

Joanna Górna\*  
Karolina Górna\*\*

## KONWERGENCJA CZY DYWERGENCJA REGIONÓW EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ PO ICH PRZYSTĄPIENIU DO UNII EUROPEJSKIEJ

### 1. WPROWADZENIE

Celem artykułu jest znalezienie odpowiedzi na pytanie, czy na wyodrębnionym obszarze 8 państw europejskich, które w 2004 roku przystąpiły do Unii Europejskiej zachodzi zjawisko konwergencji PKB per capita, czy raczej należy mówić o dywergencji w tym zakresie. Oczekuje się, iż akcesja do UE przyczynia się do poprawy warunków życia i zwiększenia tempa zrównoważonego wzrostu gospodarczego w krajach wstępujących do wspólnoty. Dążenie do realizacji tego zadania jest widoczne w tzw. polityce spójności. Podjęte badanie jest motywowane chęcią sprawdzenia w ogólnym aspekcie efektywności tejże polityki. Zakres czasowy badania i podział na wskazane dwa okresy pozwala na pokazanie, jak kształtowały się przestrzenne rozkłady dochodów per capita przed i po wstąpieniu rozważanych krajów do UE. Jest to kontynuacja wcześniejszej analizy nt.: *Przestrzenne i przestrzenno-czasowe tendencje i zależności PKB w wybranych krajach europejskich w latach 2001–2009*, którego wyniki były prezentowane w formie plakatu na II Międzynarodowej Konferencji Naukowej nt.: *Ekonometria Przestrzenna i Regionalne Analizy Ekonomiczne* w Łodzi w dniach 4–5 czerwca 2012 r., a następnie opublikowane w postaci artykułu: Górna, Górna (2013a). Jak wskazuje tytuł wspomnianej publikacji, były to wstępne, ogólne rozważania na temat przestrzennych i czasowych tendencji i zależności w kształtowaniu się PKB per capita na wyodrębnionym obszarze, a samo zjawisko konwergencji gospodarczej nie było wówczas głównym celem analizy. Badania konwergencji

---

\* Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania.

\*\* Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania.

stały się przedmiotem kolejnych opracowań autorek niniejszego artykułu, np. Górna, Górna (2013b) oraz we współautorstwie: Górna, Górna, Szulc (2013a; 2013b; 2014).

## 2. PRZEDMIOT I ZAKRES BADANIA

Przeprowadzona została analiza PKB per capita na obszarze ośmiu krajów europejskich, takich jak: Czechy, Estonia, Węgry, Łotwa, Litwa, Polska, Słowacja i Słowenia, w okresie 2000–2011, z podziałem na dwa podokresy: 2000–2004 oraz 2005–2011, w przestrzennym układzie według systemu klasyfikacji terytorialnej NUTS-2. Została sformułowana hipoteza badawcza następującej treści: wbrew oczekiwaniom, po przystąpieniu do Unii Europejskiej na wyodrębnionym obszarze ośmiu krajów w rozważanym okresie obserwuje się zjawisko dywergencji gospodarczej.

W toku badania poszukiwano odpowiedzi na następujące pytania:

1. Czy na wyodrębnionym obszarze w analizowanym okresie występują trendy przestrzenne PKB per capita?
2. Czy na rozważanym obszarze występuje autokorelacja przestrzenna?
3. Czy wariancja PKB per capita na analizowanym obszarze maleje w kolejnych latach i czy w związku z tym zmniejszają się ekonomiczne różnice między regionami (zjawisko *sigma*-konwergencji)?
4. Czy w ustalonych podokresach oraz w całym badanym okresie, „biedne” gospodarki (regiony), które charakteryzują się niższymi początkowymi wysokościami PKB per capita, mają wyższe tempo wzrostu niż „bogate” regiony z wyższymi poziomami PKB w początkowych okresach (zjawisko *beta*-konwergencji)?
5. Czy obserwowalne jest zjawisko gamma konwergencji?
6. Czy podczas weryfikacji hipotezy konwergencji gospodarczej powinno brać się pod uwagę zależności przestrzenne między regionami?

