

Joanna Krupowicz

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

e-mail: joanna.krupowicz@ue.wroc.pl

ORCID: 0000-0002-6843-5081

KONWERGENCJA SPOŁECZNA WOJEWÓDZTW POLSKI W ŚWIETLE STRATEGII EUROPA 2020

SOCIAL CONVERGENCE OF POLAND'S PROVINCES IN THE LIGHT OF THE EUROPE 2020 STRATEGY

DOI: 10.15611/sie.2018.2.02

JEL Classification: C22, R11

Streszczenie: Jednym z celów strategii Europa 2020 jest wzrost sprzyjający społecznemu włączeniu, tj. wzrost oparty na wysokim poziomie zatrudnienia. W Polsce ustalono, że do 2020 r. wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–64 lata osiągnie 71%. Celem badania było ustalenie, czy dążeniu Polski do osiągnięcia założonej wartości wskaźnika towarzyszy konwergencja na poziomie województw. Stosując modele regresji wskaźnika zatrudnienia, weryfikowano występowanie konwergencji typu beta, sigma i gamma w województwach Polski w trzech przedziałach czasowych: 2004–2017, 2004–2010 i 2010–2017. W okresie realizacji strategii Europa 2020 beta konwergencję wykazało 12 województw Polski. Jednocześnie nie potwierdzono sigma konwergencji, tj. istotnego zmniejszania się zróżnicowania województw pod względem wskaźnika zatrudnienia w tym okresie. W żadnym z rozpatrywanych przedziałów czasowych nie potwierdzono występowania gamma konwergencji, czyli istotnej zmiany pozycji województw pod względem wskaźnika zatrudnienia.

Słowa kluczowe: konwergencja społeczna, konwergencja regionalna, strategia Europa 2020, wskaźnik zatrudnienia.

Summary: One of the aims of the Europe 2020 strategy is inclusive growth, i.e. growth based on high employment rates. It has been established that by 2020, the employment rate of people aged 20–64 in Poland should reach 71%. The purpose of the study was to determine whether Poland's efforts to achieve the assumed rate are accompanied by convergence at the provincial level. By regression models of the employment rate, it was checked whether beta-, sigma- or gamma-convergence had occurred in Poland's provinces in the following three periods: 2004–2017, 2004–2010 and 2010–2017. During the implementation of the Europe 2020 strategy, such convergence was present in the twelve of the provinces. No sigma-convergence, i.e. a significant decrease in the diversity of the provinces in terms of the employment rate, was found in this period. Gamma-convergence, i.e. a significant change in the provinces' positions as regards the employment rate, was not confirmed for any of the studied time periods.

Keywords: social convergence, regional convergence, Europe 2020 strategy, employment rate.

1. Wstęp

Występowanie procesów konwergencji gospodarek krajów i regionów Unii Europejskiej wiąże się z politykami spójności i rozwoju społeczno-gospodarczego obszaru wspólnotowego. W 2010 r. państwa członkowskie Unii Europejskiej przyjęły przygotowany przez Komisję Europejską dokument „Europa 2020 – strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu”. Strategia Europa 2020 zawierająca długofalowy program polityki rozwoju społeczno-gospodarczego wspólnoty zastąpiła Strategię lizbońską z 2000 r. Jej celami były m.in. pomoc w wyjściu z kryzysu i gospodarcze wzmocnienie Europy.

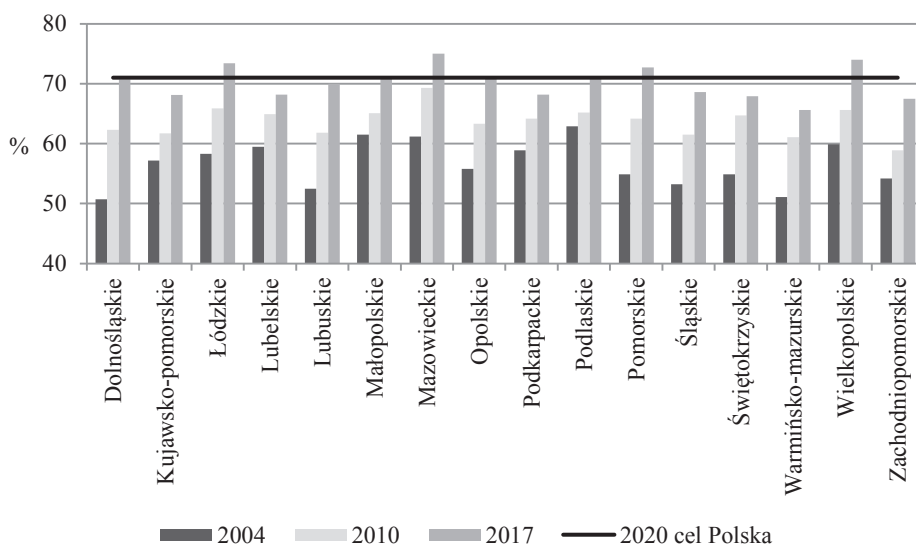
W strategii określono trzy wzajemnie powiązane i wspierające się obszary priorytetowe: (1) inteligentny wzrost, oznaczający rozwój gospodarki opartej na wiedzy i innowacjach, (2) trwałe i zrównoważony wzrost, tj. wzrost promujący niskoemisyjną, efektywnie wykorzystującą zasoby naturalne „zieloną” gospodarkę, konkurencyjną właśnie dzięki takiej orientacji oraz (3) wzrost sprzyjający społecznemu włączeniu, czyli wzrost oparty na wysokim poziomie zatrudnienia, zapewniający spójność gospodarczą, społeczną i terytorialną. W każdym z obszarów priorytetowych strategii określono cele oraz podano wskaźniki monitorujące realizację celów strategii. W trzecim z obszarów priorytetowych celem jest dążenie do aktywizacji zawodowej jak największej liczby osób. Wskaźnikiem monitorującym jest tu wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–64 lata, określający, ile osób zatrudnionych w wieku 20–64 lata przypada na 100 osób w tej grupie wiekowej.

W strategii Europa 2020 oczekuje się podniesienia wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–64 lata w całej wspólnotie z 69% w 2009 r. do co najmniej 75% w 2020 r.¹ Każde z państw członkowskich zadeklarowało osiągnięcie określonych wartości wskaźnika. Polska zadeklarowała wartość docelową jako 71%. W krajach Unii Europejskiej osiąganie docelowych wartości wskaźnika zatrudnienia odbywa się różnymi ścieżkami, tj. tendencjami o różnym tempie (stałym, przyspieszonym lub spowolnionym) zmian w czasie². Wskaźnik zatrudnienia w Polsce w latach 2009–2015 wykazywał przyspieszone tempo wzrostu i spodziewane jest zachowanie dotychczasowego tempa do roku 2020³. Dodatkowo każdy z krajów jest zróżnicowany wewnętrznie i proces spójności rynków pracy przebiega odmiennie. Polska też jest tego przykładem. Na rysunku 1 zaprezentowano wartości wskaźnika zatrudnienia w województwach Polski w latach 2004, 2010 i 2017.

¹ Komisja Europejska, Komunikat Komisji *Europa 2020. Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju, sprzyjającego włączeniu społecznemu*, Bruksela 3.03.2010; http://ec.europa.eu/eu2020/pdf/1_PL_ACT_part1_v1.pdf (data dostępu 19.11.2018).

