

Agnieszka Wałęga

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

SPÓJNOŚĆ EKONOMICZNA REGIONÓW POLSKI PRZED I PO PRZYSTĄPIENIU DO UNII EUROPEJSKIEJ

Wprowadzenie

Spójność kraju, czyli stopień zróżnicowania tworzących go regionów, można analizować w trzech aspektach: ekonomicznym, społecznym i terytorialnym. W przypadku spójności ekonomicznej porównuje się ogólną aktywność gospodarczą regionów mierzoną zazwyczaj za pomocą produktu krajowego brutto (PKB). W drugim podejściu rozpatruje się różne szczegółowe wskaźniki rozwoju społeczno-ekonomicznego, takie jak np.: stan infrastruktury, stopa bezrobocia i poziom ubóstwa. W przypadku analizy spójności terytorialnej wyróżnia się regiony, które należy uznać za obszary: centralne, peryferyjne lub pośrednie (Jasiński, 2005, s. 7).

W opracowaniu przedmiotem badań uczyniono spójność ekonomiczną. Celem badań jest ocena spójności ekonomicznej regionów Polski przed i po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej. Zasadnicze pytanie, na które poszukiwano odpowiedzi, brzmi: czy przystąpienie Polski do Unii Europejskiej przyczyniło się do zwiększenia spójności ekonomicznej regionów?

W analizie wykorzystano indywidualne dane pochodzące z badania budżetów gospodarstw domowych z lat 2000-2009 oraz dane dotyczące podregionów z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego.

1. Spójność ekonomiczna i jej pomiar

Przyjmuje się, że pogłębienie spójności ekonomicznej wymaga wyrównywania poziomu PKB per capita między regionami (spójność kraju) lub krajami (spójność w wymiarze międzynarodowym). W literaturze przedmiotu w nurcie

problematyki wzrostu gospodarczego¹ można spotkać różne odmiany konwergencji, między innymi takie, jak σ -konwergencja i β -konwergencja, które są zaliczane do tzw. klasycznych konwergencji. Pierwsza z nich zachodzi, gdy dyspersja PKB per capita między krajami (regionami) w badanej grupie zmniejsza się w miarę upływu czasu. Pojęcie β -konwergencji dotyczy z kolei zależności pomiędzy średnią stopą wzrostu PKB per capita a początkowym jego poziomem. Można wyróżnić dwie jej odmiany: konwergencję absolutną (bezwarunkową), która zakłada, że wszystkie badane gospodarki dążą do tego samego stanu ustalonego (steady state), czyli również do tego samego poziomu zamożności wyrażonego dochodem per capita, oraz konwergencję warunkową, która zakłada, że każdy kraj zmierza do swojego stanu ustalonego, który zależy od cech jego gospodarki, np. średni poziom wykształcenia, struktura dochodu (por. Berbeka, 2006, s. 27 i 28; Nowak, 2007, s. 71-76).

Wspomniane pojęcia konwergencji są ze sobą powiązane. β -konwergencja jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym do wystąpienia σ -konwergencji (Nowak, 2007, s. 75).

Rozrzut PKB per capita na poziomie regionalnym (σ -konwergencja) jest zazwyczaj mierzony za pomocą odchylenia standardowego (lub wariancji) logarytmu PKB per capita badanych krajów (regionów). Dowodem występowania σ -konwergencji jest obserwowana w czasie tendencja malejąca odchylenia standardowego logarytmów naturalnych PKB per capita (Nowińska-Łazniewska, Górecki, 2006, s. 298). W innym podejściu σ -konwergencję można również zbadać, szacując równanie regresji w postaci (Markowska-Przybyła, 2010, s. 94): $\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \xi$, gdzie σ_t oznacza odchylenie standardowe logarytmu naturalnego PKB per capita w roku t . Jeżeli parametr α_1 jest ujemny, wówczas występuje σ -konwergencja. Alternatywnie do pomiaru σ -konwergencji jest stosowany współczynnik zmienności PKB per capita.

