konkordancji rang w danym roku. Jeśli hipoteza zerowa jest prawdziwa, statystyka χ^2 dana równaniem (10) ma rozkład chi-kwadrat o $(N - 1)$ stopniach swobody. Jeżeli obliczona według wzoru (10) statystyka χ^2 jest większa od wartości krytycznej, odrzuca się hipotezę zerową o występowaniu konwergencji γ . Oznacza to brak istnienia zbieżności γ między krajami.

Jak wskazuje jednak Kusideł¹⁶, stosowanie powyższego testu może doprowadzić do mało wiarygodnych wyników (zwłaszcza gdy liczebność próby jest mała, np. $N = 16$) i do popełnienia błędu pierwszego oraz drugiego rodzaju. Dlatego też w niniejszym artykule do wnioskowania na temat konwergencji γ stosowana jest metoda taka jak w przypadku konwergencji σ . Mianowicie, ocenia się tendencję zmian w czasie współczynnika konkordancji rang. Szacowana jest również linia trendu dla współczynnika konkordancji rang, analogicznie jak dla odchylenia standardowego w przypadku konwergencji σ (tzn. we wzorze (4) zmienną objaśnianą będzie teraz współczynnik konkordancji rang – RCa lub RCb).

Koncepcję zbieżności γ warto jest zilustrować na poniższym przykładzie. Załóżmy, że 6 krajów (od A do F) w roku początkowym miało miejsce w rankingu wg dochodu na mieszkańca takie jak w drugiej kolumnie tablicy 3 (kraj A – pierwsze miejsce, kraj B – drugie miejsce itd.). W roku końcowym rozważone są dwa scenariusze. Pierwszy scenariusz zakłada brak zmian miejsc w rankingu wg dochodu na mieszkańca. Natomiast w drugim scenariuszu następuje całkowite odwrócenie kolejności krajów w rankingu. Sposób obliczenia współczynnika konkordancji rang zawiera tablica 3.

16 E. Kusideł, *Konwergencja gospodarcza*, s. 67–68.

Tablica 3. Przykłady obliczenia współczynnika konkordancji rang dla konwergencji γ

Kraj	Rok początkowy	Scenariusz 1 – całkowity brak konwergencji			Scenariusz 2 – pełna konwergencja		
	rY_{10}	rY_{11}	$rY_{10} + rY_{11}$	$2 \times rY_{10}$	rY_{11}	$rY_{10} + rY_{11}$	$2 \times rY_{10}$
A	1	1	2	2	6	7	2
B	2	2	4	4	5	7	4
C	3	3	6	6	4	7	6
D	4	4	8	8	3	7	8
E	5	5	10	10	2	7	10
F	6	6	12	12	1	7	12
Wariancja			11,67	11,67	-	0,00	11,67
Współczynnik konkordancji rang RC_t				1	-	-	0

Źródło: obliczenia własne.

W pierwszym scenariuszu współczynnik konkordancji rang wynosi 1, co oznacza całkowity brak konwergencji (miejsca w rankingu się nie zmieniły). W drugim scenariuszu współczynnik konkordancji rang wynosi 0, czyli istnieje pełna zbieżność (nastąpiło całkowite odwrócenie kolejności krajów w klasyfikacji).

Trzeba pamiętać, że brak występowania konwergencji γ nie musi oznaczać braku zbieżności β i braku zmniejszania różnic w poziomie dochodów między krajami. Jeśli kraje słabiej rozwinięte wykazują szybsze tempo wzrostu gospodarczego, ale nie na tyle szybkie, aby wyprzedzić w rankingu kraje wyżej rozwinięte, to zbieżność β występuje i ma miejsce spadek różnic w poziomie dochodu, ale nie zachodzi konwergencja γ .

Jak wskazują Diaz del Hoyo i in.¹⁷, zbieżność γ , wraz z konwergencją σ , pomaga uchwycić złożoną dynamikę zmieniających się w czasie rozkładów dochodów między krajami. Dlatego też różne typy konwergencji warto badać jednocześnie, gdyż pozwalają one na uzyskanie pełnego obrazu zjawiska konwergencji.

Badanie przeprowadzone jest dla całego okresu 1995–2018, jak również dla trzech krótszych podokresów. Podokresy 1995–2004 oraz 2004–2018 pokazują tendencje w latach przed i po największym rozszerzeniu UE na kraje Europy Środkowo-Wschodniej. Podokres 2010–2018 przedstawia najnowsze trendy. Uwzględnienie różnych

17 J. L. Diaz del Hoyo i in., *Real Convergence in the Euro Area: A Long-Term Perspective*, „European Central Bank Occasional Paper” 2017, no. 203, Frankfurt am Main, s. 13.

przedziałów czasowych pozwala zbadać stabilność wszystkich rodzajów zbieżności w czasie.

