

ZASTOSOWANIE MODELI PANELOWYCH W ANALIZIE WARUNKOWEJ KONWERGENCJI TYPU β Z UWZGLĘDNIENIEM ZALEŻNOŚCI PRZESTRZENNYCH

1. Wstęp

Dysproporcje charakteryzujące poziom rozwoju gospodarczego i społecznego państw członkowskich Unii Europejskiej oraz ich regionów sprawiły, że polityka regionalna nastawiona na niwelowanie różnic rozwojowych stała się głównym kierunkiem działań Wspólnoty oraz że w ramach tej polityki skoncentrowano środki przeznaczone na wyrównywanie poziomów rozwoju gospodarczego. Podstawę hipotezy o występowaniu konwergencji gospodarczej stanowi neoklasyczny model Solowa, z którego wynika, że stopa wzrostu produkcji w przeliczeniu na zatrudnionego obniża się wraz ze wzrostem produkcji przypadającej na zatrudnionego. W odniesieniu do zbieżności poziomów wzrostu gospodarczego regionów mechanizm konwergencji gospodarczej typu β polega na występowaniu większego tempa wzrostu gospodarczego, charakteryzującego regiony o niższym poziomie dochodu *per capita* w porównaniu do regionów o wyższym poziomie dochodów. Różnice występujące pomiędzy regionami posiadają charakter strukturalny. Oznacza to, że nie tylko wynikają z warunków naturalnych, tj. położenia regionów, warunków klimatycznych, ale także przede wszystkim są determinowane przez brak wyposażenia

w infrastrukturze technicznej, społecznej i instytucjonalnej. Analizowany w niniejszym opracowaniu model konwergencji warunkowej typu β umożliwia uwzględnienie zmiennych charakteryzujących czynniki strukturalne decydujące o tempie wzrostu gospodarczego.

Celem artykułu jest przedstawienie oraz porównanie wyników badań dotyczących tempa konwergencji gospodarczej na poziomie regionów Unii Europejskiej z zastosowaniem modeli panelowych oraz uwzględnieniem zależności przestrzennych. Spotykane w literaturze przedmiotu podejścia do weryfikacji występowania konwergencji tempa wzrostu gospodarczego odchodzą od stosowania przekrojowych regresji wzrostu. To, że można uwzględnić w modelach indywidualnych nieobserwowalne cechy badanych gospodarek, przyczyniło się do popularyzacji modelu panelowego z efektami stałymi w ewaluacji konwergencji gospodarczej. Przyjęcie założenia o wpływie zależności przestrzennych pomiędzy gospodarkami regionów na tempo ich wzrostu determinuje dalszy rozwój metod badawczych uwzględniających efekty przestrzenne wzrostu gospodarczego.

2. Rozwój metodologii badania konwergencji warunkowej

W literaturze przedmiotu istnieje wiele podejść wykorzystywanych do weryfikacji hipotezy o występowaniu konwergencji gospodarczej. Według systematyki stosowanej przez Sala-i-Martina¹, oprócz **konwergencji typu σ** , rozumianej jako malejące zróżnicowanie dochodu *per capita* pomiędzy badanymi regionami (państwami), wyróżnia się również konwergencję typu β . Podstawę hipotezy o występowaniu konwergencji warunkowej typu β stanowi neoklasyczny model Solowa–Swana. Zgodnie z założeniami konwergencji typu beta pomiędzy przeciętną stopą wzrostu gospodarczego a początkowym dochodem występuje istotna zależność ujemna. Zakładany jest również relatywnie szybszy wzrost gospodarczy w regionach o niższym poziomie dochodów². Dodatkowo konwergencja typu beta jest dzielona na konwergencję absolutną (bezw warunkową) oraz konwergencję warunkową.

Według założeń **konwergencji absolutnej typu β** regiony o niższym poziomie dochodu odnotowują wyższe tempo jego wzrostu, niezależnie od charakterystyk strukturalnych, jednocześnie dążą do tego samego stanu wzrostu

¹ X. Sala-i-Martin, *The classical approach to convergence analysis*, „The Economic Journal” 1996, vol. 106, s. 1019–1036, cyt za: D. Ciołek, *Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem danych panelowych*, „Dynamiczne modele ekonometryczne”, VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 9–11.09.2003, Toruń, s. 329.