Analiza absolutnej β -konwergencji jest związana z estymacją parametrów równania regresji, w którym na przeciętną stopę realnego wzrostu PKB per capita wpływa początkowy jego poziom oraz – przy testowaniu konwergencji warunkowej – inne zmienne strukturalne. Równanie to ma postać (Próchniak, Rapański, 2007, s. 43):

$$T^{-1} \ln \left(\frac{y_{it}}{y_{i0}} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(y_{i0}) + \varepsilon_{it},$$

a zatem:

¹ Teoretyczne rozważania na temat zjawiska konwergencji na gruncie neoklasycznego wzrostu przedstawili w swoich pracach między innymi: Barro, Sala-i-Martin (1992, s. 223-251) oraz Sala-i-Martin (1996, s. 1019-1036).

$$\beta = -\frac{1}{T} \ln(1 + \alpha_1 T),$$

gdzie:

y_{i0} i y_{iT} – PKB per capita w i -tym kraju (regionie) w początkowej i końcowej jednostce czasu,

T – długość badanego okresu,

β – współczynnik szybkości zbieżności,

α_0 – stała,

ε_{it} – składnik losowy.

Ujemny parametr α_1 oznacza występowanie konwergencji².

Wśród klasycznych konwergencji wymienia się również γ -konwergencję. Oznacza ona sytuację, w której w danym okresie kraje zmieniają pozycję w rankingu zamożności. Według Boyle'a i McCarthy'ego (1999, s. 343-347) w celu testowania γ -konwergencji należy zastosować współczynnik konkordancji rang Kendalla³. Jeżeli wartości współczynników maleją w czasie, wówczas w badanej grupie krajów występuje γ -konwergencja.

Krytyka klasycznych metod badania konwergencji skierowała uwagę badaczy na możliwość wykorzystania w tym celu łańcuchów Markowa. Jest to jedna z metod analizy dynamiki struktury danego zjawiska. Początkowy rozkład dochodu jest dzielony na skończoną liczbę przedziałów, nazywanych klasami dochodu⁴, na bazie których jest estymowana macierz przejścia $P = [\tilde{p}_{ij}]$ (Kot, Podolec, Ulman, 1999, s. 245). Elementami macierzy są prawdopodobieństwa przejścia p_{ij} poszczególnych krajów (regionów) z klasy dochodu i do klasy j ($i, j = 1, \dots, m$) w ustalonej jednostce czasu t ($t = 0, 1, 2, \dots, T$)⁵. Otrzymane prawdopodobieństwa informują o procentowej liczbie krajów (regionów), które były początkowo w danej klasie dochodu, a w kolejnym okresie pozostały w niej bądź przesunęły się do innych klas.

Prawdopodobieństwo przejścia tworzy tzw. wektor prawdopodobieństwa granicznego (ergodycznego). Prawdopodobieństwo to stanowi główne narzędzie analizy konwergencji. Jednomodalny rozkład prawdopodobieństwa (przesunię-

² Współczynnik β informuje, jaki procent odległości od stanu równowagi długookresowej (steady state) gospodarka pokonuje w ciągu jednego okresu. Współczynnik β nie mierzy jednak szybkości wyrównywania się poziomów dochodu (rozwoju gospodarczego), lecz tempo zbieżności do hipotetycznego stanu równowagi długookresowej (Próchniak, Rapacki, 2007, s. 44).

³ W celu skonstruowania tego współczynnika należy każdej gospodarce z badanej grupy przypisać rangę w taki sposób, aby kraje (regiony) o wyższej wartości PKB per capita otrzymały wyższe numery.

⁴ Arbitralność doboru przedziałów rozdzielających poszczególne klasy dochodu stanowi ograniczenie opisywanej metody – różny podział może doprowadzić do różnych wyników.