4. Wyniki analizy

Zbieżność beta

Tablica 4 zawiera wyniki oszacowań równań regresji pozwalających zweryfikować hipotezę zbieżności β . W pierwszej części tablicy znajdują się oszacowania modelu dla 28 krajów UE, zaś w drugiej części – dla pełnej grupy 44 państw¹⁸. Rysunek 1 przedstawia wyniki dla 44 krajów i lat 1995–2018.

Tablica 4. Wyniki oszacowań równań regresji dla konwergencji β

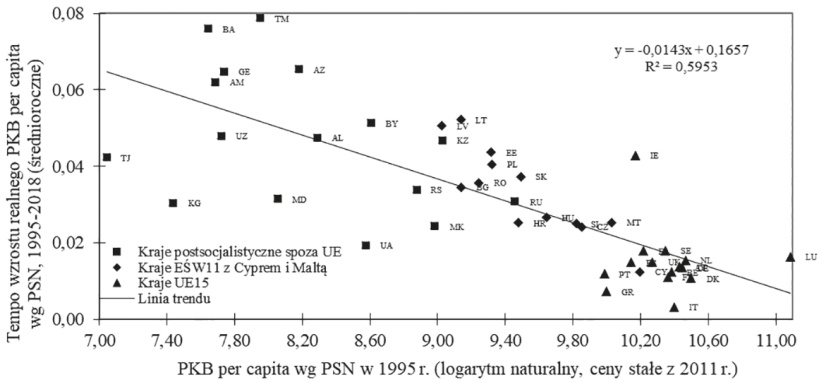
Okres	Stała	Nachylenie	R ²	Współczynnik β	Stała	Nachylenie	R ²	Współczynnik β
	(wartość <i>p</i>)	(wartość <i>p</i>)			(wartość <i>p</i>)	(wartość <i>p</i>)		
Kraje UE28					Wszystkie 44 kraje			
1995–2018	0,2302 (0,000)	-0,0208 (0,000)	63,5%	2,1%	0,1657 (0,000)	-0,0143 (0,000)	59,5%	1,4%
1995–2004	0,2210 (0,000)	-0,0189 (0,000)	38,2%	1,9%	0,1729 (0,000)	-0,0141 (0,000)	32,6%	1,4%
2004–2018	0,2626 (0,000)	-0,0239 (0,000)	51,2%	2,4%	0,1753 (0,000)	-0,0154 (0,000)	52,5%	1,6%
2010–2018	0,2744 (0,002)	-0,0246 (0,004)	28,0%	2,5%	0,1414 (0,000)	-0,0120 (0,000)	26,4%	1,2%

Źródło: obliczenia własne.

W skali całego analizowanego okresu występowała wyraźna zbieżność β w obu grupach. Nachylenia linii regresji są ujemne i istotnie statystycznie (wartość $p = 0,000$ w obu przypadkach). W grupie UE28 współczynnik determinacji wyniósł 63,5%, zaś wśród wszystkich analizowanych państw był on równy 59,5%. A zatem, prawie 2/3 wariacji stóp wzrostu gospodarczego w badanych krajach można wyjaśnić różnicami w początkowym poziomie PKB na mieszkańca.

Oszacowane współczynniki szybkości zbieżności wynoszą 2,1% dla UE28 i 1,4% dla całej grupy. Jak widać, w krajach należących do UE zbieżność była szybsza niż w grupie obejmującej 44 państwa. Szyb-

18 Stosowane tutaj ujęcie można traktować jako badanie koncepcji konwergencji klubowej (*club convergence*) (M. Iwanicz-Drozdowska, P. Smaga, B. Witkowski, *Financial Development. Have Post-Communist Countries Converged?*, „Transformations in Business & Economics” 2016, vol. 15, no. 2A (38A), s. 389–414).

Rysunek 1. Konwergencja β wśród 44 krajów

Kody krajów wg ISO: AL – Albania, AM – Armenia, AT – Austria, AZ – Azerbejdżan, BA – Bośnia i Hercegowina, BE – Belgia, BG – Bułgaria, BY – Białoruś, CY – Cypr, CZ – Czechy, DE – Niemcy, DK – Dania, EE – Estonia, ES – Hiszpania, FI – Finlandia, FR – Francja, GE – Gruzja, GR – Grecja, HR – Chorwacja, HU – Węgry, IE – Irlandia, IT – Włochy, KG – Kirgistan, KZ – Kazachstan, LT – Litwa, LU – Luksemburg, LV – Łotwa, MD – Mołdawia, MK – Macedonia Północna, MT – Malta, NL – Holandia, PL – Polska, PT – Portugalia, RO – Rumunia, RS – Serbia, RU – Rosja, SE – Szwecja, SI – Słowenia, SK – Słowacja, TJ – Tadżykistan, TM – Turkmenistan, UA – Ukraina, UK – Wielka Brytania, UZ – Uzbekistan.