² J. Krupowicz, *Prognozy wskaźnika zatrudnienia i ich weryfikacja w krajach Unii Europejskiej w świetle strategii „Europa 2020”*, *Ekonometria* 2017, nr 1 (55), s. 25–42.

³ Tamże.



Rys. 1. Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–64 lata w województwach Polski w latach 2004, 2010 i 2017

Źródło: dane Eurostatu.

W 2004 r. wskaźnik zatrudnienia nie przekraczał 61%. Najniższe wartości wskaźnika zatrudnienia obserwowano w województwach dolnośląskim i warmińsko-mazurskim. W latach 2004–2010 w tych województwach nastąpił największy wzrost wskaźnika o co najmniej 10 punktów procentowych. W 2010 r. największą aktywność zawodową odnotowano w mazowieckim, łódzkim i wielkopolskim (wartości przekraczały 65%). Zmiany wartości wskaźnika w latach 2010–2017 były na ogół wolniejsze niż w latach 2004–2010. Wyjątkami były województwa: zachodniopomorskie, podlaskie, wielkopolskie, małopolskie, kujawsko-pomorskie i opolskie. W 2017 r. w czterech województwach (mazowieckim, wielkopolskim, łódzkim i pomorskim) wskaźnik zatrudnienia przekroczył 71%, czyli docelową wartość dla kraju określoną w strategii Europa 2020.

Zmniejszył się dystans między województwami określony jako iloraz (a także jako różnica) wartości maksymalnej i wartości minimalnej wskaźnika w każdym z lat 2004, 2010 i 2017. Sugeruje to występowanie konwergencji regionów Polski w badanym zakresie.

Celem badania było ustalenie, czy dążeniu Polski do osiągnięcia założonej wartości wskaźnika towarzyszy konwergencja na poziomie województw, oraz określenie, jakie są jej efekty. Wykorzystano metody stosowane w badaniu konwergencji gospodarczej. Do pomiaru konwergencji posłużono się modelami beta, sigma i gamma konwergencji skonstruowanymi dla wskaźnika zatrudnienia w województwach w Polsce. Badanie przeprowadzono dla trzech przedziałów czasowych: 2004–2010,

2010–2017 i 2004–2017. Granice badanych przedziałów czasowych ustalono na podstawie kluczowych dla rozwoju społecznego i gospodarczego Polski – roku akcesji do Unii Europejskiej (2004), wprowadzenia strategii Europa 2020 (2010) oraz obecnej sytuacji (2017).

2. Dotychczasowe badania

Realizacja polityki spójności w Unii Europejskiej sprzyja badaniu konwergencji gospodarczej, społecznej i terytorialnej krajów i regionów wspólnoty. Najmocniej eksplorowana jest konwergencja gospodarcza, jako miernik stosuje się PKB *per capita*. Konwergencja społeczna jest badana w wymiarze kapitału ludzkiego, ładu społecznego lub rynków pracy, a posługiwano się miernikami: stopy bezrobocia, stopy partycypacji (czyli wskaźnikiem zatrudnienia), poziomu życia (np. Human Development Index).

Badane są typy konwergencji: beta, sigma, gamma, rzadziej – konwergencja klubowa. Beta konwergencja odnosi się do procesów wyrównywania się poziomów rozwoju różnych regionów. Konwergencja tego typu występuje w dwóch wariantach: absolutnej i warunkowej. Beta konwergencja absolutna zakłada, że regiony upodabniają się do siebie niezależnie od warunków początkowych, a warunkowa – upodabniają się regiony o podobnych czynnikach strukturalnych. Sigma konwergencja dotyczy procesu zmniejszania się dysproporcji między regionami w czasie. Z kolei gamma konwergencja określa zbieżność na podstawie stabilności rankingu regionów w czasie. Konwergencja klubowa występuje pomiędzy regionami o podobnej strukturze i zbliżonych warunkach początkowych. Modele rozpatrywanych typów konwergencji zostały opisane w części 3 artykułu. Stosowane podejścia mają swoje mocne i słabe strony⁴, a badacze na ogół raczej mierzą konwergencję, niż ją szacują⁵. W badaniach stosowane są także metody alternatywne, np. procesy Markowa, macierz przejścia⁶, miary podobieństwa⁷, syntetyczny miernik rozwoju⁸, DEA⁹. Występujący przestrzenny wymiar konwergencji dotyczy: krajów Unii Europejskiej, regionów krajów wspólnoty, regionów Polski (województw, powiatów).

⁴ M. Bernardelli, M. Próchniak, B. Witkowski, *Konwergencja dochodowa: mocne i słabe strony istniejących podejść*, Kwartalnik Kolegium Ekonomiczno-Społecznego. Studia i Prace 2017, nr 3 (31), s. 71–86.

⁵ T. Plümper, C.J. Schneider, *The analysis of policy convergence, or: How to chase a black cat in a dark room*, Journal of European Public Policy 2009, vol. 16, s. 990–1011.

⁶ P. Wójcik, *Dywersjencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów*, Studia Regionalne i Lokalne 2008, nr 2 (32), s. 41–60.

⁷ I. Kudrycka, *Analiza konwergencji rozwoju regionalnego w Polsce w latach 2001–2012*, Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica 2014, nr 6 (308), s. 51–66.

⁸ W. Wierzbicka, *Kapitał ludzki jako filar gospodarki opartej na wiedzy – analiza stanu regionalnego zróżnicowania w Polsce*, Studia Prawno-Ekonomiczne 2017, t. CIV, s. 329–343.

⁹ R. Kosmałski, *Konwergencja gospodarcza w Polsce w ujęciu sektorowym*, Wiadomości Statystyczne 2016, nr 2, s. 47–61.

Analizy spójności obejmują przedziały czasowe o różnych długościach, powiązanie z okresami (perspektywami) finansowania lub realizowanymi strategiami rozwoju wspólnoty.

Prace dowodzą występowania procesów konwergencji lub dywergencji w rozwoju gospodarczym krajów lub regionów Unii Europejskiej, a badacze posługują się głównie miernikiem PKB *per capita*. Znaczenie ma długość okresu analizy. W krótszych przedziałach czasowych potwierdzano występowanie beta konwergencji krajów i regionów całej wspólnoty¹⁰, regionów Europy Środkowo-Wschodniej, jednocześnie stwierdzając brak konwergencji typu sigma i gamma¹¹. Z kolei dla Polski na różnych poziomach klasyfikacji NTS w krótkich przedziałach czasowych wskazano na dywergencję typu sigma¹². W badaniach dotyczących rozwoju regionalnego Polski w dłuższych przedziałach czasowych odrzucono hipotezę o konwergencji typu beta¹³. W długim przedziale czasu potwierdzana była także konwergencja klubowa, wyraźnie uwidaczniająca podział krajów na nowych i starych członków wspólnoty¹⁴. Użycie w badaniu spójności ekonomicznej regionów Polski w kilkuletnich przedziałach czasowych innego miernika – dochodów gospodarstw domowych – prowadziło do wniosku o braku konwergencji typu beta¹⁵.