⁵ Jeżeli prawdopodobieństwa p_{ij} nie zależą od czasu t , to proces taki nazywamy stacjonarnym lub jednorodnym łańcuchem Markowa (Ulman, 2011, s. 193).

cie masy prawdopodobieństwa w kierunku klasy dochodu zawierającej wartość przeciętną) wskazuje na brak dowodów przeciwko konwergencji, natomiast wielomodalne rozkłady tego prawdopodobieństwa wskazują na konwergencję „klubów” (masa prawdopodobieństwa koncentruje się w klasach skrajnych). Jeżeli natomiast jego rozkład jest zbliżony do jednostajnego (podobne elementy wektora prawdopodobieństwa ergodycznego), to mamy do czynienia z dywergencją (Nowińska-Łaźniewska, Górecki, 2006, s. 4).

Macierz prawdopodobieństwa przejścia może zostać również wykorzystana w celu obliczenia miar oceniających szybkość zbieżności. Jedną z nich jest tzw. half-life, czyli liczba okresów⁶, po jakich obecny stan w połowie zbliży się do stanu stacjonarnego. Im mniejszą wartość przyjmuje ta miara, tym lepiej. Można ją policzyć wykorzystując wzór $hl = \frac{-\ln 2}{\ln |\lambda_2|}$, gdzie λ_2 oznacza drugą wartość własną macierzy prawdopodobieństwa przejścia (Nowińska-Łaźniewska, Górecki, 2006, s. 4).

Druga miara została zaproponowana przez G. Pellegriniego (za: Łaźniewska, Górecki, 2012, s. 5) i jest nią indeks stabilności S , który dla macierzy przejścia o wymiarze $m \times m$ przyjmuje postać $S = \sum_{i=j}^m \frac{p_{ij}}{m}$, gdzie licznik ułamek oznacza sumę elementów na przekątnej. Przyjmuje on wartości od 0 do 1. Duża jego wartość wskazuje na stabilny proces, w którym szansa zmiany stanu jest raczej niewielka.

Na podstawie macierzy prawdopodobieństw przejścia można również dokonać pomiaru stopnia zmian (mobilności) analizowanej struktury. W tym celu można zastosować między innymi indeks Bartholomew zdefiniowany następująco:

$$I_B = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \pi_i p_{ij} |i - j|,$$

gdzie:

i, j – identyfikatory odpowiednio wiersza i kolumny,

p_{ij} – elementy macierzy prawdopodobieństw przejścia,

π_i – struktura przynależności kraju (regionu) do klasy dochodu w roku wyjściowym (por. np. Ulman, 2011, s. 195).

Jeżeli I_B przyjmuje wartość równą zero, oznacza to całkowity brak zmian (mobilności). Im większą wartość przyjmuje ten indeks, tym większa jest skala zmian (mobilności) w analizowanej strukturze. Na podstawie tego indeksu można również zbadać mobilność w kierunku poprawy sytuacji materialnej krajów (regionów) (I_A odnosi się do elementów macierzy przejścia znajdujących się nad

⁶ Należy brać pod uwagę okresy, dla jakich była wyznaczana macierz prawdopodobieństwa przejścia, np. rok, 10 lat itd.

główną przekątną) oraz w kierunku pogorszenia tej sytuacji (I_D dotyczy elementów leżących poniżej głównej przekątnej)⁷.

2. Spójność ekonomiczna regionów Polski

Analiza zróżnicowania sytuacji dochodowej w ujęciu województw, które są jednostką badania, i jej zmian w czasie pozwala wnioskować na temat ich spójności ekonomicznej. W tabeli 1 przedstawiono oszacowania parametrów modelu regresji σ -konwergencji równania⁸. Dodatni parametr α_1 daje podstawę do wnioskowania o zmniejszającej się w Polsce σ -konwergencji. Wniosek ten jest zbieżny z obserwacjami dotyczącymi wzrostu dyspersji dochodu na jednostkę ekwiwalentną gospodarstw domowych w latach 2000-2009.