² M. Herbst, P. Wójcik, *Efekty przestrzenne w konwergencji Polskich podregionów*, „Badanie spójności terytorialnej i przeciwdziałanie marginalizacji obszarów problemowych”, Konferencja Ministerstwa Rozwoju Regionalnego, 9–10.12.2010, Warszawa.

zrównoważonego, czyli do podobnego poziomu zamożności wyrażonego wartością dochodu *per capita*.

Konwergencja warunkowa typu β bazuje na założeniu, że negatywna zależność pomiędzy dynamiką wzrostu dochodu a jego początkową wartością dotyczy regionów podobnych pod względem charakterystyk strukturalnych, co więcej – każdy region dąży do osiągnięcia właściwego sobie stanu wzrostu zrównoważonego. Jako dodatkowe zmienne objaśniające (statystyki strukturalne) różnice w poziomie rozwoju są stosowane m.in.: liczba osób z wyższym wykształceniem, odsetek pracujących ze średnim lub wyższym wykształceniem³, średnia liczba lat nauki wśród osób w wieku 25 do 64 lat, deficyt fiskalny⁴, udział osób pracujących w sektorze rolnym⁵ czy wskaźnik zatrudnienia.

Analiza konwergencji gospodarczej oparta na przestrzennych danych panelowych determinuje zastosowanie metod uwzględniających zarówno specyficzne własności gospodarek regionów, dynamikę zmian ich wartości, jak i zależności przestrzenne warunkujące zróżnicowanie poziomu wzrostu gospodarczego oraz dynamikę procesów konwergencji⁶.

Początkowe badania nad tempem konwergencji, prowadzone m.in. przez Kormendiego i Meguire (1985), Baumola (1986), Barro (1991), Barro, Sala-i-Martina (1992), Mankiwa, Romera i Weila (1992), Levine'a i Renelta (1992), polegały na estymacji **równania przekrojowej regresji wzrostu**⁷. Szacując zależność wzrostu PKB za pomocą tej metody, zakładano stałe wartości zmiennych objaśniających, występujących w modelu Solowa, na którym opiera się analizowana regresja wzrostu, tj. poziomu technologii, tendencji do oszczędzania, stopy deprecjacji oraz tempa wzrostu produktywności. Wybór odpowiednio długiej jednostki czasu (kilkanaście lub kilkadziesiąt lat) miał na celu wyeliminowanie wpływu cykli koniunkturalnych. Postać modelu konwergencji warunkowej przedstawia poniższe równanie⁸:

$$\ln\left(\frac{Y_{T,i}}{Y_{0,i}}\right) = \alpha + (1 - e^{-\lambda k}) \ln Y_{0,i} + \gamma \mathbf{X}_{0,i} + \xi_i, \quad (1)$$

³ B. Herz, L. Vogel, *Regional Convergence in Central and Eastern Europe: Evidence from a Decade of Transition*, Universität Bayreuth Rechts- und Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere 2003, vol. 13/03, s. 13.

⁴ G. Arbia, L. Domonics, G. Piras, *Regional growth and regional inequality in EU and transition countries: a spatial econometric approach*, 45th Congress of the European Regional Science Association, 23–27.08.2005, Amsterdam, s. 5.

⁵ J. Ramajo, M. Marquez, G. Hewings, M. Salinas, *Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: Do cohesion policies encourage convergence across regions?*, „European Economic Review” 2008, vol. 52, s. 557.

⁶ J.P. Elhorst, *Spatial Panel Data Models*, w: *Handbook of Applied Spatial Analysis. Software Tools, Methods and Applications*, red. M.M. Fisher, A. Getis, Springer, Heidelberg–Dordrecht–London–New York 2010, s. 377.

⁷ D. Ciołek, op.cit., s. 330.