Źródło: obliczenia własne.

sza zbieżność wśród nowych członków Unii może wynikać częściowo z faktu występowania „kotwicy integracyjnej”. Zmiany strukturalne i reformy instytucjonalne występujące wśród nowych członków UE, wynikające z transformacji gospodarki z systemu centralnie planowanego do systemu rynkowego, a potem będące skutkiem wdrażania *acquis communautaire* i wprowadzania szeregu rozwiązań zgodnych z normami i polityką UE, pozwoliły na relatywnie szybki wzrost gospodarczy nowych krajów członkowskich UE z Europy Środkowo-Wschodniej. W krajach postsocjalistycznych nienależących do UE reformy te były o wiele słabsze, a niektóre kraje (np. Białoruś i Turkmenistan) w zasadzie nie rozpoczęły jeszcze transformacji systemowej. Dlatego też kraje byłej Jugosławii i Wspólnoty Niepodległych Państw zanotowały wolniejszy wzrost gospodarczy i ich włączenie do analizy osłabiło procesy konwergencji.

Tempo szybkości zbieżności dla UE28 wynosi 2,1%. Jest to wynik zgodny z literaturą, gdzie cytuje się często 2-procentowe tempo zbieżności warunkowej wśród krajów świata¹⁹. Z uwagi na homoge-

¹⁹ M. A. Abreu, H.L.F. de Groot, R.J.G.M. Florax, *A Meta-Analysis of β -Convergence: The Legendary 2%*, „Journal of Economic Surveys” 2005, vol. 19, no. 3, s. 389–420.

niczność grupy UE28, taka wysokość współczynnika β została uzyskana dla zbieżności absolutnej, czyli bez konieczności włączenia do równań regresji dodatkowych zmiennych objaśniających.

Wyniki przedstawione w tablicy 4, w tym współczynnik zbieżności 2,1% dla UE28 i 1,4% dla całej grupy, wskazują na uśrednione tendencje. Indywidualne ścieżki wzrostu gospodarczego poszczególnych krajów mogą być różne i bardzo odbiegać od linii trendu. Świadczy o tym rysunek 1. Punkty odpowiadające pojedynczym krajom często są odległe od wyznaczonej linii trendu. Jednocześnie daje się zauważyć prawidłowość, że największe odstępstwa od linii regresji występują w grupie krajów postsocjalistycznych nienależących do UE. Na przykład, Turkmenistan, Bośnia i Hercegowina oraz Azerbejdżan leżą znacznie powyżej linii trendu, co oznacza, iż tempo wzrostu gospodarczego w tych trzech krajach było względnie szybsze, niż wynika z ich początkowego poziomu dochodu. Z kolei Tadżykistan, Kirgistan, Mołdawia i Ukraina zanotowały dynamikę PKB znacznie niższą, niż wynika z początkowego poziomu dochodu, i punkty odpowiadające tym krajom leżą poniżej linii trendu. Wśród nowych członów UE odstępstwa od linii trendu kształtują się na umiarkowanym poziomie. Z kolei kraje Europy Zachodniej są najbardziej homogeniczną grupą pod względem tendencji wzrostu gospodarczego i większość z nich leży blisko siebie.

Analizując dane dla podokresów, należy zwrócić uwagę na następujące prawidłowości. Po pierwsze, konwergencja β została potwierdzona w obu grupach krajów dla wszystkich podokresów. Oznacza to, że zbieżność zaobserwowana w skali całego okresu była zjawiskiem relatywnie trwałym i nie wynikała z krótkookresowych szoków lub nietypowych wzorców rozwojowych. Po drugie, dla grupy UE28 można zaobserwować przyspieszenie tempa zbieżności po rozszerzeniu UE o 0,5 p.p. (z 1,9% w latach 1995–2004 do 2,4% w latach 2004–2018). Wyniki te są pozytywnym efektem rozszerzenia UE. Szybszy wzrost gospodarczy krajów EŚW po wstąpieniu do Unii wynikał m.in. z napływu funduszy unijnych oraz dalszych reform instytucjonalnych. W efekcie nastąpiło przyspieszenie tempa konwergencji i zamykania luki dochodowej. Po trzecie, przyspieszenie zbieżności po 2004 r. nie jest tak widoczne, gdy uwzględnimy w analizie pełną grupę 44 krajów. Dla takiej próby współczynnik β rośnie tylko o 0,2 p.p. Po czwarte, jeśli wyłączony zostanie okres kryzysu globalnego i szeregi czasowe

zostaną skrócone tak, aby rozpoczynały się w 2010 r., to okazuje się, iż kraje UE28 zanotowały dalsze przyspieszenie zbieżności (do 2,5%), zaś konwergencja w całej analizowanej grupie osłabła (do 1,2%). Jak widać, można zaobserwować duże różnice w tempie konwergencji w obu grupach krajów. Od wielu czynników (m.in. od stabilności politycznej, kontynuacji reform rynkowych, polityki gospodarczej) będą zależęć dalsze procesy konwergencyjne w Europie i Azji Centralnej.

