

MICHAŁ BERNARD PIETRZAK

WYKORZYSTANIE PRZESTRZENNEGO MODELU REGRESJI PRZEŁĄCZNIKOWEJ W ANALIZIE REGIONALNEJ KONWERGENCJI W POLSCE

WSTĘP

Jedną z istotnych kwestii poruszaną w prowadzonych badaniach makroekonomicznych jest zagadnienie β -konwergencji. Weryfikacja hipotezy o β -konwergencji oznacza bowiem identyfikację długoterminowych tendencji w kształtowaniu się poziomu dochodów przypadających na mieszkańca oraz innych, powiązanych z dochodem kategorii ekonomicznych dla analizowanej grupy regionów. Dodatkowo rozważenie β -konwergencji pozwala odpowiedzieć na ważne pytanie, czy biedne regiony o niskim poziomie rozwoju gospodarczego są w stanie doścignąć kraje bogate w wyniku osiągania w kolejnych latach wyższych stóp wzrostu dochodu. Zagadnienia dotyczące absolutnej oraz warunkowej β -konwergencji, σ -konwergencji, konwergencji klubowej, konwergencji stochastycznej, wykorzystania modeli panelowych oraz narzędzi ekonometrii przestrzennej w badaniach konwergencji omówione zostały szeroko w literaturze światowej¹.

¹ Zob. W. J. Baumol, *Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show*, „American Economic Review” 1986, vol. 76, s. 1072–1085; R. J. Barro, X. Sala-I-Martin, *Convergence across States and Regions*, „Brookings Papers on Economic Activity” 1991; R. J. Barro, X. Sala-I-Martin, *Convergence*, „Journal of Political Economy” 1992, vol. 100, s. 223–251; R. J. Barro, X. Sala-I-Martin, *Economic Growth Theory*, McGraw-Hill, Boston 1995; X. Sala-I-Martin, *Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence*, „European Economic Review” 1996, vol. 40, s. 1325–1352; X. Sala-I-Martin, *The Classical Approach to Convergence Analysis*, „Economic Journal” 1996, vol. 106, s. 1019–1036; N.G. Mankiw, D. Romer, D. N. Weil, *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics” 1992, vol. 107, s. 407–437; S. N. Durlauf, P. A. Johnson, *Multiple Regimes*

W przypadku badań procesu konwergencji regionów europejskich stwierdzono permanentne utrzymywanie się różnic w rozwoju gospodarczym, pomimo ciągłego procesu integracji Unii Europejskiej². Wyróżnione zostały odrębne grupy regionów różniących się między sobą pod kątem rozwoju ekonomiczno-społecznego, wewnątrz których obserwowany był jednak podobny poziom rozwoju. Fakty te świadczą o utrzymującej się polaryzacji w rozwoju wybranych grup regionów w Unii Europejskiej, gdzie wyróżnione grupy określone zostały jako reżimy przestrzenne. Przyjęcie reżimów przestrzennych świadczy o założeniu istotnej różnicy w rozwoju dla przyjętych grup regionów. Dla przestrzennie wydzielonych grup regionów, określanych w literaturze jako kluby regionów, badane jest zjawisko konwergencji klubowej. Na tle zjawiska polaryzacji gospodarczej, zidentyfikowane zostały także dodatnie zależności przestrzenne dla procesów związanych z rozwojem gospodarczym. Uchwycone zależności przestrzenne wskazują na to, że wybrane regiony mają istotny wpływ na stopę wzrostu dochodu w sąsiadujących regionach. Ma to związek z efektem *spatial spill-over*³, gdzie w wyniku efektów zewnętrznych zwiększenie poziomu zjawisk związanych z rozwojem, takich jak innowacyjność regionu czy nakłady inwestycyjne, wpływa na wzrost poziomu tych zjawisk u najbliższych sąsiadów i przyczynia się pośrednio do wzrostu dochodu. Weryfikacja hipotezy

and Cross-Country Growth Behaviour, „Journal of Applied Econometrics” 1995, vol. 10, s. 365–384; D. Quah, *Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth*, „European Economic Review” 1993, vol. 37, s. 426–434; D. Quah, *Galton’s Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis*, „Scandinavian Journal of Economic” 1993, vol. 95, s. 427–443; D. Quah, *Empirics for Economic Growth and Convergence*, „European Economic Review” 1996, vol. 40, s. 1353–1375; D. Quah, *Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics*, „Economic Journal” 1996, vol. 106, s. 1045–1055; A. B. Bernard, S. N. Durlauf, *Convergence in International Output*, „Journal of Applied Econometrics” 1995, vol. 10, s. 97–108; P. Evans, G. Karras, *Convergence Revisited*, „Journal of Monetary Economics” 1996, vol. 37, s. 249–265; N. Islam, *Growth Empirics: A Panel Data Approach*, „Quarterly Journal of Economics” 1995, vol. 110, s. 1127–1170; D. Ciołek, *Konwergencja do Unii Europejskiej krajów w okresie transformacji*, praca doktorska, Uniwersytet Gdański, Gdańsk 2005; F. Caselli, G. Esquivel, F. Lefort, *Reopening the Convergence Debate: A new look at Cross-Country Growth Empirics*, „Journal of Economic Growth” 1996, vol. 1, s. 363–390; S. J. Rey, B. D. Montouri, *U.S. Regional Income Convergence: a Spatial Econometric Perspective*, *Regional Studies* 1999, vol. 33, s. 145–156; J. Le Gallo, C. Ertur, *Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional per Capita GDP in Europe, 1980–1995*, Working Paper no. 2000-09, LATEC, University of Burgundy, Dijon – France, forthcoming in *Papers in Regional Science* 2000; J. Le Gallo, *Space-Time Analysis of GDP Disparities among European regions: A Markov chains approach*, „Working Paper” no. 2001-05, LATEC, University of Burgundy, Dijon – France 2001; G. Arbia, *Spatial Econometrics*, Springer-Verlag GmbH, 2006.

⁴ Zob. W. J. Baumol, op. cit., s. 1072–1085; D. Quah, *Empirics for Economic Growth...*, s. 1353–1375; J. Le Gallo, C. Ertur, op. cit., J. Le Gallo, op. cit.