## 3. DANE

W badaniu wykorzystane zostały roczne dane dotyczące wartości PKB per capita w latach 2000–2011. Badaniem objęto osiem krajów europejskich (Czechy, Estonia, Litwa, Łotwa, Polska, Słowacja, Słowenia, Węgry), które

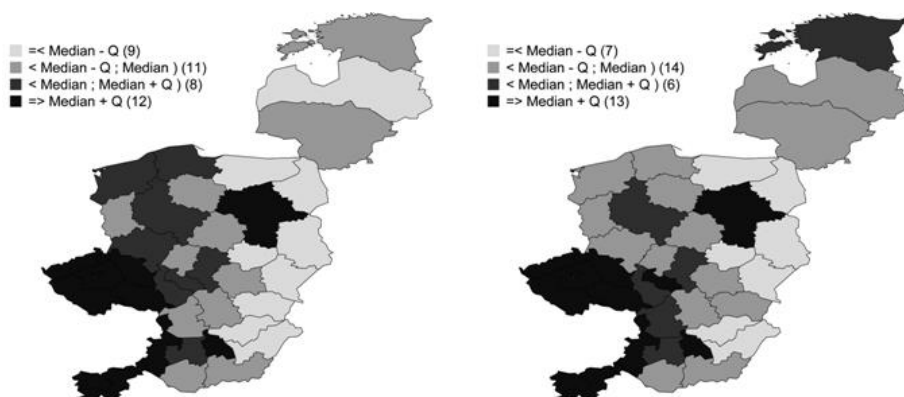
w 2004 roku przystąpiły do Unii Europejskiej. Dodatkowo, wyodrębniono dwa podokresy: 2000–2004 oraz 2005–2011, tj. okresy przed- i po przystąpieniu rozważanych krajów do UE.



Rysunek 1. PKB per capita w latach 2000–2011 w analizowanych regionach NUTS2

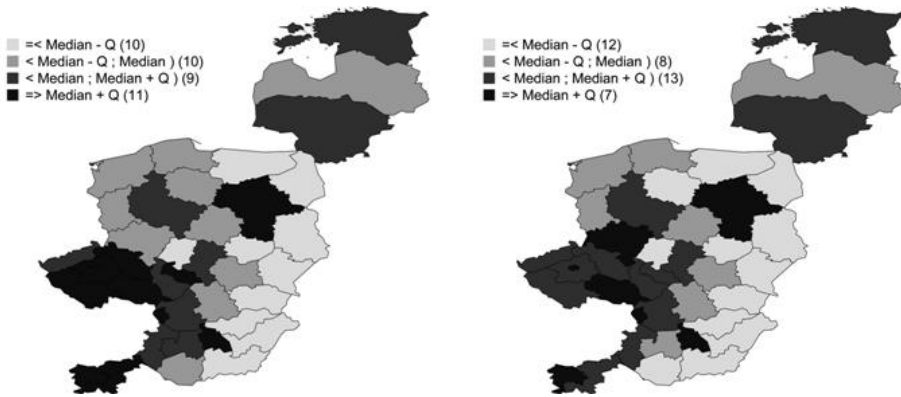
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 1 prezentuje kształtowanie się wartości PKB per capita w badanym okresie we wszystkich badanych regionach. Rysunek 2 pokazuje, jak w układzie przestrzennym kształtował się poziom badanego zjawiska w latach odpowiednio 2000 i 2004. Analogiczne informacje prezentuje Rysunek 3, który dotyczy lat 2005 i 2011.



Rysunek 2. Przestrzenne zróżnicowanie PKB per capita w 40 regionach europejskich w latach 2000 i 2004

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 3. Przestrzenne zróżnicowanie PKB per capita w 40 regionach europejskich w latach 2005 i 2011

Źródło: opracowanie własne.

#### 4. METODOLOGIA

W przeprowadzonym badaniu wykorzystano narzędzia i metody statystyki oraz ekonometrii przestrzennej. Podstawową koncepcją metodologiczną przeprowadzonego badania było potraktowanie obserwacji PKB per capita na wyodrębnionym obszarze, jako realizacji przestrzennego procesu stochastycznego. Zatem, wartości PKB per capita w regionie  $i$ , dla  $i = 1, 2, \dots, N$ , w ustalonym czasie traktuje się jako realizację procesu przestrzennego  $Z(s_i)$ , gdzie  $s_i = [x_i, y_i]$  – współrzędne położenia regionów na płaszczyźnie. Konsekwencją takiego podejścia metodologicznego jest badanie składnikowej struktury w kształtowaniu się PKB per capita w postaci trendów przestrzennych oraz przestrzennych autozależności.