Przedmiotem zainteresowań była konwergencja gospodarcza i społeczna regionów Europy. E. Marelli zbadał 25 krajów Unii Europejskiej i jej regionów (NUTS2) z podziałem na nowych i dotychczasowych jej członków pod względem PKB *per capita*, zatrudnienia i produktywności. Stwierdził konwergencję typu beta dla większości podziałów (z wyjątkiem nowych państw członkowskich) oraz typu sigma, tj. zmniejszanie się dysproporcji pomiędzy krajami i regionami w długim okresie¹⁶. S. Pastuszka i J. Skrzypek zajmowali się konwergencją/dywergencją regionów włoskich pod względem PKB *per capita*, wynagrodzenia brutto i stopy bezrobocia w okresach przed kryzysem finansowym i po nim. Wskazali, że konwergencja stopy

¹⁰ A. Głodowska, *Znaczenie konwergencji w aktualnej i przyszłej polityce strukturalnej Unii Europejskiej*, *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy* 2012, nr 24, s. 174–185.

¹¹ J. Górna, K. Górna, *Konwergencja czy dywergencja regionów Europy Środkowo-Wschodniej po ich przystąpieniu do Unii Europejskiej*, *Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica* 2014, nr 6 (308), s. 31–49.

¹² J. Kurach, *Zróźnicowanie zamożności polskich regionów w świetle badań zbieżności sigma*, *Studia Regionalne i Lokalne* 2011, nr 4 (46), s. 98–119.

¹³ T. Kudłacz, D. Woźniak, *Konwergencja czy dywergencja rozwoju regionalnego Polski w perspektywie 2020 r. w świetle projekcji modelu HERMIN?*, *Zarządzanie Publiczne* 2009, nr 1 (7), s. 19–32.

¹⁴ M.T. Borsi, N. Metiu, *The evolution of economic convergence in the European Union*, *Empirical Economics* 2015, vol. 48, s. 657–681.

¹⁵ A. Wałęga, *Spójność ekonomiczna regionów Polski przed i po przystąpieniu do Unii Europejskiej*, *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach* 2014, nr 203, s. 172–180.

¹⁶ E. Marelli, *Specialisation and convergence of European regions*, *The European Journal of Comparative Economics* 2007, vol. 4, s. 149–178.

bezrobocia dotyczy zarówno całych Włoch, jak i poszczególnych makroregionów¹⁷. Wskaźniki spójności gospodarczej i społecznej (m.in. stopę bezrobocia) w badaniu spójności krajów Europy Środkowo-Wschodniej w latach 2004–2011 wykorzystał J. Borowiec. Określił występowanie negatywnego związku wzrostu gospodarczego i spójności społeczno-gospodarczej na poziomie regionalnym krajów Europy Środkowo-Wschodniej¹⁸. Natomiast A. Baer-Nawrocka i N. Markiewicz analizowały konwergencję wydajności pracy w rolnictwie w 212 regionach (NUTS2) krajów Unii Europejskiej w latach 2000–2008. Stwierdziły występowanie międzyregionalnej sigma konwergencji¹⁹. Badaniem wpływu dywergencji rozwoju gospodarczego (mierzonego PKB *per capita*) na regionalne rynki pracy w Polsce zajmował się M. Guzikowski. Rynki pracy charakteryzował: stopą bezrobocia, aktywnością zawodową, odsetkiem długotrwale bezrobotnych oraz stopą zatrudnienia. Dowodził, że w długim okresie demograficzne zróżnicowanie województw determinuje strukturę i zmiany na regionalnych rynkach pracy, skutkując dywergencją rozwoju województw²⁰. Rynek pracy Polski i Unii Europejskiej jako przedmiot badań spójności społecznej znaleźć można w pracy E. Kusideł i A. Gajdosa, wykorzystującej udziały pracujących według wykształcenia, a także według zawodów i specjalności. Wykazano, że w latach 2005–2014 wśród województw w Polsce ujawniła się silniejsza zbieżność pod względem struktury zawodowej niż wśród krajów wspólnoty²¹.

Badaniami nad konwergencją i/lub dywergencją polskich rynków pracy zajmowali się T. Misiak, T. Tokarczyk i R.W. Włodarczyk. Ustalili, że w latach 2002–2009 w województwach i powiatach nie występowała sigma konwergencja wydajności pracy, płacy realnej i stopy bezrobocia. Co więcej, stopa bezrobocia w latach 2006–2008 ujawniła efekt sigma dywergencji, z kolei w latach 2008–2009 – efekt sigma konwergencji, co badacze wiązali z sytuacją koniunkturalną²².

Spójność rynków pracy była też jednym z elementów badania przez E. Kusideł konwergencji wskaźników ładu społecznego w województwach w latach 1995–2011. Analizując wskaźniki charakteryzujące dostęp do rynku pracy (m.in. stopę bezrobocia długookresowego, wskaźniki zatrudnienia: kobiet, osób niepełnospraw-

¹⁷ S. Pastuszka, J. Skrzypek, *Konwergencja czy dywergencja regionów włoskich*, *Gospodarka Narodowa* 2017, nr 2 (288), s. 101–130.

¹⁸ J. Borowiec, *Wzrost gospodarczy a zmiany w spójności gospodarczej i społecznej w krajach Europy Środkowo-Wschodniej*, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu* 2016, nr 416, s. 26–35.

¹⁹ A. Baer-Nawrocka, N. Markiewicz, *Procesy konwergencji/dywergencji w zakresie wydajności pracy w rolnictwie Unii Europejskiej – analiza regionalna*, *Journal of Agrobusiness and Rural Development* 2012, nr 3 (25), s. 13–23.

²⁰ M. Guzikowski, *Wpływ zmian demograficznych na regionalne rynki pracy w Polsce*, *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach* 2016, nr 276, s. 121–136.

²¹ E. Kusideł, A. Gajdos, *Wpływ zmian w strukturze pracujących na konwergencję kapitału ludzkiego w Polsce i Europie*, *Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica* 2016, nr 3 (321), s. 71–88.

²² T. Misiak, T. Tokarski, R.W. Włodarczyk, *Konwergencja czy dywergencja polskich rynków pracy?*, *Gospodarka Narodowa* 2011, nr 7-8 (239-240), s. 47–69.

nych, osób młodych i osób starszych) i konstruując na ich podstawie miarę syntetyczną, stwierdziła występowanie beta konwergencji absolutnej tego obszaru ładu społecznego. Określiła jednocześnie, że obszar ten w porównaniu z innymi cechuje największe tempo zbieżności (4,5%). Wyniki nie były jednoznaczne, gdyż nie potwierdzono istotnego statystycznie zróżnicowania dostępu do rynku pracy, równocześnie nie stwierdzono gamma konwergencji, czyli istotnej zmiany pozycji w rankingu województwa pod względem miernika syntetycznego²³.

3. Stosowana metoda

W celu ustalenia konwergencji zatrudnienia w województwach w Polsce posłużono się powszechnie wykorzystywanymi modelami beta konwergencji absolutnej i sigma konwergencji²⁴, a także coraz częściej stosowanym w badaniach modelem gamma konwergencji²⁵. Wykorzystane modele początkowo służyły badaniu konwergencji dochodowej, z czasem znalazły zastosowanie w badaniu konwergencji społecznej.

Beta konwergencję absolutną weryfikowano na podstawie modelu regresji przekrojowej następującej postaci:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}}\right) = a + b \cdot \ln(y_{i,t}), \quad (1)$$

gdzie: $\ln\left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}}\right)$ – tempo zmian badanej zmiennej między końcowym i początkowym

okresem analizy; $y_{i,t}$ – wartość badanej zmiennej w początkowym okresie analizy; a , b – parametry modelu; i – obiekt badania, $i = 1, \dots, N$; t – okres badania, $t = 1, \dots, n$; T – interwał między końcowym a początkowym okresem analizy.