⁵ Zob. L. Anselin, *Spatial Econometrics: Method and Models*, Kluwer Academic Publishers, Netherlands 1988; J. P. LeSage, R. K. Pace, *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press 2009.

o konwergencji klubowej oznacza, że w ramach klubów regiony będą się rozwijać w odmienny sposób, co wraz z istniejącymi zależnościami przestrzennymi może doprowadzić do jeszcze większej polaryzacji dwóch grup regionów.

Celem głównym artykułu jest analiza regionalnej konwergencji w Polsce w latach 2000–2008. W ramach wykonanego badania postawione zostaną dwie hipotezy badawcze. W hipotezie pierwszej założono, że PKB przypadające na mieszkańca polskich podregionów oraz jego stopa wzrostu posiadają własność dodatnich zależności przestrzennych. Weryfikacja hipotezy pierwszej może być ważnym argumentem wskazującym na istnienie efektu *spatial spill-over* dla polskich podregionów. W drugiej hipotezie badawczej przyjęto, że w Polsce mamy do czynienia z polaryzacją rozwoju gospodarczego przyjętych dwóch grup podregionów.

W celu weryfikacji hipotezy pierwszej zbadana została autokorelacja przestrzenna dla PKB, a następnie dokonano oszacowań przestrzennych modeli dotyczących procesu konwergencji. Natomiast weryfikacja hipotezy drugiej o regionalnej polaryzacji grup podregionów w Polsce pod względem rozwoju gospodarczego opierać się będzie na badaniu β -konwergencji klubowej dla dwóch przyjętych grup podregionów. Wykazanie różnic w przebiegu procesu konwergencji dla ustalonych reżimów przestrzennych wraz z istnieniem dodatnich zależności przestrzennych między podregionami stanowi jeden z argumentów świadczących o trwałej polaryzacji w rozwoju przyjętych klubów (grup podregionów) w Polsce.

W artykule podkreślone zostanie również, że istotne jest wzięcie pod uwagę podczas rozważania zagadnienia β -konwergencji podstawowych własności danych przestrzennych, autokorelacji przestrzennej oraz heterogeniczności przestrzennej, rozpatrywanej w ramach przyjęcia reżimów przestrzennych⁴. Pominięcie tych dwóch własności przestrzennych w analizie konwergencji może prowadzić do otrzymania niepoprawnych wyników i niewłaściwych wniosków.

PRZYGOTOWANIE DANYCH ORAZ USTALENIE REŻIMÓW PRZESTRZENNYCH

W związku z założonym celem artykułu przeprowadzono przestrzenną analizę regionalnej konwergencji w Polsce w podziale na podregiony w latach 2000–2008⁵. Pierwszym krokiem analizy było przygotowanie danych. Autor podjął decyzję o podziale danych na dwa podokresy 2000–2004 oraz 2005–2008.

⁴ Zob. L. Anselin, op. cit.

⁵ Przeprowadzona analiza dotyczy 66 podregionów w Polsce (NUTS 3). Obliczenia przeprowadzone zostały w programie R-Cran.

Za proces objaśniany przyjęto logarytmiczną stopę zwrotu PKB w przyjętych podokresach, a za procesy objaśniające wartość logarytmu ze średniego udziału nakładów inwestycyjnych w PKB w przyjętych podokresach oraz wartości logarytmów PKB w okresach początkowych⁶.

Następnie wyznaczone zostały reżimy przestrzenne, gdzie wykorzystano ranking województw pod względem rozwoju gospodarczego w 2008 roku⁷. W ten sposób ustalono dwa reżimy ze względu na kryterium poziomu tego rozwoju. Autor zakłada, że dla każdej grupy podregionów z odpowiedniego reżimu istnieją odmienne mechanizmy wpływające na ich poziom rozwoju. Ranking podregionów utworzony został na podstawie syntetycznej miary rozwoju, do konstrukcji której wykorzystano taksonomiczną metodę wzorca rozwoju. Do budowy miary przyjęto przeciętne wynagrodzenie, PKB przypadające na mieszkańca, (obydwa procesy za rok 2008) oraz średni poziom nakładów inwestycyjnych przedsiębiorstw przypadających na mieszkańca za lata 2005–2008⁸. Wyniki rankingu województw przedstawione zostały w tabeli 1.

Na podstawie utworzonego rankingu województw podzielono podregiony Polski, zgodnie z przynależnością do województw, na dwa podobszary (reżimy przestrzenne). Na rysunku 1 przedstawiono przyjęty podział podregionów na dwa obszary. Obszar 2 utworzony został z siedmiu najlepszych województw ze względu na zajęte miejsce w rankingu wraz z województwem opolskim, a obszar 1 z pozostałych województw⁹. Dodatkowo z województwa mazowieckiego wydzielono podregiony ciechanowsko-płocki, ostrołęcko-siedlecki oraz radomski, które ze względu na niski stopień rozwoju gospodarczego zaliczono do obszaru 1¹⁰. W przypadku badania procesu konwergencji klubowej obszary te przyjęte zostały jako reżimy przestrzenne. Podział podregionów na dwa reżimy pozwoli

⁸ Rozpatrywane były wartości procesów PKB oraz nakładów inwestycyjnych przypadających na mieszkańca. Dla każdego podokresu otrzymano 66 obserwacji, przyporządkowanych do kolejnych podregionów. Dane wykorzystane podczas estymacji powstały poprzez połączenie danych z obydwu podokresów i składały się z 132 obserwacji.

⁹ Wybrano ostatni rok z okresu 2000–2008 ze względu na cel dalszego badania. Otrzymane na podstawie rankingu reżimy przestrzenne posłużyły badaniu β -konwergencji oddzielnie dla każdej z grup, w ramach analizy konwergencji klubowej. Zjawisko konwergencji klubowej świadczy o istnieniu dla każdej z grup określonych mechanizmów, które powodują, że regiony upodabniają się w czasie pod względem rozwoju. Oznacza to, że ustalenie klubów powinno opierać się na wartościach procesów z ostatniego okresu analizy, ponieważ we wcześniejszych okresach wartości te mogą być w dużo większym stopniu zróżnicowane.

¹⁰ W przypadku nakładów inwestycyjnych przedsiębiorstw wykorzystano średnią z lat 2005–2008 z powodu dużej zmienności tego procesu.