Każda obserwacja PKB per capita jest związana z określoną lokalizacją w przestrzeni w ramach pewnej struktury powiązań między jednostkami przestrzennymi. Dlatego konwergencja/dywergencja była badana w aspekcie tychże powiązań. Struktura powiązań między każdą parą jednostek przestrzennych jest kwantyfikowana przy pomocy przestrzennej macierzy powiązań  $\mathbf{W}$  (Suchecky 2010: 106). Macierz  $\mathbf{W}$  jest macierzą kwadratową o elementach  $w_{ij}$ , wskazujących, czy jednostki przestrzenne w lokalizacjach  $i$  oraz  $j$  są sąsiadami. Niezerowe elementy macierzy, tj.:  $w_{ij} \neq 0$ , identyfikują

jednostki jako sąsiadów. Dodatkowo, z założenia  $w_{ij} = 0$  (dla  $i \neq j$ ), co oznacza, że żadna jednostka przestrzenna nie jest swoim sąsiadem.

W celu przeprowadzenia wstępnej analizy możliwości wystąpienia zjawiska konwergencji na badanym obszarze w ustalonych przedziałach czasu wykorzystano w szczególności następujące narzędzia:

- mapy prezentujące przestrzenne rozkłady PKB per capita (w logarytmach) w początkowych i końcowych latach ustalonych podokresów – dla wstępnej analizy danych;
- wykresy punktowe rozrzutu wartości PKB per capita według regionów oraz wykresy trendów przestrzennych (sklejane powierzchnie trendu), także dla początkowych i końcowych lat ustalonych podokresów – dla wstępnej oceny skali i zmian w czasie przestrzennego zróżnicowania PKB per capita ( $\sigma$ -konwergencja);
- wykresy trendów przestrzennych tempa wzrostu PKB per capita w zestawieniu z wykresami trendów przestrzennych PKB per capita w pierwszych latach podokresów oraz wykresy Morana dla PKB per capita w pierwszych latach podokresów i dla tempa wzrostu PKB w tych podokresach – dla wstępnej oceny możliwości wystąpienia konwergencji typu  $\beta$ .

Następnie dokonano dokładniejszego badania występowania konwergencji typu  $\sigma$ ,  $\beta$  oraz  $\gamma$  stosując odpowiednie testy statystyczne, a także modele ekonometryczne.

$\sigma$ -konwergencja odnosi się do spadku zróżnicowania PKB per capita na badanym obszarze w określonym przedziale czasu. W literaturze przedmiotu zaproponowanych zostało kilka miar badających to zjawisko. Na potrzeby niniejszego badania wykorzystana została statystyka o rozkładzie  $F$  (Kusideł 2013: 61):

$$T = \frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_T^2}, \quad (1)$$

gdzie:  $T \sim F_{N-2, N-2}$ ,  $\hat{\sigma}_t^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\ln GDP_{it} - \overline{\ln GDP_t})^2$ .

Hipoteza zerowa testu zakłada brak konwergencji (dywergencji), czyli brak istotnego statystycznie spadku (wzrostu) wariancji badanego zjawiska. Odpowiednio, hipoteza alternatywna mówi, że konwergencja (dywergencja) zachodzi.

Z kolei, jedną z miar proponowanych do badania  $\gamma$ -konwergencji jest współczynnik konkordancji rang Kendalla. Umożliwia on ocenę zmian w układzie rang nadanych jednostkom przestrzennym w odniesieniu do roku początkowego. Pozwala to wnioskować o otrzymaniu rang świadczących

o wyższym poziomie zjawiska na końcu badanego okresu przez obiekty charakteryzujące się niskim poziomem na początku oraz odwrotnie. Miara ta dana jest wzorem (Boyle, McCarthy 1997: 259):

$$RC_t = \frac{\text{Variance}(\sum_{t=0}^T AR(Y)_{it})}{\text{Variance}((T+1) \times AR(Y)_{i0})}, \quad (2)$$

gdzie:  $AR(Y)_{it}$  – ranga obiektu  $i$  w okresie  $t$ ,  $AR(Y)_{i0}$  – ranga obiektu  $i$  w okresie początkowym.

Do badania istotności miary (2) służy test:

$$\chi^2 = T(N-1)RC_t. \quad (3)$$

Hipoteza zerowa testu o rozkładzie  $\chi^2$  wskazuje na występowanie konwergencji typu  $\gamma$ . Z kolei alternatywna stwierdza brak konwergencji tego typu.