Zbieżność sigma

Wyniki estymacji równań regresji pozwalających zweryfikować konwergencję σ są przedstawione w tablicy 5 i na rysunku 2. Tablica 5 zawiera szacunki linii trendu dla odchylenia standardowego logarytmów naturalnych PKB *per capita* między 28 krajami Unii oraz 44 państwami świata w całym okresie 1995–2018 oraz w trzech krótszych podokresach.

Tablica 5. Wyniki oszacowań równań regresji dla konwergencji σ

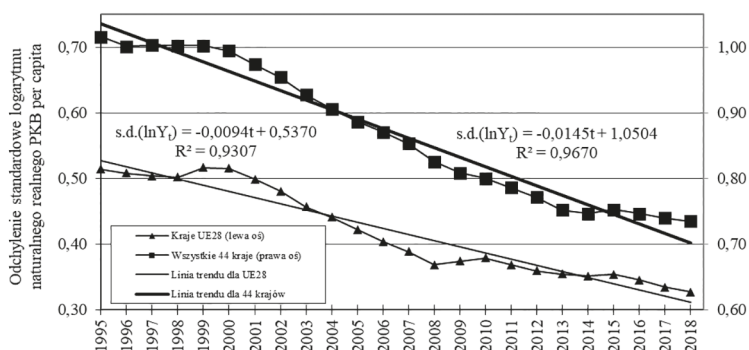
Okres	Kraje UE28			Konwergencja σ	Wszystkie 44 kraje			Konwergencja σ
	Stała (wartość p)	Nachylenie (wartość p)	R ²		Stała (wartość p)	Nachylenie (wartość p)	R ²	
1995–2018	0,5370 (0,000)	-0,0094 (0,000)	93,1%	tak	1,0504 (0,000)	-0,0145 (0,000)	96,7%	tak
1995–2004	0,5318 (0,000)	-0,0069 (0,005)	64,9%	tak	1,0396 (0,000)	-0,0112 (0,000)	83,3%	tak
2004–2018	0,4244 (0,000)	-0,0066 (0,000)	88,6%	tak	0,898 (0,000)	-0,0124 (0,000)	93,2%	tak
2010–2018	0,3807 (0,000)	-0,0056 (0,000)	93,7%	tak	0,7961 (0,000)	-0,0075 (0,000)	85,5%	tak

Źródło: obliczenia własne.

W obu badanych grupach dane potwierdzają występowanie zbieżności σ we wszystkich uwzględnionych przedziałach czasowych. Oznacza to, że zróżnicowanie dochodów między krajami (zarówno w UE28, jak i szerszej grupie krajów) wykazywało – ogólnie biorąc – tendencję malejącą oraz że tendencja ta była względnie stabilna w czasie. Na podkreślenie zasługuje fakt, że w skali całego analizowanego okresu 1995–2018 dopasowanie linii trendu do danych empirycznych jest bardzo dobre (współczynnik determinacji wynosi 93,1% dla UE28 oraz

96,7% dla 44 państw). Tak dobre dopasowanie linii regresji do danych empirycznych świadczy o tym, że nasze założenie o trendzie liniowym można uznać za właściwe.

Rysunek 2. Konwergencja σ wśród 44 krajów oraz w grupie UE28



Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 2 przedstawia zmiany zróżnicowania dochodów w poszczególnych latach. Jak widać, konwergencja nie jest zjawiskiem automatycznym. Po pierwsze, jeśli weźmie się pod uwagę grupę UE28, to w okresie kryzysu globalnego, tj. w latach 2008–2010, zróżnicowanie dochodów wzrosło. Wskazuje to na przejściową dywergencję gospodarczą w UE. Wzrost zróżnicowania dochodów miał także miejsce w 1999 r., jednak było to przed rozszerzeniem Unii i kotwica integracyjna mogła jeszcze w pełni nie działać. Po drugie, w ostatnich latach nastąpiło znaczne osłabienie siły konwergencji. W grupie UE28 zróżnicowanie dochodów na mieszkańca maleje od 2010 r., ale ze słabszą siłą niż w latach 2000–2008, kiedy wykazywało najszybszą tendencję spadkową w całym badanym okresie. Wśród 44 krajów spowolnienie konwergencji gospodarczej wystąpiło po 2014 r. i rozpoczęło się nawet krótkookresową dywergencją w poziomie dochodów (w latach 2014–2015).