¹¹ Tak przyjęte odstępstwo od wyników rankingu służyć miało uzyskaniu dwóch zwartych przestrzennie reżimów przestrzennych.

¹² W przypadku województwa mazowieckiego mamy do czynienia z dużym stopniem niejednorodności pod kątem rozwoju gospodarczego.

na uwzględnienie odmienności tych obszarów pod kątem rozwoju gospodarczego oraz na rozważenie zmienności procesu konwergencji w obydwu reżimach.

Tabela 1. Wyniki rankingu województw

RANKING	WOJEWÓDZTWO	WARTOŚĆ WSKAŹNIKA	GRUPA
1	Mazowieckie	0,971518	1
2	Dolnośląskie	0,552372	1
3	Łódzkie	0,516718	1
4	Śląskie	0,510102	1
5	Pomorskie	0,489674	1
6	Wielkopolskie	0,477838	1
7	Zachodniopomorskie	0,389873	1
8	Małopolskie	0,366798	1
9	Opolskie	0,351384	2
10	Lubuskie	0,330972	2
11	Kujawsko-pomorskie	0,277083	2
12	Podlaskie	0,266203	2
13	Świętokrzyskie	0,243617	2
14	Lubelskie	0,201834	2
15	Warmińsko-mazurskie	0,192776	2
16	Podkarpackie	0,181353	2

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 1. Wydzielone obszary przestrzenne

Źródło: opracowanie własne.

ANALIZA ABSOLUTNEJ β -KONWERGENCJI DLA PODREGIONÓW W POLSCE

Zjawisko absolutnej β -konwergencji świadczy o tym, że w długim okresie wszystkie regiony dążą do tego samego poziomu dochodu przypadającego na mieszkańca. W określonym czasie dochód ten zostanie osiągnięty na wspólnej ścieżce zrównoważonego wzrostu. Jeżeli hipoteza absolutnej β -konwergencji jest prawdziwa to regiony biedniejsze charakteryzują się szybszym wzrostem gospodarczym w porównaniu z regionami bogatszymi. W przypadku procesu konwergencji powinna być obserwowalna ujemna korelacja między stopą wzrostu dochodu przypadającego na mieszkańca a początkowym jego poziomem. Hipoteza absolutnej β -konwergencji¹¹ testowana będzie poprzez estymację następującego modelu:

$$Y^* = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_0 + \beta_2 t + \varepsilon, Y^* = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_0 + \beta_2 t + \varepsilon, \quad (1)$$

$$Y^* = \frac{1}{T} \ln(Y_1/Y_0), Y^* = \frac{1}{T} \ln(Y_1/Y_0), \quad (2)$$

gdzie Y_1, Y_0 stanowią wartości procesu PKB przypadającego na mieszkańca w okresie początkowym oraz końcowym, T oznacza liczbę badanych okresów, a tt jest wektorem składającym się z zer i jedynek, w zależności od przyjętego okresu analizy¹².

Uzyskanie ujemnej oceny parametru β_1 potwierdza hipotezę o absolutnej β -konwergencji regionów. Wartość oceny parametru β_1 informuje o tym, jaka część odległości pomiędzy przeciętnym dochodem początkowym dla wszystkich regionów a wartością dochodu w stanie równowagi została pokonana w ciągu badanych T lat. Im wyższa wartość bezwzględna parametru β_1 , tym szybsza konwergencja krajów do stanu równowagi. Przeciętna, roczna szybkość konwergencji określona jest wzorem:

$$b = -\ln \frac{(1+\tau\beta_1)}{\tau}, b = -\ln \frac{(1+\tau\beta_1)}{\tau}, \quad (3)$$

a czas potrzebny na przebycie połowy drogi między przeciętnym poziomem dochodu początkowego a dochodem w stanie równowagi wzorem:

¹¹ Zob. W. J. Baumol, op. cit., s. 1072–1085; R. J. Barro, X. Sala-I-Martin, *Convergence across...*; R. J. Barro, X. Sala-I-Martin, *Convergence...*, s. 223–251; R. J. Barro, X. Sala-I-Martin, *Economic Growth Theory...*; Sala-I-Martin X., *Regional Cohesion: Evidence...*, s. 1325–1352; Sala-I-Martin X., *The Classical Approach...*, s. 1019–1036.

¹² Wprowadzone oznaczenia obowiązywać będą dla wszystkich wzorów zawartych w artykule. W przypadku pojawienia się nowego oznaczenia, będzie ono opisane pod wzorem.

$$\tau = -\ln \frac{(2)}{\ln(1+\beta_1)}, \bar{\tau} = -\ln \frac{(2)}{\ln(1+\beta_1)} \quad (4)$$

W celu zbadania procesu absolutnej β -konwergencji dla polskich podregionów, na podstawie przyjętych danych oszacowano model regresji liniowej opisany wzorem 1. Wyniki estymacji zawarte zostały w tabeli 2. Otrzymana została ujemna wartość oceny parametru β_1 , jednak parametr okazał się statystycznie nieistotny. Nawet gdyby parametr β_1 byłby statystycznie istotny, to bliska zeru ocena wskazywałaby na bardzo słaby proces konwergencji. Uzyskane wyniki pozwalają na odrzucenie hipotezy o absolutnej β -konwergencji dla podregionów w Polsce w latach 2000–2008.

Tabela 2. Wyniki estymacji modelu absolutnej β -konwergencji¹³

PARAMETRY	OCENY	WARTOŚĆ P
β_0	0,051	≈0,000
β_1	-0,002	0,439
β_2	0,019	≈0,000
Statystyka I Morana	0,161	0,002
R ²		0,488
Liczba obserwacji		132

Źródło: opracowanie własne.

Estymowany model nie posiada dobrych własności statystycznych ze względu na występowanie autokorelacji przestrzennej w resztach, na co wskazuje istotna, dodatnia wartość statystyki I Morana. W oszacowanym modelu absolutnej β -konwergencji nie zostały uwzględnione interakcje między regionami. Tymczasem istnienie autokorelacji przestrzennej reszt oszacowanego modelu wskazuje na istnienie dodatnich zależności przestrzennych dla stóp wzrostu PKB w analizowanym okresie. Dla procesu PKB przypadającego na mieszkańca wykonano test Morana. Uzyskane wyniki zamieszczono w tabeli 3, gdzie wartości statystyki testu potwierdzają istnienie dodatnich zależności przestrzennych procesu PKB w Polsce dla kolejnych lat.