⁸ G. Arbia, R. Basile, G. Piras, *Using Spatial Panel Data in Modelling Regional Growth and Convergence*, Istituto di Studie Analisi Economica, Working Paper 2005, vol. 5, s. 11.

gdzie: $Y_{0,i}$ – wartość PKB (w PPS) *per capita* w pierwszym roku (t), $Y_{T,i}$ – wartość PKB *per capita* w ostatnim roku (po k okresach), λ – szybkość procesu konwergencji⁹, $\mathbf{X}_{t,i}$ – macierz wartości charakterystyk strukturalnych; wyłączenie zmiennych strukturalnych prowadzi do otrzymania modelu konwergencji absolutnej (bezwartunkowej).

W celu oszacowania modelu KMNK wprowadza się parametr β :

$$\beta = (1 - e^{-\lambda k}) \quad (2)$$

$$\ln \left(\frac{Y_{T,i}}{Y_{0,i}} \right) = \alpha + \beta \ln Y_{0,i} + \gamma \mathbf{X}_{0,i} + \xi_i \quad (3)$$

$$\lambda = \frac{\ln(\beta + 1)}{-k} \quad (4)$$

Ujemna oraz istotna statystycznie wartość parametru świadczy o występowaniu konwergencji gospodarczej badanych regionów.

Zastosowanie opisanej metody weryfikacji założenia o konwergencji warunkowej prowadzi do utraty informacji związanych ze zróżnicowaniem wzrostu gospodarczego gospodarek i zmiennością opisujących go czynników w czasie. Pominięte zostają również nieobserwowalne cechy badanych gospodarek, które przez brak możliwości odpowiedniej operacjonalizacji powiększają wartość reszt oszacowanego modelu. W konsekwencji prowadzi to do niespełnienia warunku o braku korelacji pomiędzy wartościami składnika losowego oraz zmiennych objaśniających. Podkreśla się, że wyniki estymacji takich regresji szacowane KMNK są niezgodne i obciążone¹⁰.

Aplikacja **modeli panelowych** umożliwia uwzględnienie nieobserwowalnych własności regionów, które to własności decydują o tempie wzrostu gospodarczego tych regionów:

$$\ln \left(\frac{Y_{t+k,i}}{Y_{t,i}} \right) = \alpha_i + \beta \ln Y_{t,i} + \gamma \mathbf{X}_{t,i} + \xi_{t,i}, \quad (5)$$

gdzie: k – liczba okresów składających się na długość przedziału czasowego.

Wśród stosowanych w badaniach modeli danych panelowych należy wymienić:

- **Model ze zmiennymi zero-jedynkowymi LSDV** (ang. *Least Squared Dummy Variables Model*) – zakłada wprowadzenie do przekrojowego modelu regresji zmiennych zero-jedynkowych, które objaśniają heterogeniczność obiektów.

⁹ P. Kliber, *Ekonometryczna analiza konwergencji regionów Polski metodami panelowymi*, „Studia Regionalne i Lokalne” 2007, vol. 1/27, s. 79.

¹⁰ D. Ciołek, op.cit., s. 331.

W modelu LSDV współczynniki kierunkowe są stałe pomiędzy grupami i w czasie. Model znajduje zastosowanie w przypadku szacowania efektów grupowych dla małej liczby obiektów. Zbyt duża liczba zmiennych zero-jedynkowych (dużo większa liczba obiektów niż obserwacji czasowych) prowadzi do utraty stopni swobody.

- **Model z efektami wewnątrzgrupowymi**, tzw. *within effects model*, w przeciwieństwie do modeli LSDV wykorzystuje odchylenia wartości zmiennej od średniej grupowej. Model estymowany jest bez stałej za pomocą MNK, przez co zaburzona jest wartość współczynnika determinacji. Oszacowane współczynniki kierunkowe przy zmiennych modelu mierzą wpływ zmian zmiennej objaśniającej na wartość zmiennej objaśnianej. Model nie uwzględnia zmian pomiędzy grupami.
- **Model z efektami międzygrupowymi**, tzw. *between effects model*, jego estymacja jest prowadzona na podstawie średnich grupowych zmiennych objaśniających i zmiennej objaśnianej. Poprzez wprowadzenie średnich wyrównywane są wartości odstające. Oszacowania parametrów modeli wskazują na wpływ zmian między grupami na wartości zmiennej objaśnianej¹¹.