Interpretując wyniki szerzej, okazuje się, że nie ma gwarancji kontynuowania procesów konwergencyjnych w przyszłości. Dużo zależy od zmian w otoczeniu instytucjonalnym badanych krajów, przy czym nie liczy się tylko naśladowanie Europy Zachodniej pod względem reform instytucjonalnych, ale ważna jest także komplementar-

ność instytucji. Inne badania z zakresu ekonomii instytucjonalnej²⁰ wskazują, że otoczenie instytucjonalne w krajach EŚW ma charakter kapitalizmu patchworkowego. Mianowicie, kraje przyjmowały różne elementy matrycy instytucjonalnej z odmiennych modeli kapitalizmu (śródziemnomorskiego, kontynentalnego, anglosaskiego i nordyckiego), chociaż grupie EŚW najbliższym jest – zwłaszcza pod względem wyników – do śródziemnomorskiego modelu kapitalizmu. W kształtowaniu ścieżek wzrostu gospodarczego w przyszłości istotną będzie także polityka gospodarcza państw UE, w tym m.in. wielkość funduszy strukturalnych, jakie będą płynąć do nowych krajów członkowskich. Przez ostatnie kilkanaście lat kraje EŚW dostały olbrzymi strumień pieniędzy z UE, co napędziło wzrost gospodarczy, zwłaszcza od strony popytowej. O tych wszystkich kwestiach należy pamiętać przy formułowaniu ewentualnych prognoz.

Zbieżność gamma

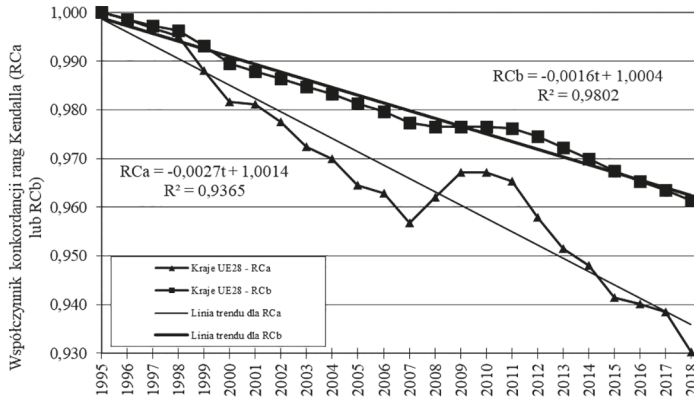
Wyniki analizy konwergencji γ są przedstawione w tablicy 6 oraz na rysunkach 3 i 4. Tablica 6 zawiera oszacowania linii trendu liniowego dla współczynnika konkordancji rang Kendalla (w dwóch wariantach: *RCa* i *RCb*) dla dwóch grup krajów w całym okresie 1995–2018 oraz w trzech wyodrębnionych podokresach.

20 R. Rapacki (red.), *Diversity of Patchwork Capitalism in Central and Eastern Europe*, London 2019.

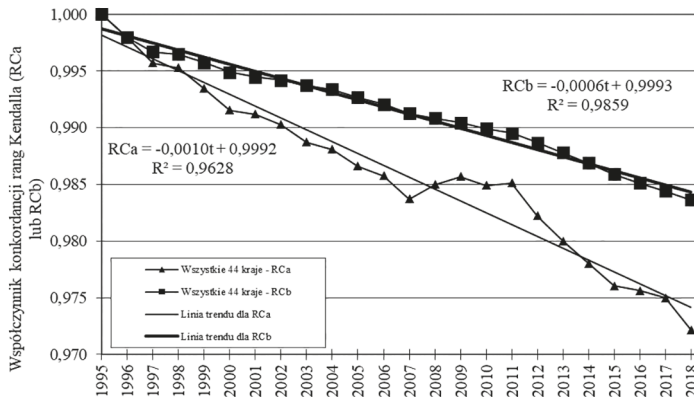
Tablica 6. Wyniki oszacowań równań regresji dla konwergencji γ