Parametry modelu szacowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Weryfikowano hipotezę zerową, że beta konwergencja absolutna nie występuje ($b = 0$) wobec hipotezy alternatywnej o występowaniu beta konwergencji ($b < 0$). Istotność parametru b badano testem Studenta. Statystycznie istotna ujemna wartość parametru b oznacza występowanie konwergencji typu beta. Na podstawie parametru b określa się współczynnik zbieżności (konwergencji) beta:

²³ E. Kusideł, *Konwergencja wojewódzkich wskaźników ładu społecznego*, Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica 2013, nr 293, s. 123–130.

²⁴ R.J. Barro, X. Sala-i-Martin, *Convergence*, Journal of Political Economy 1992, vol. 100, s. 223–251; X. Sala-i-Martin, *The classical approach to convergence*, Economic Journal 1996, vol. 106, s. 1019–1036.

²⁵ G.E. Boyle, T.G. McCarthy, *Simple measure of β -convergence*, Oxford Bulletin Economics and Statistics 1997, vol. 59, s. 257–264.

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

Dodatnia wartość współczynnika wskazuje na występowanie konwergencji i określa jej średniookresowe tempo (wyrażone w procentach). Uzupełniającą dla współczynnika zbieżności jest miara *half-life*, która określa, jaki czas jest potrzebny, aby obecne różnice wartości zmiennej zostały zredukowane o połowę:

$$hl = \frac{\ln 2}{\beta}. \quad (3)$$

Sigma konwergencję weryfikowano na podstawie modelu regresji czasowej miary zróżnicowania²⁶ następującej postaci:

$$v_t = a + b \cdot t, \quad (4)$$

gdzie: v_t – współczynnik zmienności badanej zmiennej w okresie t ; a , b – parametry modelu; t – okres badania, $t = 1, \dots, n$.

Współczynnik zmienności wyznaczano jako relację odchylenia standardowego wartości logarytmów badanej zmiennej wobec średniej arytmetycznej logarytmów tej zmiennej²⁷. Parametry modelu (4) szacowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Sformułowano hipotezę zerową, że sigma konwergencja nie występuje ($b = 0$) wobec hipotezy alternatywnej o występowaniu sigma konwergencji ($b < 0$). Istotność parametru b badano testem Studenta. Ujemna, statystycznie istotna wartość tego parametru świadczy o występowaniu sigma konwergencji.

Potwierdzenia sigma konwergencji dokonano, testując istotność spadku wariancji w okresie początkowym i okresie końcowym. Hipoteza zerowa zakłada brak konwergencji, tj. brak istotnego statystycznie zmniejszenia się wariancji zmiennej w porównywanych okresach ($\hat{\sigma}_1^2 = \hat{\sigma}_T^2$), hipoteza alternatywna – sigma konwergencja zachodzi ($\hat{\sigma}_1^2 > \hat{\sigma}_T^2$). W tym celu wykorzystano statystykę F postaci:

$$F = \frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_T^2}, \quad (5)$$

gdzie: $\hat{\sigma}_t^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\ln(y_{i,t}) - \overline{\ln(y_{i,t})})^2$ – wariancja zmiennej w okresie t .

²⁶ M. Friedman, *Do old fallacies ever die?*, Journal of Economic Literature 1992, vol. 30, s. 2129–2132.

²⁷ Odchylenie standardowe jest pierwiastkiem wariancji obliczanej według zapisu w objaśnieniach pod wzorem (5).

Statystyka empiryczna ma rozkład Fishera-Snedecora z $n_1 = N - 1$ i $n_2 = N - 1$ stopniami swobody. Statystycznie istotna dodatnia wartość F potwierdza występowanie sigma konwergencji.

Gamma konwergencja została określona na podstawie modelu regresji czasowej współczynnika konkordancji rang:

$$RC_t = a + b \cdot t, \quad (6)$$

gdzie: $RC_t = \frac{\text{var}\left(\sum_{i=0}^T AR(y_{it})\right)}{\text{var}((T+1) \cdot AR(y_{i0}))}$ – współczynnik konkordancji rang w okresie t ;

$AR(y_{i0})$ – pozycja obiektu w pierwszym okresie badania; $AR(y_{it})$ – pozycja obiektu w okresie t .

Weryfikowano hipotezę zerową, że gamma konwergencja nie występuje ($b = 0$), wobec hipotezy alternatywnej o występowaniu gamma konwergencji ($b < 0$). Ujemny, statystycznie istotny parametr b modelu (6) wstępnie wskazuje na istnienie gamma konwergencji. Zmniejszanie się wartości indeksu w czasie nie musi wskazywać na istotne zmiany w pozycjach w rankingu obiektów, zwłaszcza gdy uzyskuje się bliskie 1 wartości współczynnika konkordancji rang. Zauważa się, że współczynnik konwergencji typu gamma jest nieparametryczny i odporny we wnioskowaniu na obserwacje skrajne. Bliskość miary do 1 oznacza stabilność rankingu w czasie, co prowadzi do wniosku o braku konwergencji tego typu²⁸. W takim przypadku zalecane jest potwierdzenie jej innym testem²⁹. W badaniu wykorzystano w tym celu test współczynnika korelacji rang Spearmana. Sformułowano hipotezę zerową gamma konwergencja występuje ($r_s = 0$) wobec hipotezy alternatywnej o braku gamma konwergencji ($r_s > 0$). Do weryfikacji posłużyła statystyka empiryczna postaci:

$$t_{r_s} = \frac{r_s \sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r_s^2}}, \quad (7)$$

gdzie: $r_s = 1 - \frac{6 \cdot \sum_{i=1}^N d_i^2}{N \cdot (N^2 - 1)}$ – współczynnik korelacji rang Spearmana; d_i – różnica

rang obiektu w końcowym i początkowym okresie; N – liczba obiektów.

Statystyka empiryczna ma rozkład Studenta o $N - 2$ stopniach swobody. Ujemna (lub zerowa) wartość współczynnika korelacji rang Spearmana wskazuje na zmianę

²⁸ M. Bernardelli, M. Próchniak, B. Witkowski, wyd. cyt.

²⁹ E. Kusideł, *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie w osiąganiu celów polityki spójności*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2013, s. 68–71.

uporządkowania obiektów. Statystycznie istotna ujemna wartość oznacza występowanie gamma konwergencji.

4. Uzyskane wyniki

4.1. Beta konwergencja

Na podstawie danych dotyczących wskaźnika zatrudnienia w województwach w Polsce zbudowano modele regresji czasowej beta konwergencji absolutnej w trzech przedziałach czasowych: dwa krótsze (2004–2010 i 2010–2017) oraz długi (2004–2017). Zbudowane modele przedstawiono graficznie (rys. 2), a wyniki estymacji parametrów modeli oraz ich weryfikacji testem Studenta zamieszczono w tab. 1.