Neoklasyczny model wzrostu, na podstawie którego zostało wyspecyfikowane równanie konwergencji, opiera się na założeniu o braku powiązań pomiędzy gospodarkami badanych regionów. Mobilność czynników produkcji prowadzi do przepływu kapitału do regionów o niższej kapitałochłonności produkcji, podczas gdy przepływy siły roboczej następują w kierunku przeciwnym. Innym czynnikiem decydującym o wyrównywaniu się poziomów wzrostu gospodarczego jest dyfuzja technologii i innowacji.

Według założeń spotykanych w literaturze przedmiotu, uwzględnienie w specyfikacji modelu zależności pomiędzy gospodarkami regionów będzie skutkowało otrzymaniem zwiększonego tempa konwergencji gospodarczej regionów¹². Jedną z metod uwzględnienia przepływów kapitału siły roboczej oraz technologii jest konstrukcja modelu wzrostu gospodarczego uwzględniającego wymienione czynniki. Brak danych o przepływie czynników produkcji, zwłaszcza technologii, uniemożliwia jednak prowadzenie tego typu analiz. Pośrednią metodą pozwalającą na uwzględnienie efektów przepływów międzyregionalnych w analizach konwergencji gospodarczej jest specyfikacja modelu charakteryzującego zależność pomiędzy wartościami badanych charakterystyk w sąsiednich lokalizacjach¹³. W literaturze przedmiotu wyróżnia się m.in. zależność przestrzenną wynikającą z przestrzennego

¹¹ K. Kopczewska, T. Kopczewski, P. Wójcik, *Metody ilościowe w R. Aplikacje ekonomiczne i finansowe*, CeDeWu, Warszawa, 2009, s. 316–325.

¹² G. Arbia, R. Basile, G. Piras, op.cit., s. 12.

¹³ Określenie charakteru sąsiedztwa jednostek przestrzennych poprzez specyfikację macierzy wag przestrzennych (sąsiedztwa lub odległości) w sposób znaczący wpływa na weryfikację zależności przestrzennej cech. Przyjęcie różnych macierzy wag może skutkować odmiennymi wynikami analiz.

wymiaru aktywności ekonomicznej (ang. *substantive dependence*), jak i z niezgodności pomiędzy granicami procesów gospodarczych oraz jednostek geograficznych (ang. *nuisance dependence*)¹⁴.

Punktem wyjścia aplikacji modeli przestrzennych jest weryfikacja występowania autokorelacji przestrzennej zmiennych. Jedną z podstawowych metod jest testowanie istotności statystycznej współczynnika globalnej autokorelacji przestrzennej Morana I¹⁵.

$$I = \frac{n}{S_o} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (6)$$

gdzie: x_i – i -ta obserwacja zmiennej X , $W = \sum_{j=1}^n w_{i,j}$ – macierz wag przestrzennych.

Dodatnia, statystycznie istotna wartość statystyki Morana I świadczy o występowaniu dodatniej autokorelacji przestrzennej, co dowodzi wpływu wartości badanej zmiennej w danej lokalizacji na poziomy tej zmiennej w sąsiednich lokalizacjach (regionach). Wartości opisywanych cech tworzą skupienia. W przypadku ujemnej wartości statystyki wysokie wartości sąsiadują z niskimi.

Jednym z podstawowych modeli danych panelowych z efektami przestrzennymi, stosowanym w analizach wzrostu gospodarczego, jest **panelowy model opóźnienia przestrzennego z efektami stałymi** (ang. *fixed-effect spatial lag model*), do którego zostaje wprowadzona opóźniona przestrzennie zmienna zależna:

$$\ln\left(\frac{Y_{t+k,i}}{Y_{t,i}}\right) = \alpha_i + \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} \ln\left(\frac{Y_{t+k,j}}{Y_{t,j}}\right) + \beta \ln Y_{t,i} + \gamma \mathbf{X}_{t,i} + \xi_{t,i}, \quad (7)^{16}$$

gdzie $W = \sum_{j=1}^n w_{i,j}$ stanowi macierz wag przestrzennych.