¹³ Parametr β_2 odpowiada za zmianę poziomu stopy wzrostu PKB w dwóch badanych podokresach 2000–2004 oraz 2005–2008. W celu uchwycenia zmiany przyjęto wektor składający się z 66 zer w pierwszym podokresie oraz 66 jedynek w podokresie drugim. Otrzymana dodatnia ocena parametru t wskazuje na istotny wzrost poziomu PKB z okresu na okres.

Tabela 3. Wyniki testu Morana dla PKB

ROK	STATYSTYKA I	WARTOŚĆ P
2000	0,102	0,064
2001	0,141	0,021
2002	0,116	0,042
2003	0,118	0,037
2004	0,127	0,031
2005	0,118	0,039
2006	0,113	0,045
2007	0,114	0,042
2008	0,143	0,018

Źródło: opracowanie własne.

Identyfikacja dodatnich zależności przestrzennych wskazuje na możliwość istnienia efektu *spatial spill-over* i wymusza traktowanie regionów jako jednego systemu, wewnątrz którego zachodzą liczne interakcje przestrzenne. Zmiana poziomu PKB w jednym regionie przekłada się na zmianę poziomu procesów związanych ze wzrostem gospodarczym oraz zmianę poziomu PKB w sąsiadujących regionach. Zgodnie z pierwszym prawem geografii Toblera najsilniejsze oddziaływanie towarzyszące zmianie PKB występuje w regionach najbliższych i zanika wraz ze zwiększaniem się stopnia sąsiedztwa. Dodatkowe inwestycje, innowacje czy aktywność ekonomiczna w jednym regionie powinny poprzez istniejące efekty zewnętrzne przenieść się do najbliższych sąsiadów i w ten sposób przyczynić się pośrednio do wzrostu gospodarczego.

W związku z powyższym model absolutnej β -konwergencji poszerzono o własność istniejących zależności przestrzennych. Własność ta uwzględniona została w modelu poprzez wprowadzenie autoregresji przestrzennej procesu objaśnianego, w wyniku czego otrzymywany jest przestrzenny model SAR¹⁴ określony następującym wzorem:

$$Y^* = \beta_0 + qWY^* + \beta_1 \ln Y_0 + \beta_2 t + \varepsilon, Y^* = \beta_0 + qWY^* + \beta_1 \ln Y_0 + \beta_2 t + \varepsilon, \quad (5)$$

gdzie qq jest parametrem autoregresji przestrzennej, a WW jest macierzą sąsiedztwa między podregionami, zbudowaną na podstawie kryterium wspólnej granicy.

¹⁴ Zob. L. Anselin; J. P. LeSage, R. K. Pace, op. cit., B. Suhecki, *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, C.H. Beck, Warszawa 2010.

Zgodnie ze wzorem 5 dokonano estymacji przestrzennego modelu absolutnej β -konwergencji¹⁵, gdzie uzyskane wyniki zamieszczone zostały w tabeli 4. Również w tym przypadku parametr $\beta_1\beta_1$ okazał się statystycznie nieistotny, chociaż otrzymano jego ujemną ocenę. Parametr qq autoregresji przestrzennej jest statystycznie istotny, a dodatnia ocena parametru wskazuje na istnienie zależności przestrzennych w zakresie kształtowania się stopy wzrostu PKB podregionów. Należy zauważyć, że reszty modelu nie posiadają własności autokorelacji reszt, ponieważ wartość statystyki I Morana nie pozwala na odrzucenie hipotezy zerowej o nieistotnej autokorelacji pierwszego rzędu. Uwzględnienie zależności przestrzennych w modelu spowodowało uzyskanie wyższej wartości bezwzględnej oceny parametru $\beta_1\beta_1$ oraz poprawę własności reszt modelu. Hipoteza mówiąca o zjawisku absolutnej β -konwergencji została jednak ponownie odrzucona.

Tabela 4. Wyniki estymacji przestrzennego modelu absolutnej β -konwergencji

PARAMETRY	OCENY	WARTOŚĆ P
β_0	0,206	$\approx 0,000$
β_1	-0,015	0,244
β_2	0,076	$\approx 0,000$
q	0,251	0,021
Statystyka I Morana	0,002	0,432
Pseudo-R ²		0,519
Liczba obserwacji		132

Źródło: opracowanie własne.

ANALIZA KONWERGENCJI KLUBOWEJ ORAZ WARUNKOWEJ β -KONWERGENCJI

Identyfikacja własności zależności przestrzennych dla poziomu PKB oraz stopy wzrostu PKB pozwala na postawienie wniosku, że najsilniejszych interakcji należy spodziewać się między regionami bliskimi przestrzennie. Bardzo ważne jest podkreślenie faktu, że wzrost gospodarczy w dowolnym regio-

¹⁵ Zob. C. Baumont, C. Ertur, J. Le Gallo., *A spatial econometric analysis of geographic spillovers and growth for European regions, 1980–1995*, Working Paper no. 2001-04, LATEC, University of Burgundy, Dijon – France 2001; S. J. Rey, B. D. Montouri, op. cit., s. 145–156.

nie, z jednej strony ma pozytywny wpływ na wzrost gospodarczy regionów z nim sąsiadujących, natomiast z drugiej strony przyczynić się może do spadku aktywności gospodarczej, przeniesienia pracowników, czy podmiotów gospodarczych w regionach oddalonych w sensie sąsiedztwa, powodując jednocześnie ich zubożenie. W długim okresie może to prowadzić do pojawienia się zjawiska polaryzacji w rozwoju regionów. Przy istniejących dodatnich zależnościach przestrzennych pojawią się grupy sąsiadujących regionów o wysokim stopniu rozwoju oraz grupy regionów o niskim stopniu rozwoju. Grupy te z czasem mogą tworzyć wzajemnie coraz większe skupiska i ostatecznie mogą powstać dwa kluby regionów różniące się istotnie pod względem wartości procesów ekonomicznych określających poziom rozwoju gospodarczego, takich jak wartość PKB, poziom nakładów inwestycyjnych, innowacyjności, wynagrodzeń czy wielkość stopy bezrobocia. W tabeli 5 zamieszczono wartości PKB oraz nakładów inwestycyjnych, przypadających na mieszkańca w kolejnych latach. Analiza danych zawartych w tabeli 5 pokazuje istotne różnice w kształtowaniu się średnich wartości przyjętych procesów dla podregionów z obszaru 1 oraz obszaru 2. Tak więc w przypadku rozwoju gospodarczego możliwe jest współistnienie silnych zależności przestrzennych wymienionych procesów ekonomicznych wraz z polaryzacją całego systemu. Ponadto obserwowane zależności przestrzenne są wynikiem istniejących mechanizmów ekonomicznych, które mogą przyczyniać się do utrwalania zjawiska polaryzacji w czasie.