Analiza  $\beta$ -konwergencji została przeprowadzona w ujęciu przestrzennym. W literaturze dotyczącej konwergencji typu beta wprowadzenie zależności przestrzennych między regionami można znaleźć np. w pracach: Arbia (2006); Bode, Rey (2006); Rey, Le Gallo (2009). W przeprowadzonym badaniu zostały wykorzystane następujące modele przestrzenne:

- model SAR – (*ang. spatial autoregressive model*) – przestrzenny model autoregresyjny dany wzorem:

$$\ln \left[ \frac{GDP_{iT}}{GDP_{i1}} \right] = \alpha + \beta \ln [GDP_{i1}] + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln \left[ \frac{GDP_{jT}}{GDP_{j1}} \right] + \varepsilon_i, \quad (4)$$

gdzie:  $\rho$  – parametr opóźnienia przestrzennego (przestrzennej autoregresji).

- model SEM – (*ang. spatial error model*) – model błędu przestrzennego dany wzorem:

$$\ln \left[ \frac{GDP_{iT}}{GDP_{i1}} \right] = \alpha + \beta \ln [GDP_{i1}] + \eta_i, \quad \eta_i = \lambda \sum_{j \neq i} w_{ij} \eta_j + \varepsilon_i, \quad (5)$$

gdzie:  $\lambda$  – parametr błędu przestrzennego.

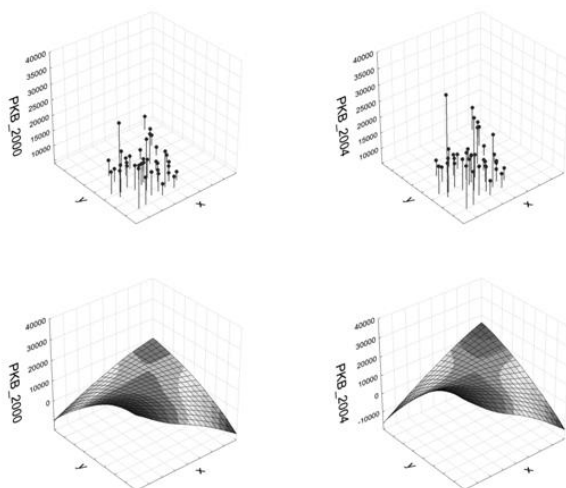
W celu weryfikacji modeli  $\beta$ -konwergencji zostały wykorzystane następujące testy diagnostyczne:

- test Morana (statystyka  $I$ ), dla oceny przestrzennego opóźnienia pierwszego rzędu oraz przestrzennej niezależności,

- testy mnożnika Lagrange’a (*LMlag*, *LMerr*) oraz ich wersje odporne (*RLMlag*, *RLMerr*), jako diagnostyki zależności przestrzennej,
- test ilorazu wiarygodności (*LR*), dla testowania istotności zależności przestrzennej,
- test heteroskedastyczności Breuscha-Pagana (*B-P*).

## 5. WSTĘPNA ANALIZA DANYCH

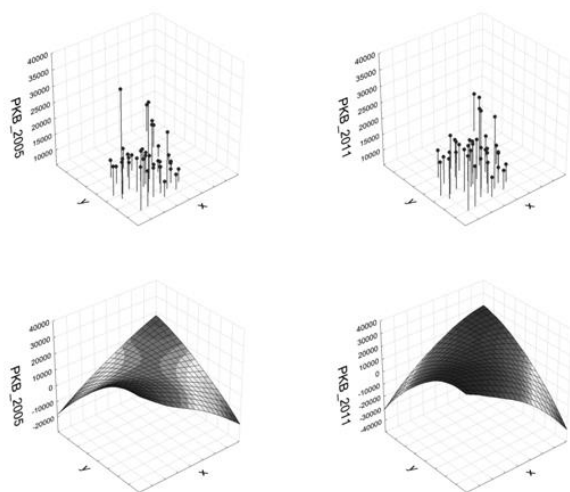
W celu przeprowadzenia wstępnej analizy danych w kierunku wnioskowania o konwergencji/dywergencji przygotowane zostały mapy badanego obszaru oraz odpowiednie wykresy.



Rysunek 4. Wykresy rozrzutu i trendu przestrzennego PKB per capita w latach 2000 i 2004

Źródło: opracowanie własne.