Alternatywną metodę wprowadzenia do modeli panelowych zależności przestrzennych stanowi opóźnienie przestrzenne składnika losowego, czego wynikiem jest specyfikacja postaci **panelowego modelu błędu przestrzennego z efektami stałymi** (*fixed-effect spatial error model*):

¹⁴ T. Kossowski, *Konwergencja przestrzenna – aspekty teoretyczne*, w: *Praktyczne aspekty badań regionalnych – varia*, t. 2, red. P. Churski „Biuletyn Instytutu Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu” 2009, nr 8, seria: *Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna*, s. 12.

¹⁵ *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, red. B. Suhecki, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2010, s. 112.

¹⁶ G. Arbia, R. Basile, G. Piras, op.cit., s. 13.

$$\ln\left(\frac{Y_{t+k,i}}{Y_{t,i}}\right) = \alpha_i + \beta \ln Y_{t,i} + \gamma \mathbf{X}_{t,i} + \xi_{t,i} \quad (8)$$

$$\xi_{t,i} = \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} \xi_{t,i} + \eta_i \quad (9)^{17}$$

2. Analiza

Wyniki estymacji przekrojowych regresji wzrostu¹⁸ dla regionów Unii Europejskiej z lat 60. i 70. wskazywały na tempo konwergencji na poziomie 2–3%, po 1975 r. prędkość ta spadła do poziomu 1,7%. Rezultaty badań nad szybkością procesu konwergencji dowodzą, że oszacowania modeli wzrostu z wykorzystaniem danych panelowych dają wartości współczynnika konwergencji powyżej poziomu 2% rocznie¹⁹.

Przedmiotem poniższej analizy jest weryfikacja założenia dotyczącego wskazywanej w literaturze szybkości konwergencji warunkowej w przypadku modeli panelowych z efektami stałymi (indywidualnymi i czasowymi). Dane o wartości PKB *per capita* w latach 2000–2009 wg PPS w cenach bieżących dla 290 regionów Unii Europejskiej na poziomie NUTS 2 wygenerowano z bazy danych Eurostat. Wartości, poprzez przyjęcie wskaźników inflacji dla poziomów NUTS 0 (kraju), wyrażono w cenach stałych z 2000 r. Ze względu na ograniczenia dostępności danych w przekroju terytorialnym i czasowym za charakterystykę strukturalną regionów obrano wskaźnik zatrudnienia osób w wieku powyżej 15. roku życia. Kompletne dane z okresu 2000–2009 zgromadzono dla 193 regionów. W tabeli 1 przedstawiono oszacowania współczynników kierunkowych równania (5) przy logarytmie zmiennej PKB *per capita* ($Y_{t,i}$) oraz wskaźnika zatrudnienia osób w wieku powyżej 15 lat ($X_{t,i}$).

Oszacowania estymatora wewnątrzgrupowego (ang. *within*) z efektami indywidualnymi stanowią o występowaniu pomiędzy badanymi regionami konwergencji warunkowej. W okresie 2000–2009 jej szybkość wyniosła 28,4% rocznie. Oszacowania modelu były jednak obarczone najwyższym błędem w porównaniu do pozostałych modeli. Wprowadzenie do modelu stałych efektów czasowych skutkuje odrzuceniem hipotezy o konwergencji gospodarczej. Równoczesne uwzględnienie efektów indywidualnych i czasowych spowodowało utratę przez charakterystykę strukturalną (wskaźnik zatrudnienia) istotności statystycznej. Najmniejszymi błędami oszacowań

¹⁷ Ibidem.