Tabela 5. Wartości nakładów inwestycyjnych oraz PKB dla grup podregionów w Polsce

LATA	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Inwestycje (tys. zł na mieszkańca)								
Obszar 1	0,98	1,07	1,24	1,34	1,56	1,94	2,29	1,95
Obszar 2	1,74	1,83	2,04	2,51	2,65	3,38	3,75	3,35
PKB (tys. zł na mieszkańca)								
Obszar 1	16,21	16,99	18,56	19,53	21,06	23,25	25,39	-
Obszar 2	21,83	22,70	25,06	26,65	28,66	31,92	34,58	-

Źródło: opracowanie własne.

Te wszystkie spostrzeżenia prowadzą do pojęcia konwergencji klubowej¹⁶, której koncepcja uwzględnia jednocześnie takie zjawiska jak polaryzacja rozwoju gospodarczego oraz tworzenia się skupisk regionów bogactwa i biedy.

¹⁶ Zob. S. N. Durlauf, P. A. Johnson, op. cit., s. 365–384; D. Quah, *Empirical Cross-section Dynamics...*, s. 426–434; D. Quah, *Galton's Fallacy and Tests...*, s. 427–443; D. Quah, *Empirics for Economic Growth...*, s. 1353–1375; D. Quah, *Twin Peaks...*, s. 1045–1055.

W przypadku absolutnej β -konwergencji wszystkie regiony zmierzają do tego samego poziomu równowagi. Konwergencja klubowa dopuszcza możliwość odmiennego charakteru procesu β -konwergencji w ramach przyjętych grup regionów (klubów). Oznacza to, że rozwój danego regionu w dużej mierze uzależniony jest od tego, do jakiej grupy (klubu) przynależy. Jednym ze sposobów analizy konwergencji klubowej jest osobna analiza procesu β -konwergencji dla ustalonych wcześniej klubów regionów. Natomiast w przypadku jednoczesnej analizy konwergencji klubowej dla wszystkich klubów, wykorzystywany jest model regresji przełącznikowej. Na dodatkowe uwzględnienie własności zależności przestrzennych pozwala przestrzenny model regresji przełącznikowej. W przypadku dwóch reżimów przestrzennych model ten zapisany został za pomocą wzoru (8)¹⁷.

$$Y^* = \begin{bmatrix} \ln Y_1^* \\ \ln Y_2^* \end{bmatrix}, Y = \begin{bmatrix} \ln Y_{01} & 0 \\ 0 & \ln Y_{02} \end{bmatrix}, \beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix}, \quad (6)$$

$$X = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix}, \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} \delta_1 & 0 \\ 0 & \delta_2 \end{bmatrix}, \quad (7)$$

$$Y^* = \gamma_0 + \gamma_1 t + qWY^* + Y\beta + X\alpha + C\varepsilon, \quad (8)$$

$$\varepsilon \sim N(0, I), \quad (9)$$

gdzie cyfry 1, 2 w indeksach oznaczają ustalone reżimy przestrzenne, X jest macierzą ekonomicznych procesów objaśniających, determinujących dochód w stanie równowagi a δ_1, δ_2 to parametry wariancji składnika losowego¹⁸.

Estymacja przestrzennego modelu regresji przełącznikowej wykonywana jest za pomocą metody największej wiarygodności, gdzie w ramach maksymalizacji funkcji wiarygodności otrzymywany jest wektor ocen parametrów modelu. Logarytm funkcji wiarygodności modelu określić można za pomocą wzorów:

$$\ln(L(\rho, \beta, \delta)) = - \left(\frac{N}{2}\right) \ln(2\pi) + \ln|C^{-1}(I - \rho W)| - 0,5\varepsilon'\varepsilon, \quad (10)$$

¹⁷ W modelu tym założona została również heteroskedastyczność składnika losowego, gdzie wariancja zmienia się w zależności od wybranego reżimu.

¹⁸ Model zapisany wzorem 8 zakłada istnienie procesu warunkowej β -konwergencji w każdym z dwóch reżimów. Usunięcie z modelu macierzy X pozwala na rozważenie procesu absolutnej β -konwergencji w ramach analizowanych reżimów.

$$\varepsilon = C^{-1}[(I - qW)Y^* - \gamma_0 - \gamma_1 t - Y\beta - X\alpha], \quad (11)$$

Wykorzystując przyjęte dane oraz metodę największej wiarygodności dokonano estymacji przestrzennego modelu regresji przełącznikowej, co pozwoliło na zbadanie konwergencji klubowej, przy założeniu procesu absolutnej β -konwergencji dla przyjętych wcześniej reżimów przestrzennych¹⁹. W przypadku absolutnej β -konwergencji oznacza to dążenie regionów w ramach homogenicznej grupy (reżimu) do jednego stanu równowagi. Wyniki estymacji zamieszczone zostały w tabeli 6. Ustalenie reżimów przestrzennych oraz estymacja przestrzennego modelu regresji liniowej pozwoliło na uzyskanie znacznie bardziej wiarygodnych wyników w przypadku parametrów odpowiadających za proces konwergencji. Parametry β_1 oraz β_2 , świadczące o absolutnej β -konwergencji w każdym z reżimów, okazały się statystycznie nieistotne przy 5% poziomie istotności. Jednak gdyby przyjąć 10% poziom istotności można by było je uznać za statystycznie istotne. Bezwzględne wartości ocen parametrów β_1 oraz β_2 są znacznie wyższe w porównaniu z pojedynczymi ocenami uzyskanymi w modelu absolutnej β -konwergencji oraz przestrzennej wersji tego modelu. Należy stwierdzić, że uzyskane oceny są na zbliżonym poziomie. Przeciętna, roczna szybkość konwergencji wynosi 3,13% dystansu dla obszaru 1 oraz 2,67% dystansu dla obszaru 2. Natomiast czas potrzebny na przebycie połowy odległości do wspólnego dochodu w stanie równowagi wynosi odpowiednio 23,55 lat oraz 27,38 lat. Parametr autoregresji przestrzennej okazał się statystycznie istotny, a jego ocena wskazuje na dodatnie zależności przestrzenne dla stopy wzrostu PKB. Ostatecznie jednak, ze względu na słabą istotność parametrów β_1 i β_2 autor odrzuca hipotezę o konwergencji klubowej, gdzie dla obydwu reżimów przestrzennych rozpatrywane było zjawisko absolutnej β -konwergencji.