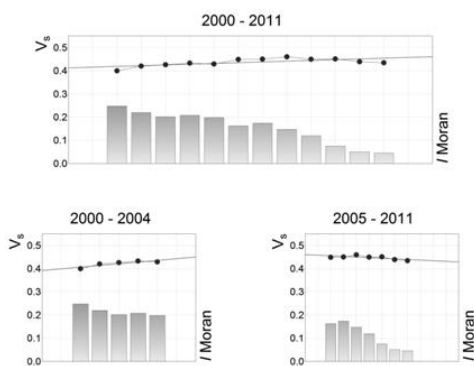
Rysunek 4 przedstawia rozrzuty przestrzenne PKB per capita w latach odpowiednio 2000 i 2004, oraz wykresy trendów przestrzennych w tychże latach. Zarówno wykresy rozrzutu, jak i trendów przestrzennych, pokazują, że w rozważanym przedziale czasowym zwiększyło się zróżnicowanie badanego zjawiska.



Rysunek 5. Wykresy rozrzutu i trendu przestrzennego PKB per capita w latach 2005 i 2011

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 5 przedstawia analogiczne prawidłowości dla okresu 2005–2011. W tym wypadku zwiększanie zróżnicowania PKB per capita jest jeszcze bardziej wyraźne, niż w okresie rozważanym wcześniej. Analiza Rysunków 4–5 pozwala na postawienie wstępnej hipotezy o niewystępowaniu zjawiska konwergencji typu sigma w badanych okresach.



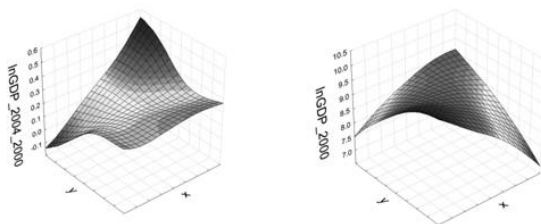
Rysunek 6. Wartości współczynnika zmienności PKB per capita i statystyki Morana  $I$  w wybranych okresach

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 6 prezentuje zmiany w czasie dwóch miar: współczynnika zmienności dla PKB per capita i statystyki globalnej  $I$  Morana, zarówno dla całego okresu badania, jak i w ustalonych podokresach (por. Rey, Montouri

1999: 146). Zmiany w czasie współczynnika zmienności służą do badania konwergencji typu *sigma*. Istotny statystycznie spadek wartości współczynnika zmienności w czasie potwierdza hipotezę konwergencji. Dla całego okresu badania w odniesieniu do współczynnika zmienności dodatkowo oszacowano parametr trendu liniowego. Parametr ten jest dodatni w czasie i statystycznie istotny, co oznacza wzrost współczynnika zmienności. Dodatkowo, zarówno w pierwszym podokresie (2000–2004), jak i drugim (2005–2011) parametr trendu liniowego współczynnika zmienności także jest dodatni i statystycznie istotny. W związku z tym, zarówno w całym okresie badania, jak i podokresach, nie można mówić o występowaniu zjawiska konwergencji typu *sigma*.

Wartości statystyki globalnej *I* Morana prezentowane przez wykresy słupkowe (Rysunek 6), w każdym roku badanego okresu są istotne statystycznie. Wskazuje to na zasadność wprowadzenia zależności przestrzennych podczas modelowania procesu PKB per capita. To z kolei oznacza, że analiza konwergencji powinna być prowadzona w kontekście powiązań przestrzennych między regionami. W szczególności, pominięcie tych zależności przy konstrukcji modelu  $\beta$ -konwergencji może oznaczać błędną specyfikację modelu oraz wpłynąć na jego słabe dopasowanie do danych. Dlatego w konstruowanych dalej modelach absolutnej  $\beta$ -konwergencji zależności przestrzenne zostały uwzględnione.