¹⁸ Badania prowadzone przez Nevena, Gouyette (1995), Armstronga (1995), Verspagna (1996), Tondla (1999), Martina (1999), de la Fuente (1996), por. H. Badinger, W.G. Müller, G. Tondl, *Regional Governance in European Union (1985–1999): A Spatial Dynamic Panel Analysis*, HWWA, Discussion Paper 2002, vol. 210, s. 2.

¹⁹ G. Arbia, R. Basile, G. Piras, op.cit., s. 15.

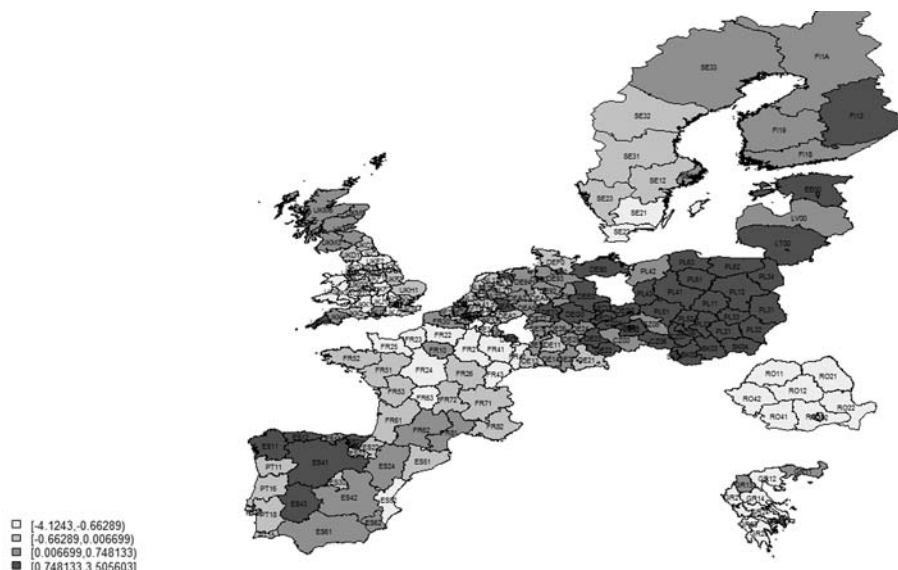
charakteryzowały się estymatory międzygrupowe. Oszacowania współczynników kierunkowych modelu z efektami zarówno indywidualnymi, jak i czasowymi wskazywały dodatnią zależność między poziomem dochodu a dynamiką jego wzrostu (co przeczy założeniu o występowaniu konwergencji gospodarczej), jednak tylko w przypadku modelu z efektami indywidualnymi okazały się istotne statystycznie.

Tabela 1. Wyniki oszacowań modeli z efektami stałymi modelu konwergencji warunkowej

Model panelowy z efektami stałymi	$Y_{t,i}$	$X_{t,i}$	λ
Oneway (individual) effect Within Model	-0,247 ***	-0,0053 ***	0,284
Oneway (time) effect Within Model	0,005 **	-0,0008 ***	-0,005
Twoways effects Within Model	-0,270 ***	-0,0010	0,315
Oneway (individual) effect Between Model	0,007 ***	-0,0007 ***	-0,007
Oneway (time) effect Between Model	0,379	-0,0430	-0,321

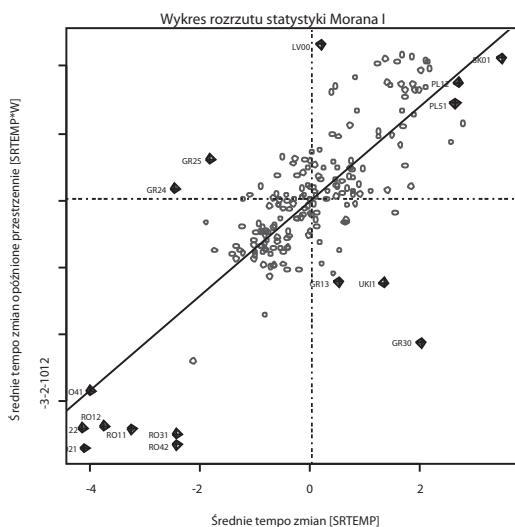
Źródło: opracowanie własne, R Cran 2.15.0.