Tabela 1

Wyniki oszacowania parametrów modelu regresji σ -konwergencji dla gospodarstw domowych w latach 2000-2009

Wyszczególnienie	<i>Alfa</i>	Błąd standardowy	<i>A</i>	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i> -Studenta <i>t</i> (8)	Poziom <i>p</i>
Wyraz wolny			0,5616	0,0054	103,14	0,0000
Czas (<i>t</i>)	0,7269	0,2428	0,0026	0,0009	2,99	0,0172
$R^2 = 52,84\%$; $F(1,8) = 8,965$; $p < 0,0172$						

Źródło: Obliczenia na podstawie danych indywidualnych nieidentyfikowalnych z badania budżetów gospodarstw domowych z lat 2000-2009.

Wobec wzrastających rozbieżności sprawdzono dodatkowo, czy w analizowanych latach województwa zmieniały swoją pozycję w rankingu zamożności (wysokości średniego dochodu na jednostkę ekwiwalentną gospodarstw domowych). W tym celu w każdym roku badania województwa zostały porangowane według wysokości dochodu na jednostkę ekwiwalentną gospodarstw domowych. Województwa o wyższym poziomie dochodu otrzymały wyższe numery. Badanie γ -konwergencji przeprowadzono dla całego analizowanego okresu oraz w dwóch podokresach 2000-2004 i 2005-2009, tj. przed i po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej. Wyniki zaprezentowano w tabeli 2.

⁷ Szczegółowy opis wskaźników można znaleźć np. w: Kot, Podolec, Ulman (1999, s. 47-49).

⁸ Przeprowadzone badania zależności dochodu na jednostkę ekwiwalentną w gospodarstwach domowych (do obliczenia jednostek ekwiwalentnych wykorzystano zmodyfikowaną skalę OECD) od PKB per capita wykazały statystycznie istotną silną korelację dodatnią (wartości współczynnika korelacji liniowej Pearsona przekraczają 0,85). W związku z powyższym przy estymacji parametrów równania jako zmienną objaśnianą wprowadzono odchylenie standardowe logarytmów dochodu na jednostkę ekwiwalentną gospodarstw domowych.

Tabela 2

Wartości współczynnika γ -konwergencji województw w latach 2000-2009

Wyszczególnienie	2000-2004	2005-2009	2000-2009
γ	0,592	0,621	0,707

Źródło: Jak w tabeli 1.

W latach 2000-2004 – w okresie przygotowania do wejścia Polski do Unii Europejskiej – można zauważyć niższą wartość współczynnika konkordancji rang Kendalla. Natomiast w latach 2005-2009 nastąpił wyraźny wzrost wartości tego wskaźnika. Świadczy to o tym, że województwa w mniejszym stopniu zmieniały swoje pozycje w rankingu ze względu na poziom dochodu na jednostkę ekwiwalentną gospodarstw domowych. Większa stabilność zajmowanej pozycji może wskazywać na utrzymujący się dystans pomiędzy województwami.

W dalszej kolejności podjęto próbę oceny mobilności podregionów pod względem ich zamożności (określonej poprzez sytuację dochodową), wykorzystując łańcuchy Markowa. Jednostką badania w tym przypadku uczyniono podregion. Do oceny mobilności regionów posłużono się danymi z lat 2000-2009 dotyczącymi produktu krajowego brutto na jednego mieszkańca na poziomie NUTS 3 pochodzącymi z Banku Danych Lokalnych GUS. Regiony zostały podzielone na grupy według wysokości dochodu. W badaniach przyjęto pięć klas dochodu mierzonego udziałem (w %) PKB per capita w danym podregionie w stosunku do PKB per capita dla Polski w danym roku. Macierz prawdopodobieństwa przejścia dla całego badanego okresu przedstawia tabela 3.