Okres	Stała (wartość p)	Nachylenie (wartość p)	R^2	Konwergencja γ	Stała (wartość p)	Nachylenie (wartość p)	R^2	Konwergencja γ
Kraje UE28 – zmienna objaśniana: RCb								
1995–2018	1,0014 (0,000)	-0,0027 (0,000)	93,6%	tak	1,0004 (0,000)	-0,0016 (0,000)	98,0%	tak
1995–2004	1,0061 (0,000)	-0,0036 (0,000)	97,4%	tak	1,0028 (0,000)	-0,0020 (0,000)	98,2%	tak
2004–2018	0,9746 (0,000)	-0,0025 (0,000)	77,9%	tak	0,9849 (0,000)	-0,0014 (0,000)	94,6%	tak
2010–2018	0,9717 (0,000)	-0,0046 (0,000)	97,6%	tak	0,9798 (0,000)	-0,0020 (0,000)	98,8%	tak
Wszystkie 44 kraje – zmienna objaśniana: RCa								
1995–2018	0,9992 (0,000)	-0,0010 (0,000)	96,3%	tak	0,9993 (0,000)	-0,0006 (0,000)	98,6%	tak
1995–2004	1,0003 (0,000)	-0,0013 (0,000)	97,6%	tak	0,9994 (0,000)	-0,0007 (0,000)	92,0%	tak
2004–2018	0,9901 (0,000)	-0,0011 (0,000)	88,9%	tak	0,9943 (0,000)	-0,0007 (0,000)	98,7%	tak
2010–2018	0,9870 (0,000)	-0,0016 (0,000)	96,7%	tak	0,9910 (0,000)	-0,0008 (0,000)	99,6%	tak

Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 3. Konwergencja y w grupie UE28

Źródło: obliczenia własne.

Rysunek 4. Konwergencja y wśród 44 krajów

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki potwierdzają istnienie konwergencji y w każdym przypadku (przy założeniu, że występowanie konwergencji y utożsamiane jest ze spadkiem współczynnika konkordancji rang, a nie z jego poziomem). Oceny parametrów przy zmiennej czasowej we wszystkich równaniach regresji są ujemne i istotne statystycznie ($p = 0,000$). Wartości współczynnika determinacji też są wysokie (w większości przypadków powyżej 90%), co świadczy o dobrym dopasowaniu linii trendu do danych empirycznych.

Analiza rysunków 3 i 4 oraz tendencji współczynników konkordancji rang w poszczególnych latach pozwala wychwycić pewne prawidłowości. Po pierwsze, współczynnik konkordancji rang obliczony w wariancie b (czyli w ujęciu ciągłym) daje bardziej wygładzone w czasie wyniki niż współczynnik w wariancie a (w ujęciu binarnym). Po drugie, w okresie kryzysu globalnego, a dokładniej między latami 2007 i 2009, daje się zauważyć wzrost wartości współczynnika konkordancji rang obliczonego w ujęciu binarnym, co jest potwierdzeniem braku konwergencji γ w tym okresie. Wzrost wartości współczynników RCa w latach 2007–2009 oznacza, że zróżnicowanie miejsc, jakie zajmowały poszczególne kraje w rankingu dochodu *per capita*, było większe między 1995 a 2007 r. niż między 1995 a 2009 r. (wartości wszystkich współczynników konkordancji pokazują zmiany w klasyfikacji między danym rokiem a początkowym rokiem badania, czyli 1995 r.). Po trzecie, oznaki braku konwergencji γ w latach kryzysu globalnego są tożsame z wynikami zbieżności σ , gdzie pod koniec pierwszej dekady XXI w. nastąpiło odwrócenie wcześniejszych tendencji konwergencyjnych i kraje przejawiały oznaki σ -dywergencji. Po czwarte, w przeciwieństwie do zbieżności σ , po kryzysie globalnym badane państwa (zarówno UE28, jak i cała grupa) powróciły na ścieżkę γ -konwergencji podobną jak przed wybuchem kryzysu globalnego (nie nastąpiło spowolnienie tempa zbieżności).

Warto na zakończenie podkreślić, że wnioskowanie na podstawie linii trendu i zmian współczynnika konkordancji rang w czasie daje inne wyniki niż wnioskowanie na podstawie weryfikacji hipotez badawczych, danych równaniami (8) i (9). Jeśli dokonana zostanie weryfikacja powyższych hipotez badawczych, okazuje się, że w obu grupach krajów dla każdego roku i dla obu wariantów współczynnika konkordancji rang odrzucana jest hipoteza zerowa, mówiąca o istnieniu konwergencji (zarówno na poziomie istotności 1%, jak i innych powszechnie przyjmowanych poziomach istotności, np. 10%). A zatem, gdyby posługiwać się testem statystycznym, wyniki sugerowałyby wszędzie brak γ -konwergencji. Jest to skutkiem tego, że różnice w zajmowanych przez poszczególne kraje miejscach w rankingu wykazują niewielkie zmiany w poszczególnych latach (trudno jest np. oczekiwać, że kraj najbiedniejszy stanie się po upływie kilkunastu lat lub kilku dekad najbogatszy, a kraj najbogatszy spadnie na koniec rankingu).