W celu scharakteryzowania tendencji czasowych wzrostu gospodarczego w regionach NUTS 2 przedstawiono przestrzenne zróżnicowanie wartości średniego tempa zmian PKB *per capita* wg PSN w latach 2000–2009.



Rysunek 1. Średnie tempo zmian PKB *per capita* wg PSN (ceny stałe, 2000=1) w latach 2000–2009 w 193 regionach NUTS 2

Źródło: opracowanie własne, R Cran 2.15.0



Rysunek 2. Korelogram statystyki Morana I średniego tempa zmian PKB *per capita* wg PSN (ceny stałe, 2000=1) w latach 2000–2009 w 193 regionach NUTS2

Źródło: pracowanie własne, R Cran 2.15.0.

Wartość statystyki Morana I na poziomie 0,7021 (p -value = 0,001) świadczy o występowaniu istotnych zależności przestrzennych pomiędzy wartościami średniego tempa wzrostu gospodarczego.

W tabeli 2 przedstawiono zestawienie wyników oszacowania parametrów równania (7). Wprowadzenie do modelu opóźnionego przestrzennie tempa wzrostu PKB *per capita*, uwzględniającego wpływ dynamiki wzrostu w regionach sąsiednich, wywołało obniżenie wartości współczynnika konwergencji w stosunku do oszacowań uzyskanych w modelu panelowym bez efektów przestrzennych.

Tabela 2. Wyniki oszacowań panelowych modeli opóźnienia przestrzennego z efektami stałymi modelu konwergencji warunkowej

Panelowy model opóźnienia przestrzennego z efektami stałymi	$Y_{t,i}$	$X_{t,i}$	λ	ρ
Oneway (individual) effect Within Model	-0,128 ***	0,0001	0,137	0,767 ***
Oneway (time) effect Within Model	0,002 .	-0,0003 **	-0,002	0,664 ***
Twoways effects Within Model	-0,186 ***	0,0007 .	0,206	0,613 ***

Źródło: opracowanie własne, R Cran 2.15.0.

Gdyby wszystkie analizowane regiony charakteryzowały się tym samym tempem wzrostu gospodarczego oraz wpływem dynamiki zmian PKB *per capita* z sąsiednich regionów, szybkość konwergencji szacowana na podstawie modelu z efektami stałymi wyniosłaby 13,7% rocznie. Jeśli odniosłoby się powyższe założenia do modelu dwuczynnikowego, dynamika procesu zbieżności gospodarek regionów do stanu równowagi długookresowej wzrosłaby do 20,6%.

3. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

Przedstawione w opracowaniu rezultaty analiz miały na celu zweryfikowanie założeń dotyczących wpływu postaci modelu danych panelowych na identyfikację oraz szybkość konwergencji warunkowej. Zgodnie z założeniami przedstawionymi przez Arbie²⁰, szybkość konwergencji szacowana na podstawie modeli panelowych z indywidualnymi efektami stałymi przekroczyła wartość 2%. Uzyskane oszacowania współczynnika konwergencji w odniesieniu do długookresowej równowagi wzrostu wydają się zawyżone. Jedną z podkreślanych w literaturze przyczyn zawyżonej szybkości konwergencji jest problem endogeniczności zmiennych objaśniających. Zwraca się również uwagę na to, że wysokie tempo konwergencji, szacowane na podstawie modeli panelowych, nie charakteryzuje dynamiki zbieżności gospodarek regionów dążących do osiągnięcia stanu równowagi długookresowej, lecz jest właściwe dla równowagi krótkookresowej²¹. Występowanie dodatniej autokorelacji przestrzennej zadecydowało o konieczności zastosowania przestrzennych panelowych modeli konwergencji. Należy zaznaczyć, że wprowadzenie do modeli panelowych z efektami stałymi opóźnionych przestrzennie zmiennych objaśnianych pozwoliło na pozytywną weryfikację hipotezy o występowaniu konwergencji. Dynamika tego procesu w przypadku modeli z efektami przestrzennymi była o połowę mniejsza niż w przypadku modeli panelowych bez efektów przestrzennych. W badaniu pominięto testowanie istotności efektów stałych (grupowych i czasowych), jak również badanie wyników oszacowań modeli z efektami losowymi. Dalszych analiz wymaga badanie autokorelacji oraz heteroskedastyczności składnika losowego.