W dotychczasowych badaniach dotyczących procesu konwergencji zaproponowano również pojęcie warunkowej β -konwergencji, gdzie zakłada się, że każdy region w długim okresie zmierza do własnej ścieżki zrównoważonego rozwoju. Poziom dochodu w równowadze dla każdego z rozpatrywanych regionów determinowany jest przez procesy ekonomiczne charakteryzujące stan gospodarki, takie jak stopa inwestycji, tempo przyrostu ludności, poziom wykształcenia ludności, poziom technologii czy stopa deprecjacji kapitału²⁰. W przypadku warunkowej β -konwergencji wszystkie rozpatrywane re-

¹⁹ Estymowano równanie $Y^* = \gamma_0 + \gamma_1 t + qWY^* + Y\beta + X\alpha + C\varepsilon$. Macierz XX zawierająca ekonomiczne procesy objaśniające, które determinują dochód w stanie równowagi, nie została uwzględniona w szacowanym modelu.

²⁰ Zob. N. G. Mankiw, D. Romer, D. N. Weil, op. cit., s. 407–437.

giony dążyłyby do tego samego poziomu dochodu pod warunkiem, że byłyby do siebie podobne pod względem poziomu procesów ekonomicznych determinujących dochód w stanie równowagi²¹.

Tabela 6. Wyniki estymacji przestrzennego modelu regresji przełącznikowej

PARAMETRY	OCENY	WARTOŚĆ P
γ_0	0,242	$\approx 0,000$
γ_1	0,076	$\approx 0,000$
β_1	-0,029	0,068
β_2	-0,025	0,086
q	0,234	0,031
δ_1	0,041	$\approx 0,000$
δ_2	0,052	$\approx 0,000$
Statystyka I Morana	0,025	0,291
Pseudo-R ²		0,52
Liczba obserwacji		132

Źródło: opracowanie własne.

Hipoteza o warunkowej β -konwergencji testowana jest poprzez estymację następującego modelu:

$$\ln Y^* = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_0 + \beta_2 t + \alpha X + \varepsilon, \quad (12)$$

W przypadku uwzględnienia w modelu zależności przestrzennych procesu objaśnianego równanie (12) poszerzone zostaje o autoregresję przestrzenną do postaci określonej wzorem:

$$\ln Y^* = \beta_0 + qWY^* + \beta_1 \ln Y_0 + \beta_2 t + \alpha X + \varepsilon, \quad (13)$$

Hipoteza o warunkowej β -konwergencji podregionów w Polsce w latach 2000–2008 zweryfikowana została poprzez estymację następującego równania:

²¹ Zagadnienie warunkowej β -konwergencji przedstawione zostało w pracach Barro R.J., Sala-I-Martin X., *Convergence across States and Regions*, Brookings Papers on Economic Activity 1991; Barro R.J., Sala-I-Martin X., *Economic Growth Theory*, McGraw-Hill, Boston 1995; N. G. Mankiw, D. Romer, D. N. Weil, op. cit., s. 407–437; X. Sala-I-Martin, *The Classical Approach...*, s. 1019–1036.

$$\ln Y^* = \beta_0 + qWY^* + \beta_1 \ln Y_0 + \beta_2 t + \alpha_1 \ln(I/PKB) + \varepsilon, \quad (14)$$

gdzie I/PKB stanowi udział nakładów inwestycyjnych przedsiębiorstw w PKB.

Jako potencjalny proces determinujący dochód w stanie równowagi przyjęto stopę inwestycji podregionów w analizowanym okresie, którą wyrażono za pomocą udziału nakładów inwestycyjnych w PKB. Wyniki estymacji zaawarte zostały w tabeli 7. Parametr autoregresji przestrzennej q okazał się ponownie statystycznie istotny, a jego ocena wskazuje na dodatnie zależności przestrzenne w przypadku procesu PKB. Również istotny statystycznie okazał się parametr β_1 , świadczący o szybkości procesu konwergencji oraz parametr α_1 odpowiadający za proces determinujący dochód w stanie równowagi. Istotność statystyczna obydwu parametrów β_1 i α_1 weryfikuje hipotezę o zjawisku warunkowej β -konwergencji podregionów w Polsce w analizowanym okresie. Dodatnia ocena parametru α_1 wskazuje na pozytywny wpływ stopy inwestycji na stopę wzrostu PKB podregionów. Świadczy również o tym, że stopa inwestycji istotnie determinuje dochód w stanie równowagi dla każdego z rozpatrywanych podregionów. Natomiast otrzymana ocena parametru β_1 wskazuje na przeciętną, roczną szybkość konwergencji wynoszącą 3,6% dystansu, jednak pod warunkiem zbliżonego średniego poziomu stopy inwestycji dla wszystkich podregionów w Polsce. Czas potrzebny na przebycie połowy drogi między przeciętnym poziomem dochodu początkowego a dochodem w stanie równowagi wynosi 20,65 lat. Hipoteza warunkowej β -konwergencji nie została odrzucona. Należy pamiętać, że uzyskana szybkość konwergencji jest jedynie warunkowa i dopiero wyrównanie poziomu stopy inwestycji pomiędzy podregionami pozwoliłoby na przebieg wskazanego procesu konwergencji.