Z uwagi na problemy przedstawione w metodologicznej części niniejszego artykułu, weryfikacja hipotez (8) i (9) daje często mało wiarygodne wyniki. Dlatego warto jest weryfikować występowanie zbieżności γ również innymi metodami, w tym na podstawie szacowania funkcji trendu kolejnych współczynników konkordancji rang, jak to zostało wykonane w niniejszym artykule²¹.

5. Podsumowanie

Celem badania jest jednoczesna weryfikacja trzech typów zbieżności: β , σ i γ w 28 krajach Unii Europejskiej i 16 państwach postsocjalistycznych nienależących do UE. Analiza obejmuje okres 1995–2018.

Istnieją duże różnice w wyjściowym poziomie rozwoju oraz w tempie domykania luki dochodowej w krajach postsocjalistycznych należących do UE i znajdujących się poza tym ugrupowaniem. W 1995 r. PKB *per capita* wg PSN w grupie EŚW11 stanowił 41% dochodu na mieszkańca Europy Zachodniej. Do 2004 r. grupie EŚW11 udało się zmniejszyć dystans do Europy Zachodniej o 9 p.p., tj. do poziomu 50%, a między 2004 a 2018 r. – o kolejne 18 p.p. (do 68%). W pozostałych krajach postsocjalistycznych w 1995 r. PKB *per capita* wg PSN stanowił 15% dochodu na mieszkańca Europy Zachodniej. Przez kolejną dekadę krajom tym udało się nadrobić tylko 5 p.p. odległości do UE15, a w latach 2004–2018 – 11 p.p., osiągając w 2018 r. 31% dochodu obszaru UE15.

Konwergencja β została potwierdzona w obu grupach krajów dla wszystkich podokresów, co oznacza, że zbieżność była zjawiskiem relatywnie trwałym. Dla grupy UE28 można zaobserwować przyspieszenie tempa zbieżności β po rozszerzeniu UE z 1,9% w latach 1995–2004 do 2,4% w latach 2004–2018.

W obu badanych grupach dane potwierdzają występowanie zbieżności σ we wszystkich uwzględnionych przedziałach czasowych. Jednak w poszczególnych latach proces zmniejszania różnic dochodowych nie był jednorodny. Na przykład, w grupie UE28 w okresie kryzysu globalnego, tj. w latach 2008–2010, zróżnicowanie dochodów wzro-

21 Zob. też: E. Kusideł, *Konwergencja gospodarcza*, s. 68–69.

sło, co wskazuje na przejściową dywergencję gospodarczą w UE. Ponadto, w ostatnich latach nastąpiło znaczne osłabienie siły zbieżności.

Wyniki potwierdzają istnienie konwergencji γ w obu grupach krajów we wszystkich badanych okresach dla obu wariantów współczynnika konkordancji rang Kendalla. W latach 2007–2009 daje się zauważyć wzrost wartości współczynnika konkordancji rang obliczonego w ujęciu binarnym, co jest potwierdzeniem braku konwergencji γ w tym okresie.

Bibliografia

- Abreu M. A., Groot H.L.F. de, Florax R.J.G.M., *A Meta-Analysis of β -Convergence: The Legendary 2%*, „Journal of Economic Surveys” 2005, vol. 19, no. 3.
- Barro R. J., Sala-i-Martin X., *Economic Growth*, Cambridge – London 2003.
- Borsi M. T., Metiu N., *The Evolution of Economic Convergence in the European Union*, „Empirical Economics” 2015, vol. 48, no. 2.
- Boyle G. E., McCarthy T. G., *A Simple Measure of β -Convergence*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 1997, vol. 59, no. 2.
- Czasonis M., Quinn M. A., *Income Convergence in Europe: Catching Up or Falling Behind?*, „Acta Oeconomica” 2012, vol. 62, no. 2.
- Diaz del Hoyo J. L., Dorrucchi E., Heinz F. F., Muzikarova S., *Real Convergence in the Euro Area: A Long-Term Perspective*, „European Central Bank Occasional Paper” 2017, no. 203, Frankfurt am Main.
- Dittmann I., *Gamma konwergencja cen na lokalnych rynkach mieszkaniowych w Polsce*, „Studia Ekonomiczne / Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach” 2014, nr 181.
- IMF, „World Economic Outlook Database, April, Update: July 2019”, 2019, <http://www.imf.org> [13.07.2019].
- Ingiánni A., Zdarek V., *Real Convergence in the New Member States: Myth or Reality?*, „Journal of Economic Integration” 2009, vol. 24, no. 2.
- Iwanicz-Drozdowska M., Smaga P., Witkowski B., *Financial Development. Have Post-Communist Countries Converged?*, „Transformations in Business & Economics” 2016, vol. 15, no. 2A (38A).
- Jóźwik B., *Realna konwergencja gospodarcza państw członkowskich Unii Europejskiej z Europy Środkowej i Wschodniej. Transformacja, integracja i polityka spójności*, Warszawa 2017.
- Kerem K., Püss T., Viies M., Maldre R., *Health and Convergence of Health Care Expenditure in EU*, „International Business & Economics Research Journal” 2008, vol. 7, no. 3.
- Kusideł E., *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie w osiągnięciu celów polityki spójności*, Łódź 2013.
- Kusideł E., *Konwergencja wojewódzkich wskaźników ładu społecznego*, „Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica” 2013, nr 293.