Tabela 1. Wartości parametrów modeli beta konwergencji absolutnej i ich weryfikacja w badanych przedziałach czasowych

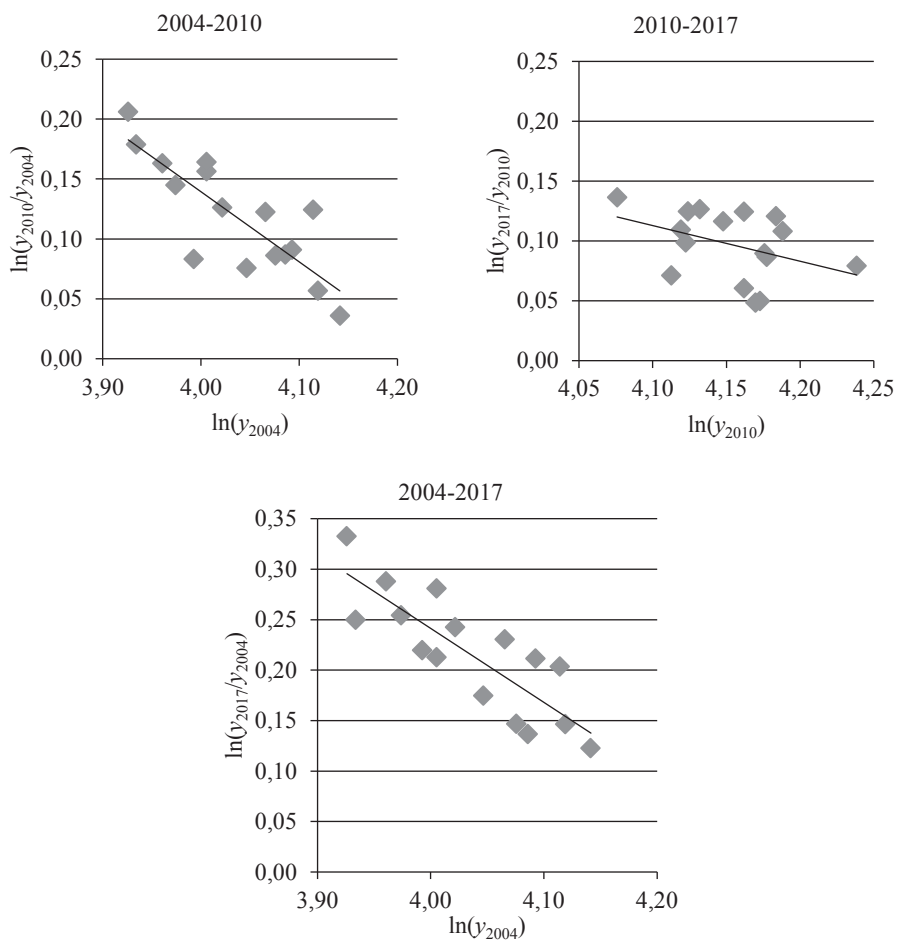
Przedział czasu	Parametry modelu			Statystyka empiryczna parametru b	Wartość p
	b	a	R^2	t_{emp}	
2004–2010	-0,5855	2,4816	0,6873	-5,5472	0,0013
2010–2017	-0,2975	1,3324	0,1623	-1,6467	0,0754
2004–2017	-0,7321	3,1698	0,6909	-5,5946	0,0001

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.

W trzech przedziałach lat uzyskano ujemne wartości parametru b w modelach konwergencji absolutnej. Przyjmując poziom istotności 0,05, można powiedzieć, że statystycznie istotne były one dla lat 2004–2010 oraz 2004–2017, wskazując na istnienie beta konwergencji absolutnej w tych dwóch przedziałach czasowych. Z kolei w okresie 2010–2017 występowanie beta konwergencji absolutnej – łagodząc wymogi weryfikacyjne i dopuszczając większy błąd I rodzaju – na poziomie istotności 0,08 stwierdza się statystycznie istotną wartość parametru b .

Wartości parametrów b w modelu beta konwergencji absolutnej posłużyły do obliczenia współczynnika zbieżności beta i miary *half-life*, zestawiono je w tab. 2.

Tempo konwergencji określone współczynnikiem zbieżności beta w badanych przedziałach czasowych było różne. W pierwszym z przedziałów, czyli w latach 2004–2010, tempo zbieżności było największe i wynosiło 14,7%, z kolei w okresie realizowania strategii Europa 2020 było najmniejsze (5,0%). Wysokie tempo konwergencji wiąże się z niską wartością miary *hl*, czyli krótkim okresem zmniejszenia się wartości analizowanej zmiennej. Jednocześnie przy tak określonych tempach osiągnięcie przez województwa stanu równowagi w zakresie rynku pracy tak, aby różnice w wartościach wskaźnika zatrudnienia zmniejszyły się o połowę, wymagało prawie 5 lat w okresie 2004–2010, a w okresie 2010–2017 – niemal 14 lat.



Rys. 2. Modele regresji przekrojowej beta konwergencji w badanych przedziałach czasowych

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.

Tabela 2. Wartości współczynnika zbieżności beta konwergencji i *half-life* w badanych przedziałach czasowych

Przedział czasu	Współczynnik zbieżności (%)	<i>Half-life</i>
	β	<i>hl</i>
2004–2010	14,7	4,7
2010–2017	5,0	13,7
2004–2017	10,1	6,8

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.

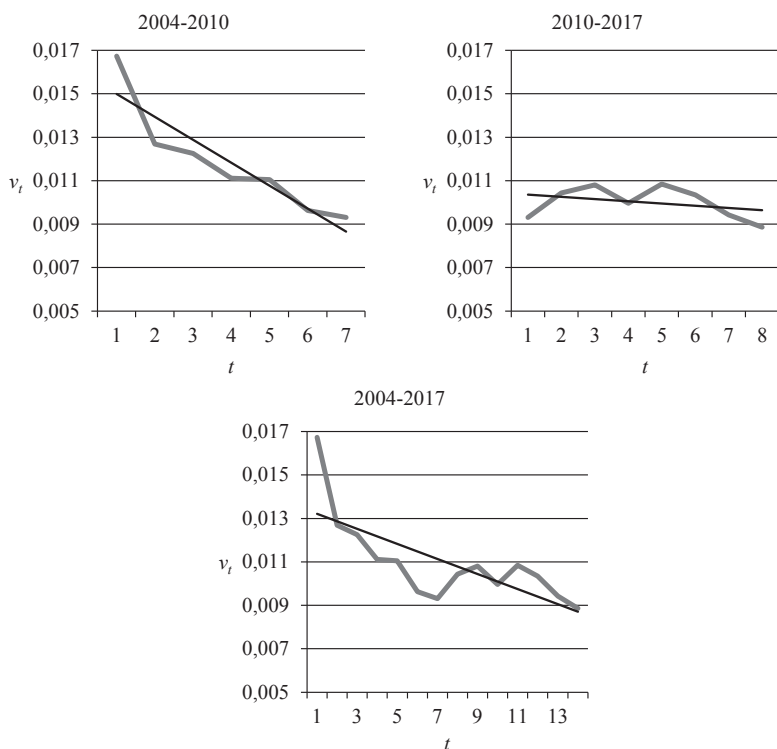
4.2. Sigma konwergencja

Badając sigma konwergencję, obliczono współczynnik zmienności wskaźnika zatrudnienia. Przebieg wartości współczynnika w czasie oraz postać modeli regresji czasowej w rozpatrywanych trzech przedziałach czasowych przedstawiono na rys. 3 oraz w tab. 3.

Tabela 3. Wartości parametrów modeli sigma konwergencji i ich weryfikacja w badanych przedziałach czasowych

Przedział czasu	Parametry modelu			Statystyka empiryczna parametru b	Wartość p
	b	a	R^2	t_{emp}	
2004–2010	-0,0011	0,0161	0,8386	-5,0969	0,0019
2010–2017	-0,0001	0,0105	0,1184	-0,8976	0,2020
2004–2017	-0,0003	0,0136	0,5381	-3,7388	0,0014

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.