Tabela 3

Macierz prawdopodobieństwa przejścia pomiędzy klasami dochodu dla podregionów

Grupy dochodu		2009 r.				
		[0-60]	(60-75]	(75-100]	(100-150]	(150 lub więcej)
2000 r.	[0-60]	0,667	0,333	0	0	0
	(60-75]	0,158	0,842	0	0	0
	(75-100]	0	0,037	0,963	0	0
	(100-150]	0	0	0,167	0,667	0,167
	(150 lub więcej)	0	0	0	0,200	0,800
Statystyki podsumowujące						
Wektor stacjonarny		0,321	0,679	0	0	0
Half-life		18,37 okresów				
Indeks stabilności (S)		0,79				

Źródło: Obliczenia na podstawie danych pochodzących z Banku Danych Lokalnych z lat 2000 i 2009.

Obliczony wskaźnik stabilności oparty na śladzie macierzy prawdopodobieństwa przejścia wyniósł 0,79, co potwierdza stosunkowo wysoką trwałość rozkładu (tabela 3). Regiony, których PKB per capita kształtował się na pozio-

mie od 75-100% PKB per capita dla Polski, w najmniejszym stopniu zmieniły swoją pozycję. W pozostałych wyróżnionych grupach można zaobserwować większą dynamikę zmian. Najbiedniejsze podregiony miały większe szanse na względne wzbogacenie niż najbogatsze na zubożenie. Generalnie jednak prawdopodobieństwo względnego ubożenia było wyższe niż względnego bogacenia. Silne tendencje do względnego ubożenia potwierdza wektor ergodyczny – cała masa prawdopodobieństwa kumuluje się w dwóch grupach najbiedniejszych podregionów, co nie jest oczywiście praktycznie możliwe, ale pokazuje w sposób syntetyczny dynamikę rozkładu względnego PKB na mieszkańca wśród podregionów⁹.

Pomimo uwzględnienia w badaniach dziesięcioletniego okresu zmiany w sytuacji dochodowej poszczególnych regionów następowały tylko o jeden poziom w górę lub w dół. Wynika to stąd, że konwergencja dochodowa na poziomie mezoekonomicznym jest procesem bardzo wolnym. Potwierdza to również wskaźnik half-life, który wynosi 18,37, co oznacza, że za około 184 lata ($18,37 \times 10$ lat) obecny stan w połowie zbliży się do stanu stacjonarnego¹⁰.

Tabela 4

Indeksy mobilności dla podregionów NUTS 3 pomiędzy klasami dochodu w latach 2000-2009

Okres	Indeks		
	I_B	I_D	I_A
2000-2004	0,042	0,023	0,019
2004-2009	0,042	0,027	0,015
2000-2009	0,038	0,027	0,011

Źródło: Jak w tabeli 3.

Analizując bezpośrednio indeksy mobilności regionów według poziomu PKB per capita w stosunku do PKB per capita dla Polski (tabela 4), można zauważyć generalnie słabą ich mobilność (niskie wartości indeksu I_B). Znajduje to potwierdzenie w wartościach indeksu stabilności. Niemniej jednak w większym stopniu na ogólną mobilność regionów wpłynęły przesunięcia w kierunku pogorszenia sytuacji dochodowej w porównaniu z sytuacją całej Polski ($I_D > I_A$). Widoczne jest to zwłaszcza latach 2004-2009.

⁹ W przypadku analizy konwergencji nie można jednak traktować macierzy ergodycznej jako długookresowej prognozy dla analizowanego procesu, ponieważ trudno zakładać, że jego dynamika nie będzie się zmieniać w długim okresie. Wektor ergodyczny powinien być tu raczej interpretowany jako syntetyczny wskaźnik, który pozwala wnioskować o zachodzącej (bądź nie) konwergencji w okresie, dla którego jest estymowany. Na podstawie samej oszacowanej macierzy przejścia trudno bowiem wnioskować o ewolucji rozkładu dochodów w badanym okresie (Wójcik, 2008, s. 45).

¹⁰ Należy pamiętać, że analiza wskaźnika konwergencji (half-life) pozwala jedynie na określenie i ocenę wartości długoterminowych efektów trendów z przeszłości. Nic nie mówi jednak na temat tego, czy trendy z przeszłości mogą nadal występować.