- Mankiw N. G., Romer D., Weil D. N., *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics” 1992, vol. 107, no. 2.
- Matkowski Z., Próchniak M., Rapacki R., *Real Income Convergence Between Central Eastern and Western Europe: Past, Present, and Prospects*, „Ekonomista” 2016, nr 6.
- Monfort M., Cuestas J. C., Ordóñez J., *Real Convergence in Europe: A Cluster Analysis*, „Economic Modelling” 2013, vol. 33.
- Niebuhr A., Schlitte F., *EU Enlargement and Convergence: Does Market Access Matter?*, „Eastern European Economics” 2009, vol. 47, no. 3.
- Nonneman W., Vanhoudt P., *A Further Augmentation of the Solow Model and the Empirics of Economic Growth for OECD Countries*, „Quarterly Journal of Economics” 1996, vol. 111, no. 3.
- Próchniak M., Lissowska M., Maszczyk P., Rapacki R., Sulejewicz A., *Wyrównywanie luki w poziomie zamożności między Europą Środkowo-Wschodnią a Europą Zachodnią*, [w:] M. Strojny (red.), *Europa Środkowo-Wschodnia wobec globalnych trendów: gospodarka, społeczeństwo i biznes*, Raport SGH na XXIX Forum Ekonomiczne w Krynicy, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa 2019.
- Próchniak M., Rapacki R., *Konwergencja beta i sigma w krajach postsocjalistycznych w latach 1990-2005*, „Bank i Kredyt” 2007, nr 8–9.
- Próchniak M., Witkowski B., *Alternative Weighting Schemes in Spatial Analysis of GDP Per Capita Convergence*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych (Quantitative Methods in Economics)” 2014, t. XV, nr 2.
- Próchniak M., Witkowski B., *Konwergencja gospodarcza typu β w świetle bayesowskiego uśredniania oszacowań*, „Bank i Kredyt” 2012, nr 43 (2).
- Próchniak M., Witkowski B., *On the Stability of the Catching-Up Process Among Old and New EU Member States. Implications from Bayesian Model Averaging*, „Eastern European Economics” 2014, vol. 52, no. 2.
- Próchniak M., Witkowski B., *On the Use of Panel Stationarity Tests in Convergence Analysis: Empirical Evidence for the EU Countries*, „Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy” 2016, vol. 11, no. 1.
- Próchniak M., Witkowski B., *Time Stability of the Beta Convergence Among EU Countries: Bayesian Model Averaging Perspective*, „Economic Modelling” 2013, vol. 30.
- Próchniak M., Witkowski B., *The Legendary 2% Convergence Parameter: Flexible or Fixed?*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH” 2014, nr 34.
- Rapacki R. (red.), *Diversity of Patchwork Capitalism in Central and Eastern Europe*, London 2019.
- Rapacki R., Próchniak M., *EU Membership and Economic Growth: Empirical Evidence for the CEE Countries*, „European Journal of Comparative Economics” 2019, vol. 16, no. 1.
- Rogut A., Roszkowska S., *Konwergencja warunkowa w krajach transformacji*, „Gospodarka Narodowa” 2006, nr 9.

- Solow R. M., *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics” 1956, vol. 70, no. 1.
- Tatomir C. F., Alexe I., *Laggards or Performers? CEE vs PIIGS Countries' Catch-up with the Euro Area in the Last Ten Years*, „Theoretical and Applied Economics” 2012, vol. XIX, no. 9 (574).
- Vamvakidis A., *Convergence in Emerging Europe: Sustainability and Vulnerabilities*, „Eastern European Economics” 2009, vol. 47, no. 3.
- Wolszczak-Derlacz J., *Does Migration Lead to Economic Convergence in an Enlarged European Market?*, „Bank i Kredyt” 2009, nr 40.
- World Bank, „World Development Indicators Database” 2019, <https://data-bank.worldbank.org> [13.07.2019].
- Wójcik P., *Metody pomiaru realnej konwergencji gospodarczej w ujęciu regionalnym i lokalnym. Konwergencja równoległa*, Warszawa 2018.