Rys. 3. Współczynnik zmienności wskaźnika zatrudnienia i modele regresji w badanych przedziałach czasowych

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.

Wartości współczynnika zmienności wykazują trend malejący. W modelach konwergencji typu sigma uzyskano ujemne wartości parametrów b (tab. 3). Od strony teoretycznej³⁰ warunkiem koniecznym – choć nie dostatecznym – wystąpienia konwergencji typu sigma jest obecność konwergencji typu beta. Tu również statystycznie istotny – przyjmując poziom istotności 0,05 – parametr b otrzymano dla przedziałów lat 2004–2010 i 2004–2017, wskazując na istnienie sigma konwergencji w tych okresach.

Analizę współczynnika zmienności na podstawie wykresów oraz badanie istotności statystycznej parametrów uzupełniono testowaniem istotności spadku wariancji w okresach początkowym i końcowym każdego z przedziałów czasowych. Wyniki weryfikacji zestawiono w tab. 4.

Tabela 4. Wartości wariancji i statystyki empirycznej sigma konwergencji w badanych przedziałach czasowych

Przedział czasu	Wariancja w okresie		Statystyka empiryczna	Wartość p
	początkowym	kończącym		
	σ_1^2	σ_r^2	F	
2004–2010	0,0046	0,0015	3,0509	0,0191
2010–2017	0,0015	0,0014	1,0522	0,4614
2004–2017	0,0046	0,0014	3,2102	0,0152

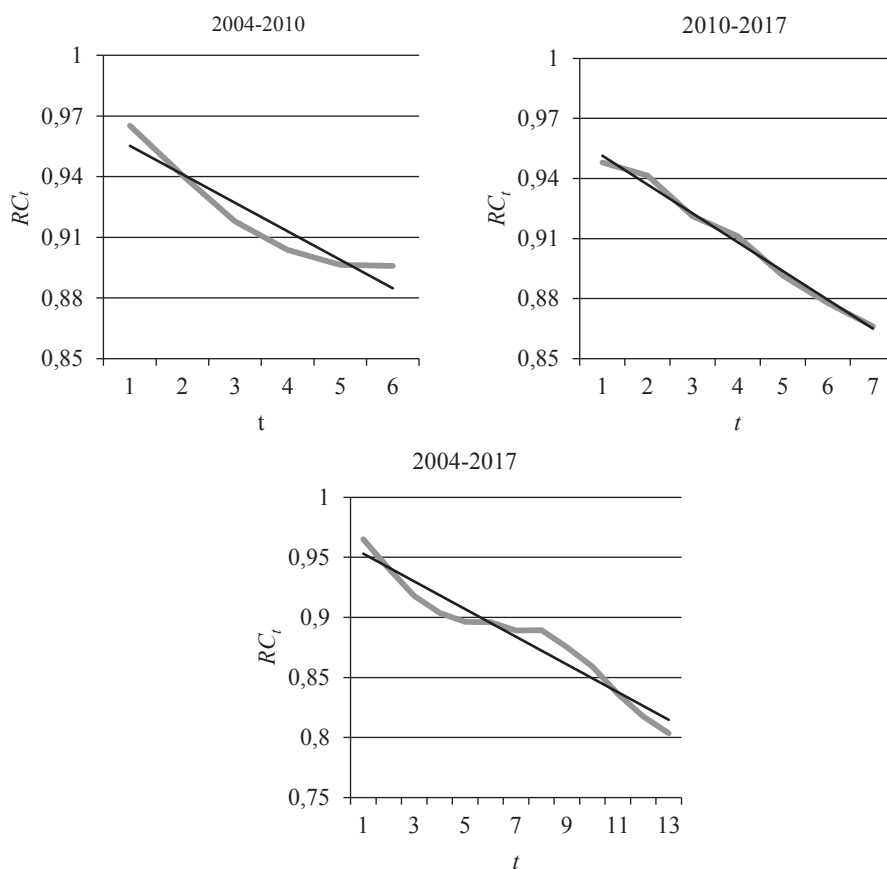
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.

Wariancja w początkowym okresie była wyższa niż w końcowym okresie w każdym z rozpatrywanych przedziałów czasowych. Na przyjętym poziomie istotności 0,05 dla przedziału lat 2004–2017 oraz lat 2004–2010 hipotezę zerową odrzucono na rzecz alternatywnej, czyli w tych przedziałach istotnie zmniejsza się zróżnicowanie wskaźnika zatrudnienia w województwach. Jedynie w okresie 2010–2017 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku sigma konwergencji, czyli w tym przedziale czasowym nie występuje zmniejszanie się zróżnicowania wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–64 lata w regionach Polski.

4.3. Gamma konwergencja

Modele gamma konwergencji w rozpatrywanych przedziałach czasowych przedstawiono graficznie (rys. 3). Należy zauważyć, że otrzymano bardzo wysokie, bliskie 1, wartości współczynników konkordancji, które wskazują na nieznaczne zmiany wewnątrz rozkładu wskaźnika zatrudnienia, tj. w obrębie województw, z upływem czasu. Wartości współczynników konkordancji rang maleją w czasie.

³⁰ D. Furceri, *β and σ -convergence: A mathematical relation of causality*, Economics Letters 2005, vol. 89, s. 212–215.



Rys. 4. Współczynnik konkordancji rang wskaźnika zatrudnienia i modele regresji w badanych przedziałach czasowych

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.

W zbudowanych modelach gamma konwergencji również otrzymano ujemne wartości parametrów b , co więcej, w każdym w badanych przedziałów czasowych były statystycznie istotne (tab. 5). W przypadku tego typu konwergencji nie przesądza to o jej występowaniu, zwłaszcza że współczynniki konkordancji rang były bliskie 1 (por. rys. 3). Weryfikowano zatem występowanie gamma konwergencji, testując istotność współczynnika korelacji rang Spearmana. Wartości współczynników korelacji oraz statystyki empiryczne dla badanych przedziałów czasowych zestawiono w tab. 6.

Wartości współczynników korelacji rang obliczane dla zgodności uporządkowań były dodatnie. Wskazywały na silną zgodność uporządkowań województw pod względem wskaźnika zatrudnienia w końcowym i początkowym okresie w latach

Tabela 5. Wartości parametrów modeli gamma konwergencji i ich weryfikacja w badanych przedziałach czasowych

Przedział czasu	Parametry modelu			Statystyka empiryczna parametru b	Wartość p
	b	a	R^2	t_{emp}	
2004–2010	-0,0141	0,9693	0,8977	-5,9239	0,0020
2010–2017	-0,0144	0,9657	0,9910	-23,4692	0,0000
2004–2017	-0,0115	0,9644	0,9435	-13,5509	0,0000

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.

Tabela 6. Wartości współczynnika korelacji rang Spearmana i statystyka empiryczna w badanych przedziałach czasowych

Przedział czasu	Współczynnik korelacji rang Spearmana	Statystyka empiryczna	Wartość p
	r_s	t_{rs}	
2004–2010	0,7971	4,9384	0,0001
2010–2017	0,7691	4,5028	0,0002
2004–2017	0,5397	2,3987	0,0155

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.

2004–2010 oraz 2010–2017, natomiast w latach 2004–2017 zgodność uporządkowań województw była umiarkowana. Dodatni znak współczynnika korelacji rang Spearmana oraz jego statystyczna istotność (na poziomie 0,05) wskazują na brak gamma konwergencji w każdym z rozważanych okresów.