²⁰ Ibidem.

²¹ M. Shibamoto, Y. Tsutsui, *Note on the Interpretation of Convergence Speed in the Dynamic Panel Model*, Kobe University, Discussion Paper Series RIEB 2011, January, s. 2.

Bibliografia

1. Arbia G., Basile R., Piras G., *Using Spatial Panel Data in Modelling Regional Growth and Convergence*, Istituto di Studie Analisi Economica, Working Paper 2005, vol 5, s. 8–31.
2. Arbia G., Domonicis L., Piras G., *Regional growth and regional inequality in EU and transition countries: a spatial econometric approach*, „45th Congress of the European Regional Science Association”, 23–27.08.2005, Amsterdam.
3. Ciołek D., *Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem danych panelowych*, „Dynamiczne modele ekonometryczne”, VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 9–11.09.2003, Toruń, s. 329–342.
4. *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, red. B. Suchecki, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2010.
5. Elhorst J.P., *Spatial Panel Data Models*, w: *Handbook of Applied Spatial Analysis. Software Tools, Methods and Applications*, red. M.M. Fisher, A. Getis, Springer, Heidelberg–Dordrecht–London–New York 2010, s. 377–409.
6. Herbst M., Wójcik P., *Efekty przestrzenne w konwergencji Polskich podregionów*, „Badanie spójności terytorialnej i przeciwdziałanie marginalizacji obszarów problemowych”, Konferencja Ministerstwa Rozwoju Regionalnego, 9–10.12.2010, Warszawa.
7. Herz B., Vogel L., *Regional Convergence in Central and Eastern Europe: Evidence from a Decade of Transition*, Universität Bayreuth Rechts- und Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere 2003, vol. 13/03.
8. Kliber P., *Ekonometryczna analiza konwergencji regionów Polski metodami panelowymi*, „Studia Regionalne i Lokalne” 2007, vol. 1/27, s. 74–86.
9. Kopczevska K., Kopczevski T., Wójcik P., *Metody ilościowe w R. Aplikacje ekonomiczne i finansowe*, CeDeWu, Warszawa 2009.
10. Kossowski T., *Konwergencja przestrzenna – aspekty teoretyczne*, w: *Praktyczne aspekty badań regionalnych – varia*, t. 2, red. P. Churski, „Biuletyn Instytutu Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu” 2009, nr 8, seria: Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna, s. 7–20.
11. Müller W.G., Tondl G., *Regional Governance in European Union (1985–1999): A Spatial Dynamic Panel Analysis*, HWWA, Discussion Paper 2002, vol. 210, s. 1–252.
12. Ramajo J., Marquez M., Hewings G., Salinas M., *Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: Do cohesion policies encourage convergence across regions?*, „European Economic Review” 2008, vol. 52, s. 551–567.
13. Shibamoto M., Tsutsui Y., *Note on the Interpretation of Convergence Speed in the Dynamic Panel Model*, Kobe University, Discussion Paper Series RIEB 2011, January, s. 1–7.

Źródła sieciowe

1. http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=lfst_r_lfe2emprrt&lang=en [dostęp 29.03.2012].
2. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=1&language=en&pcode=tgs00005> [dostęp 29.03.2012].

Summary

The application of panel models in the analysis of a conditional β -convergence including spatial dependence

Economic convergence regions of the EU is one of the main objectives of cohesion policy. The basis of the hypothesis of the existence of economic convergence is a neoclassical Solow model. This article aims to present and compare the results of studies on economic conditional convergence of EU regions with the use of panel models and taking into account the spatial relationships.

Keywords: panel data models, spatial autocorrelation, conditional convergence, cohesion policy, NUTS2 European regions

JEL classification: C21, C23, O47, O52, R11