Podsumowanie

Zwiększające się zróżnicowanie dochodu powoduje, że na poziomie województw można mówić o zmniejszającej się w Polsce σ -konwergencji. W latach 2005-2009 nastąpił wzrost wartości współczynnika rang Kendalla w porównaniu z latami 2000-2004, co może wskazywać na utrzymujący się dystans pomiędzy województwami.

Analiza macierzy przejścia potwierdziła stosunkowo wysoką trwałość rozkładu. Niemniej jednak najbiedniejsze podregiony miały większe szanse na względne wzbogacenie niż najbogatsze na zubożenie. Prawdopodobieństwo względnego ubożenia było jednak wyższe niż względnego bogacenia. Spostrzeżenia te potwierdziła analiza indeksów mobilności.

Na podstawie przeprowadzonych analiz można wnioskować, że na poziomie podregionów Polski konwergencja w zasadzie nie występuje. Należy raczej mówić o powiększającym się zróżnicowaniu czy nawet dywergencji regionalnej.

Literatura

- Barro R.J., Sala-i-Martin X. (1992): *Convergence*. „Journal of Political Economy”, No 100 (2).
- Berbeka J. (2006): *Poziom życia ludności a wzrost gospodarczy w krajach Unii Europejskiej*. Zeszyty Naukowe Seria Specjalna: Monografie nr 175, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Kraków.
- Boyle G.E., McCarthy T.G. (1999): *Simple Measures of Convergence in Per Capita GDP: A Note on Some Further International Evidence*. „Applied Economics Letters”, No 6.
- Jasiński L.J. (2005): *Spójność ekonomiczna regionów Polski na tle krajów Unii Europejskiej*. Instytut Nauk Ekonomicznych PAN, Warszawa.
- Kot S.M., Podolec B., Ulman P. (1999): *Problem dyskryminacji płacowej ze względu na płeć*. W: *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*. Red. S.M. Kot. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Kraków.
- Łażniewska E., Górecki T. (2012): *Analiza konwergencji podregionów za pomocą łańcuchów Markowa*. „Wiadomości Statystyczne”, nr 5 (612).
- Markowska-Przybyła U. (2010): *Konwergencja regionalna w Polsce w latach 1997-2007*. „Gospodarka Narodowa”, nr 11-12.
- Nowak W. (2007): *Konwergencja w modelach endogenicznego wzrostu gospodarczego*. Kolonia Sp. z o.o., Wrocław.
- Nowińska-Łażniewska E., Górecki T. (2006): *Procesy konwergencji i dywergencji – prezentacja wybranych modeli wykorzystywanych w analizach regionalnych*. W: *Spójność społeczna, gospodarcza i terytorialna w polityce Unii Europejskiej*. Red. M. Klamut, E. Pancer-Cybulska. Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, nr 1099, Wrocław.

- Próchniak M., Rapacki R. (2007): *Konwergencja beta i sigma w krajach postsocjalistycznych w latach 1990-2005*. „Bank i Kredyt”, nr 8-9.
- Sala-i-Martin X. (1996): *The Classical Approach to Convergence*. „Economic Journal”, Vol. 106.
- Ulman P. (2011): *Sytuacja ekonomiczna osób niepełnosprawnych i ich gospodarstw domowych*. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Seria specjalna: Monografie, nr 199, Kraków.
- Wójcik P. (2008): *Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów*. „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 2 (32).

ECONOMIC COHESION OF POLISH REGIONS BEFORE AND AFTER ACCESSION TO THE EUROPEAN UNION

Summary

Since the early nineties of the twentieth century, a growing interest in issues of cohesion could be observed due to its crucial role in sustainable development. For better design of cohesion policy it is desirable to carry on constant monitoring of regional disparities due to the changing socio-economic environment. The objective of the study is to assess the economic cohesion of Polish regions before and after accession to the European Union. For the achievement of the main goal of the study the author used data from the household budgets surveys in the years 2000-2009 conducted by Central Statistical Office and data for subregions from the Local Data Bank.