4.4. Identyfikacja charakteru beta konwergencji

Wobec stwierdzonej beta konwergencji wskaźnika zatrudnienia w badanych przedziałach czasowych dokonano identyfikacji charakteru konwergencji (dywergencji) zachodzących w województwach. Podstawą grupowania był poziom wskaźnika zatrudnienia w województwach w początkowym okresie (dokładniej logarytm wartości wskaźnika) i jego dynamika zmian w badanym przedziale lat w stosunku do średniej (dokładniej logarytm ilorazu wartości wskaźnika z końcowego i początkowego okresu). Wyniki grupowania dla każdego z rozważanych przedziałów czasowych przedstawiono w tab. 7–9.

W latach 2004–2010 proces konwergencji zidentyfikowano w odniesieniu do 13 województw (tab. 7). W przypadku 7 z nich miało one charakter doganiania, w przypadku 6 – efektu spowalniania. Konwergencja o efekcie doganiania cechowała województwa: dolnośląskie, lubuskie, opolskie, pomorskie, śląskie, święto-

Tabela 7. Klasyfikacja województw ze względu na poziom i tempo zmian wskaźnika zatrudnienia w latach 2004–2010

Wyszczególnienie		Poziom wskaźnika zatrudnienia w 2004 roku	
		Mniejszy niż średnia w województwach	Większy niż średnia w województwach
Tempo zmian wskaźnika zatrudnienia w 2010 roku w porównaniu z 2004 rokiem	Mniejsze niż średnie tempo w województwach	Dywergencja, efekt marginalizacji	Konwergencja, efekt spowalniania
		zachodniopomorskie	kujawsko-pomorskie lubelskie małopolskie podkarpackie podlaskie wielkopolskie
	Większe niż średnie tempo w województwach	Konwergencja, efekt doganiania	Dywergencja, efekt dystansowania
		dolnośląskie lubuskie opolskie pomorskie śląskie świętokrzyskie warmińsko-mazurskie	łódzkie mazowieckie

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.

krzyskie i warmińsko-mazurskie. W 2004 r. województwa te odnotowały niższy od średniej dla ogółu województw poziom wskaźnika zatrudnienia, jednak z uwagi na wyższą od średniej dynamikę wzrostu ich sytuacja w porównaniu do przeciętnej sytuacji w województwach poprawiła się. Konwergencja z efektem spowalniania wystąpiła z kolei w województwach: kujawsko-pomorskim, lubelskim, małopolskim, podkarpackim, podlaskim i wielkopolskim. Regiony te, mimo wyższej niż przeciętnej wartości wskaźnika zatrudnienia, wykazywały wolniejsze niż przeciętne tempo zmian wskaźnika. Jedynie trzy województwa zidentyfikowano jako podlegające dywergencji. Dywergencja z efektem dystansowania dotyczyła województw łódzkiego i mazowieckiego, natomiast charakter marginalizacji wystąpił w województwie zachodniopomorskim.

W przedziale czasowym 2010–2017 konwergencję stwierdzono w 12 województwach, w takiej samej liczbie województw wystąpił efekt doganiania, co efekt spowalniania (tab. 8). Konwergencja o charakterze doganiania cechowała województwa: dolnośląskie, kujawsko-pomorskie, lubuskie, opolskie, śląskie i zachodniopomorskie. Natomiast konwergencja z efektem spowalniania wystąpiła w województwach: lubelskim, małopolskim, mazowieckim, podkarpackim, podlaskim i świętokrzyskim. W 2010 r. województwa te odnotowały wyższy od średniej dla ogółu województw poziom wskaźnika zatrudnienia, jednak z uwagi na niższą od średniej dynamikę wzrostu ich sytuacja w porównaniu do przeciętnej sytuacji w województwach była gorsza. Proces dywergencji w tym przedziale czasowym ujawniła

nił się w 4 województwach, przy czym w 3 województwach (łódzkim, pomorskim i wielkopolskim) wystąpił efekt dystansowania. Efekt marginalizacji dotyczył województwa warmińsko-mazurskiego.

Tabela 8. Klasyfikacja województw ze względu na poziom i tempo zmian wskaźnika zatrudnienia w latach 2010–2017

Wyszczególnienie		Poziom wskaźnika zatrudnienia w 2010 roku	
		Mniejszy niż średnia w województwach	Większy niż średnia w województwach
Tempo zmian wskaźnika zatrudnienia w 2017 roku w porównaniu z 2010 rokiem	Mniejsze niż średnie tempo w województwach	Dywergencja, efekt marginalizacji	Konwergencja, efekt spowalniania
		warmińsko-mazurskie	lubelskie małopolskie mazowieckie podkarpackie podlaskie świętokrzyskie
	Większe niż średnie tempo w województwach	Konwergencja, efekt doganiania	Dywergencja, efekt dystansowania
		dolnośląskie kujawsko-pomorskie lubuskie opolskie śląskie zachodniopomorskie	łódzkie pomorskie wielkopolskie

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.

Porównując rezultaty grupowania dla przedziału lat 2004–2010 i 2010–2017, należy zauważyć, że w połowie województw utrwały się efekty konwergencji. Wśród województw wykazujących konwergencję 4 województwa utrzymały efekt doganiania (dolnośląskie, lubuskie, opolskie i śląskie) oraz 4 województwa zachowały efekt spowalniania (lubelskie, małopolskie, podkarpackie i podlaskie). Natomiast łódzkie wykazywało w obu przedziałach czasowych trwały efekt dystansowania. Zmianę zachodniopomorskiego w klasyfikacji województw z grupy o dywergencji z efektem marginalizacji w latach 2004–2010 do grupy konwergencji o charakterze doganiania w latach 2010–2017 należy traktować jako korzystną. Podobnie, korzystne z punktu widzenia zbieżności wartości wskaźnika zatrudnienia jest przejście województwa mazowieckiego z grupy z efektem dystansowania do grupy z efektem spowalniania. Natomiast niekorzystna jest w przypadku województwa warmińsko-mazurskiego zmiana grupy z efektem doganiania na grupę z efektem marginalizacji.

W okresie 2004–2017 zbliżone są wyniki klasyfikacji do tych uzyskanych dla krótszych okresów (tab. 9). Liczniejsza była grupa województw (14) podlegających procesowi konwergencji. W połowie z nich miały one charakter doganiania, w połowie – charakter spowalniania. W porównaniu z krótszym okresem 2004–2010 trwała

Tabela 9. Klasyfikacja województw ze względu na poziom i tempo zmian wskaźnika zatrudnienia w latach 2004-2017

Wyszczególnienie		Poziom wskaźnika zatrudnienia w 2004 roku	
		Mniejszy niż średnia w województwach	Większy niż średnia w województwach
Tempo zmian wskaźnika zatrudnienia w 2017 roku w porównaniu z 2004 rokiem	Mniejsze niż średnie tempo w województwach	Dywergencja, efekt marginalizacji	Konwergencja, efekt spowalniania
		świętokrzyskie	kujawsko-pomorskie lubelskie małopolskie mazowieckie podkarpackie podlaskie wielkopolskie
	Większe niż średnie tempo w województwach	Konwergencja, efekt doganiania	Dywergencja, efekt dystansowania
		dolnośląskie lubuskie opolskie pomorskie śląskie warmińsko-mazurskie zachodniopomorskie	łódzkie

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Eurostatu.

konwergencja ujawniła się w 12 województwach, a trwała dywergencja – w łódzkim. Z kolei w porównaniu z przedziałem czasowym 2010–2017 konwergencja utrzymała się w 10 województwach, a dywergencja – w jednym.