Ostatnim krokiem przeprowadzonego badania konwergencji regionalnej dla Polski była analiza konwergencji klubowej, gdzie dla każdego reżimu przestrzennego zbadano warunkową β -konwergencję. W tym celu oszacowano przestrzenny model regresji przełącznikowej określony wzorem 8, gdzie za różnicujący podregiony proces objaśniający przyjęto ponownie logarytm ze średniego udziału nakładów inwestycyjnych w PKB. Założono również odmienny wpływ poziomu stopy inwestycji w każdym z reżimów przestrzennych²². Wyniki estymacji przestrzennego modelu regresji przełącznikowej przedstawione zostały w tabeli 8. W przypadku reżimu 1, parametry

²² Za wpływ stopy inwestycji w reżimie 1 odpowiada parametr α_1 , a w reżimie 2 parametr α_2 .

α_1 i β_1 okazały się statystycznie istotne. Dodatnia ocena parametru α_1 świadczy o tym, że poziom stopy inwestycji istotnie różnicuje stopę wzrostu PKB w obszarze 1. Jednoczesna istotność statystyczna parametru β_1 weryfikuje hipotezę o warunkowej β -konwergencji w reżimie 1. Natomiast parametry α_2 i β_2 okazały się statystycznie nieistotne, co wskazuje nie tylko na brak wpływu poziomu stopy inwestycji na stopę wzrostu PKB w reżimie 2, ale również pozwala na odrzucenie hipotezy o warunkowej β -konwergencji w tym obszarze. Tak, jak w poprzednich modelach parametr autoregresji ρ jest statystycznie istotny i świadczy o istnieniu dodatnich zależności przestrzennych stopy wzrostu PKB.

Tabela 7. Wyniki estymacji modelu warunkowej β -konwergencji

PARAMETRY	OCENY	WARTOŚĆ P
β_0	0,186	$\approx 0,000$
β_1	-0,033	0,032
β_2	0,071	$\approx 0,000$
α_1	0,037	0,031
ρ	0,247	0,021
Statystyka I Morana	-0,008	0,504
Pseudo-R ²		0,535
Liczba obserwacji		132

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowując jeszcze raz otrzymane wyniki należy stwierdzić, że hipoteza o warunkowej β -konwergencji została zweryfikowana w przypadku reżimu 1, a w przypadku reżimu 2 hipoteza została odrzucona. Oznacza to identyfikację różnic w przebiegu procesu konwergencji dla ustalonych reżimów przestrzennych. Weryfikacja hipotezy o warunkowej β -konwergencji dla reżimu 1 świadczy o możliwości procesu konwergencji, pod warunkiem, że średni poziom stopy inwestycji będzie na zbliżonym poziomie dla wszystkich podregionów z tego obszaru. Otrzymana ocena parametru β_1 , równa -0,069, wskazuje na wysoką przeciętną szybkość konwergencji, wynoszącą 8,46% dystansu rocznie. Czas potrzebny na przebycie połowy drogi między przeciętnym poziomem dochodu początkowego a dochodem w stanie równowagi wynosi 9,69 lat.

Tabela 8. Wyniki estymacji przestrzennego modelu regresji przełącznikowej

PARAMETRY	OCENY	WARTOŚĆ P
γ_0	0,221	$\approx 0,000$
γ_1	0,073	$\approx 0,000$
β_1	-0,069	0,003
β_2	-0,032	0,073
α_1	0,072	0,013
α_2	0,024	0,337
ρ	0,246	0,021
δ_1	0,038	$\approx 0,000$
δ_2	0,051	$\approx 0,000$
Statystyka I Morana	0,025	0,296
Pseudo-R ²		0,54
Liczba obserwacji		132

Źródło: opracowanie własne.

Bardzo ważne jest pytanie czy w przyszłości średni poziom inwestycji dla podregionów z obszaru 1 wyrówna się, co uruchomiłoby bardzo silny proces konwergencji. Biorąc pod uwagę dane zawarte w tabeli 5, gdzie podregiony z obszaru 1 mają istotnie niższy poziom nakładów inwestycyjnych oraz PKB przypadających na mieszkańca, należy przyjąć negatywną odpowiedź na postawione pytanie. Oznacza to, że najprawdopodobniej przeciętna szybkość konwergencji, wyliczona dla podregionów z obszaru 1 na poziomie 8,46%, nigdy nie zostanie osiągnięta. Otrzymana istotna różnica w procesie konwergencji obydwu reżimów przestrzennych wraz z istniejącymi, dodatnimi zależnościami przestrzennymi stopy wzrostu PKB stanowią ważny argument potwierdzający postawioną hipotezę o polaryzacji rozwoju gospodarczego dla przyjętych dwóch grup podregionów. Weryfikacja drugiej hipotezy wymaga jednak dalszych badań ilościowych, a przede wszystkim jakościowej analizy dotyczącej rozwoju gospodarczego założonych reżimów przestrzennych.

ZAKOŃCZENIE

Celem artykułu była analiza regionalnej konwergencji w Polsce w latach 2000–2008 w podziale na podregiony. W wyniku przeprowadzonych badań

hipoteza absolutnej β -konwergencji została odrzucona. Uwzględnienie dodatnich zależności przestrzennych stopy wzrostu PKB również nie pozwoliło na potwierdzenie procesu absolutnej β -konwergencji. Prowadzone analizy pozwoliły natomiast na weryfikację hipotezy o warunkowej β -konwergencji, gdzie za ekonomiczny proces determinujący dochód w stanie równowagi przyjęto średnią stopę inwestycji dla podregionów.

W przypadku estymacji wszystkich modeli z przestrzenną autokorelacją procesu objaśnianego, parametr autokorelacji okazał się statystycznie istotny. Pozwala to na weryfikację pierwszej hipotezy, mówiącej o istnieniu dodatnich zależności przestrzennych procesu PKB przypadającego na mieszkańca oraz jego stopy wzrostu dla podregionów w Polsce w latach 2000–2008. Fakt ten wskazuje na istnienie efektu *spatial spill-over*, który poprzez efekty zewnętrzne przyczynia się do rozszerzania na sąsiadujące podregiony pozytywnych impulsów rozwoju gospodarczego. Dodatkowo uwzględnienie autokorelacji przestrzennej w szacowanych modelach pozwoliło na uzyskanie za każdym razem bardziej wiarygodnych wyników dotyczących procesu β -konwergencji.