5. Zakończenie

Wykorzystane metody badania konwergencji społecznej województw Polski (określonej wskaźnikiem zatrudnienia osób w wieku 20–64 lata) pozwoliły na potwierdzenie występowania konwergencji typu beta w analizowanych przedziałach czasu oraz konwergencji typu sigma jedynie w dwóch przedziałach czasowych. Nie potwierdzono w rozważanych okresach gamma konwergencji.

Realizacji celu określonego dla Polski w strategii Europa 2020 towarzyszy beta konwergencja absolutna wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–64 lata, czyli wyrównywanie się poziomu wskaźnika zatrudnienia w województwach Polski. W latach 2010–2017 konwergencja tego typu dotyczyła 12 województw, przy czym w 6 uwidoczniał się efekt doganiania, a w takiej samej liczbie – efekt spowalniania. W porównaniu z wcześniejszym przedziałem lat 2004–2010 należy zauważyć, że wśród regionów wykazujących konwergencję 4 województwa utrzymały konwergencję o charakterze doganiania (dolnośląskie, lubuskie, opolskie i śląskie) oraz 4 województwa utrzymały efekt spowalniania (lubelskie, małopolskie, podkarpackie

i podlaskie), co świadczy o trwałości charakteru konwergencji jedynie części województw Polski. Tempo, z jakim następowało upodabnianie się wojewódzkich rynków pracy pod względem wskaźnika zatrudnienia, było w okresie 2010–2017 niższe niż w przedziale lat 2004–2010. W okresie, na który przypada realizacja strategii, nie stwierdzono występowania sigma konwergencji, tj. nie stwierdzono istotnego statystycznie zmniejszania się zróżnicowania wskaźnika zatrudnienia w województwach Polski. Chociaż mały w czasie wartości współczynnika konkordancji rang, to ich wysokie wartości oraz zastosowany test zgodności rang pozwalają wnioskować, że nie występowała gamma konwergencja w przedziale 2010–2017, czyli nie zaobserwowano zmian pozycji województw pod względem wartości badanego miernika.

Literatura

- Baer-Nawrocka A., Markiewicz N., *Procesy konwergencji/dywergencji w zakresie wydajności pracy w rolnictwie Unii Europejskiej – analiza regionalna*, Journal of Agrobusiness and Rural Development 2012, nr 3 (25), s. 13–23.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X., *Convergence*, Journal of Political Economy 1992, vol. 100, s. 223–251.
- Bernardelli M., Próchniak M., Witkowski B., *Konwergencja dochodowa: mocne i słabe strony istniejących podejść*, Kwartalnik Kolegium Ekonomiczno-Społecznego. Studia i Prace 2017, nr 3 (31), s. 71–86.
- Borowiec J., *Wzrost gospodarczy a zmiany w spójności gospodarczej i społecznej w krajach Europy Środkowo-Wschodniej*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu 2016, nr 416, s. 26–35.
- Borsi M.T., Metiu N., *The evolution of economic convergence in the European Union*, Empirical Economics 2015, vol. 48, s. 657–681.
- Boyle G.E., McCarthy T.G., *Simple measure of β -convergence*, Oxford Bulletin Economics and Statistics 1997, vol. 59, s. 257–264.
- Friedman M., *Do old fallacies ever die?*, Journal of Economic Literature 1992, vol. 30, s. 2129–2132.
- Furceri D., *β and σ -convergence: A mathematical relation of causality*, Economics Letters 2005, vol. 89, s. 212–215.
- Głodowska A., *Znaczenie konwergencji w aktualnej i przyszłej polityce strukturalnej Unii Europejskiej, Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy 2012*, nr 24, s. 174–185.
- Górna J., Górna K., *Konwergencja czy dywergencja regionów Europy Środkowo-Wschodniej po ich przystąpieniu do Unii Europejskiej*, Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica 2014, nr 6 (308), s. 31–49.
- Guzikowski M., *Wpływ zmian demograficznych na regionalne rynki pracy w Polsce*, Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach 2016, nr 276, s. 121–136.
- Komisja Europejska, *Komunikat Komisji Europa 2020. Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju, sprzyjającego włączeniu społecznemu*, Bruksela 3.03.2010, http://ec.europa.eu/eu2020/pdf/1_PL_ACT_part1_v1.pdf (19.11.2018).
- Kosmański R., *Konwergencja gospodarcza w Polsce w ujęciu sektorowym*, Wiadomości Statystyczne 2016, nr 2, s. 47–61.
- Krupowicz J., *Prognozy wskaźnika zatrudnienia i ich weryfikacja w krajach Unii Europejskiej w świetle strategii „Europa 2020”*, Ekonometria 2017, nr 1 (55), s. 25–42.
- Kudłacz T., Woźniak D., *Konwergencja czy dywergencja rozwoju regionalnego Polski w perspektywie 2020 r. w świetle projekcji modelu HERMIN?*, Zarządzanie Publiczne 2009, nr 1 (7), s. 19–32.

- Kudrycka I., *Analiza konwergencji rozwoju regionalnego w Polsce w latach 2001–2012*, Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica 2014, nr 6 (308), s. 51–66.
- Kurach J., *Zróżnicowanie zamożności polskich regionów w świetle badań zbieżności sigma*, Studia Regionalne i Lokalne 2011, nr 4 (46), s. 98–119.
- Kusideł E., *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie w osiągnięciu celów polityki spójności*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2013.
- Kusideł E., *Konwergencja wojewódzkich wskaźników ładu społecznego*, Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica 2013, nr 293, s. 123–130.
- Kusideł E., Gajdos A., *Wpływ zmian w strukturze pracujących na konwergencję kapitału ludzkiego w Polsce i Europie*, Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica 2016, nr 3 (321), s. 71–88.
- Marelli E., *Specialisation and convergence of European regions*, The European Journal of Comparative Economics 2007, vol. 4, s. 149–178.
- Misiak T., Tokarski T., Włodarczyk R.W., *Konwergencja czy dywergencja polskich rynków pracy?*, Gospodarka Narodowa 2011, nr 7-8 (239-240), s. 47–69.
- Pastuszka S., Skrzypek J., *Konwergencja czy dywergencja regionów włoskich*, Gospodarka Narodowa 2017, nr 2 (288), s. 101–130.
- Plümper T., Schneider C.J., *The analysis of policy convergence, or: How to chase a black cat in a dark room*, Journal of European Public Policy 2009, vol. 16, s. 990–1011.
- Sala-i-Martin X., *The classical approach to convergence*, Economic Journal 1996, vol. 106, s. 1019–1036.
- Wałęga A., *Spójność ekonomiczna regionów Polski przed i po przystąpieniu do Unii Europejskiej*, Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach 2014, nr 203, s. 172–180.
- Wierzbička W., *Kapitał ludzki jako filar gospodarki opartej na wiedzy – analiza stanu regionalnego zróżnicowania w Polsce*, Studia Prawno-Ekonomiczne 2017, t. CIV, s. 329–343.
- Wójcik P., *Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów*, Studia Regionalne i Lokalne 2008, nr 2 (32), s. 41–60.