W artykule przeprowadzono również badanie konwergencji klubowej. W tym celu ustalono dwa reżimy przestrzenne ze względu na kryterium poziomu rozwoju gospodarczego podregionów w Polsce. Hipoteza o konwergencji klubowej została odrzucona w przypadku, gdy dla każdego z reżimów badano zjawisko absolutnej β -konwergencji. Założenie warunkowej β -konwergencji dla ustalonych obszarów pozwoliło na weryfikację hipotezy o procesie konwergencji dla reżimu pierwszego i jej odrzucenie dla reżimu drugiego. Ostatecznie analiza konwergencji klubowej pozwoliła na identyfikację różnic w przebiegu tego procesu dla ustalonych reżimów przestrzennych. Biorąc pod uwagę istniejące, dodatnie zależności przestrzenne, jest to ważny argument na korzyść hipotezy drugiej, mówiącej o występowaniu zjawiska polaryzacji rozwoju gospodarczego przyjętych dwóch grup podregionów w Polsce.

Należy również podkreślić, że właściwa specyfikacja modelu w postaci uwzględnienia zależności przestrzennych oraz reżimów przestrzennych prowadzi do uzyskania poprawnych wyników w analizie procesu konwergencji. W przypadku, gdy dane charakteryzują się wymienionymi własnościami przestrzennymi, ich pominięcie może prowadzić do niewłaściwych oszacowań modeli konwergencji. Parametry modelu wskazujące na proces β -konwergencji są wtedy statystycznie nieistotne, a otrzymywane oceny przyjmują wartości bezwzględne na znacznie niższym poziomie, często bliskim zeru.

BIBLIOGRAFIA

- Anselin L., *Spatial Econometrics: Method and Models*, Kluwer Academic Publishers, Netherlands 1988.
- Arbia G., *Spatial Econometrics*, Springer-Verlag GmbH, 2006.
- Barro R. J., Sala-I-Martin X., *Convergence across States and Regions*, Brookings Papers on Economic Activity 1991.
- Barro R. J., Sala-I-Martin X., *Convergence*, „Journal of Political Economy” 1992, vol. 100, s. 223–251.
- Barro R. J., Sala-I-Martin X., *Economic Growth Theory*, McGraw-Hill, Boston 1995.
- Baumol W. J., *Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show*, „American Economic Review” 1986, vol. 76, s. 1072–1085.
- Baumont C., Ertur C., Le Gallo J., *A spatial econometric analysis of geographic spillovers and growth for European regions, 1980–1995*, Working Paper no. 2001-04, LATEC, University of Burgundy, Dijon – France 2001.
- Bernard A. B., Durlauf S. N., *Convergence in International Output*, „Journal of Applied Econometrics” 1995, vol. 10, s. 97–108.
- Caselli F., Esquivel G., Lefort F., *Reopening the Convergence Debate: A new look at Cross-Country Growth Empirics*, „Journal of Economic Growth” 1996, vol. 1, s. 363–390.
- Ciołek D., *Konwergencja do Unii Europejskiej krajów w okresie transformacji*, Praca doktorska, Uniwersytet Gdański, Gdańsk 2005.
- Durlauf S. N., Johnson P. A., 1995, *Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour*, „Journal of Applied Econometrics” 1995, vol. 10, s. 365–384.
- Evans P., Karras, G., *Convergence Revisited*, „Journal of Monetary Economics” 1996, vol. 37, s. 249–265.
- Islam N., *Growth Empirics: A Panel Data Approach*, „Quarterly Journal of Economics” 1995, vol. 110, s. 1127–1170.
- Le Gallo J., *Space-Time Analysis of GDP Disparities among European regions: A Markov chains approach*, Working Paper no. 2001-05, LATEC, University of Burgundy, Dijon – France 2001.
- Le Gallo J., Ertur C., *Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional per Capita GDP in Europe, 1980–1995*, Working Paper no. 2000-09, LATEC, University of Burgundy, Dijon – France, forthcoming in Papers in Regional Science 2000.
- LeSage, J. P., Pace R. K., *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press 2009.
- Mankiw N. G., Romer D., Weil D. N., *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics” 1992, vol. 107, s. 407–437.
- Quah D., *Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth*, „European Economic Review” 1993, vol. 37, s. 426–434.
- Quah D., *Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis*, „Scandinavian Journal of Economic” 1993, vol. 95, s. 427–443.

- Quah D., *Empirics for Economic Growth and Convergence*, „European Economic Review” 1996, vol. 40, s. 1353–1375.
- Quah D., *Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics*, „Economic Journal” 1996, vol. 106, s. 1045–1055.
- Sala-I-Martin X., *Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence*, „European Economic Review” 1996, vol. 40, s. 1325–1352.
- Sala-I-Martin X., *The Classical Approach to Convergence Analysis*, „Economic Journal” 1996, vol. 106, s. 1019–1036.
- Sucheckı B., *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, C.H. Beck, Warszawa 2010.
- Rey S. J., Montouri B. D., U.S. *Regional Income Convergence: a Spatial Econometric Perspective*, „Regional Studies” 1999, vol. 33, s. 145–156.

WYKORZYSTANIE PRZESTRZENNEGO MODELU REGRESJI PRZEŁĄCZNIKOWEJ W ANALIZIE REGIONALNEJ KONWERCENCJI W POLSCE

STRESZCZENIE

Artykuł dotyczy analizy regionalnej konwergencji w Polsce w latach 2000–2008. W ramach wykonanego badania postawione zostały dwie hipotezy badawcze, które poddane zostały weryfikacji. W hipotezie pierwszej przyjęto, że PKB przypadające na mieszkańca polskich podregionów oraz jego stopa wzrostu posiadają własność dodatnich zależności przestrzennych. Natomiast w drugiej hipotezie badawczej założono, że w Polsce mamy do czynienia z polaryzacją rozwoju gospodarczego w przypadku dwóch przyjętych reżimów przestrzennych.

THE USE OF A SPATIAL SWITCHING REGRESSION MODEL IN THE ANALYSIS OF REGIONAL CONVERGENCE IN POLAND

SUMMARY

The article addresses the analysis of regional convergence in Poland in the time period between 2008 and 2009. Within the research conducted, two research hypotheses were formulated and later verified. The first hypothesis assumed that the GDP per capita in Polish subregions and its growth rate possess the properties of positive spatial dependence. The other hypothesis assumed that in Poland there is a polarization of the economic growth in the case of selected two spatial regimes. In the analysis we employed the spatial switching regression model.