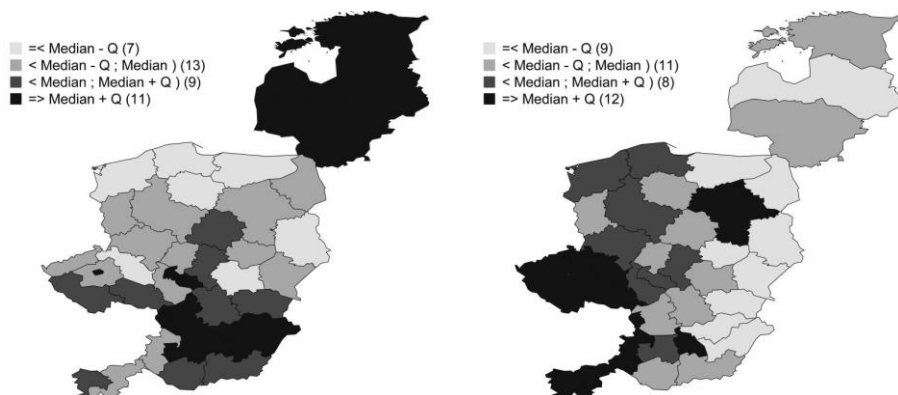


Rysunek 7. Tempo wzrostu w latach 2000–2004 i trend przestrzenny PKB per capita w roku 2000

Źródło: opracowanie własne.

Do wstępnej oceny możliwości wystąpienia konwergencji typu *beta* wykorzystane zostały wykresy trendów przestrzennych logarytmowanych wartości PKB per capita w początkowych latach rozważanych okresów oraz tempa wzrostu PKB per capita w tych okresach. Rysunek 7 prezentuje przestrzenny trend tempa wzrostu PKB per capita w latach 2000–2004 oraz trend PKB per capita dla roku 2000. Jeżeli powierzchnie obu trendów miałyby odwrotne kształty, pozwoliłoby to na domniemanie zjawiska konwergencji w badanym okresie. Oznaczałoby to, że regiony początkowo biedniejsze charakteryzują się wyższym tempem wzrostu, i zachodzi odwrotna zależność między poziomem zjawiska w okresie początkowym i dynamiką jego wzrostu. Powierzchnie przedstawione na Rysunku 7 zdają się wykazywać odwrotne

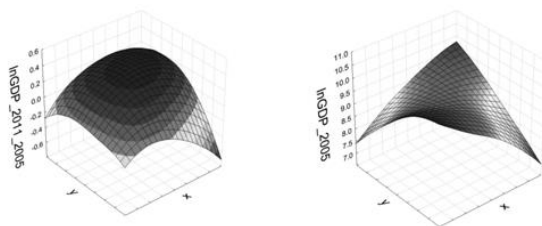
tendencje, jednak do ścisłej weryfikacji hipotezy konwergencji wykorzystane zostaną dokładniejsze metody.



Rysunek 8. Przestrzenne zróżnicowanie tempa wzrostu w latach 2000–2004 i wartości PKB per capita w roku 2000

Źródło: opracowanie własne

Na Rysunku 8 zaprezentowano odpowiednio, mapy przestrzennych rozkładów tempa wzrostu PKB per capita w okresie 2000–2004 oraz wartości PKB per capita dla roku 2000. Jak można zauważyć, część regionów o najniższym poziomie PKB per capita w roku 2000 charakteryzuje się wysokim tempem wzrostu.

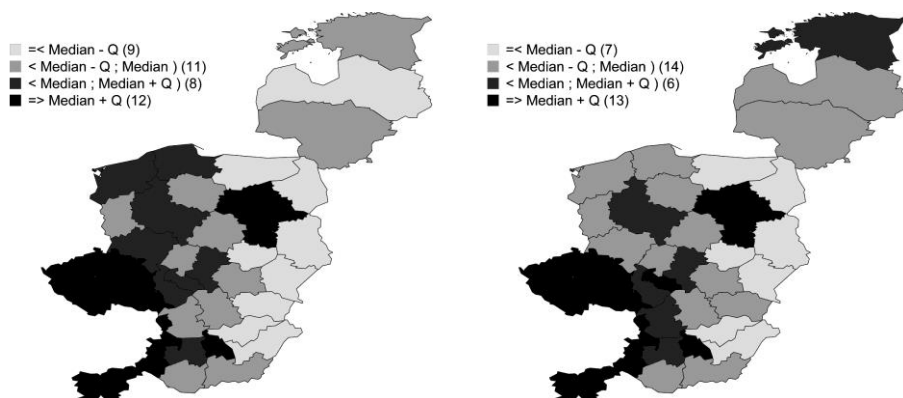


Rysunek 9. Tempo wzrostu w latach 2005–2011 i trend przestrzenny PKB per capita w 2005

Źródło: opracowanie własne.

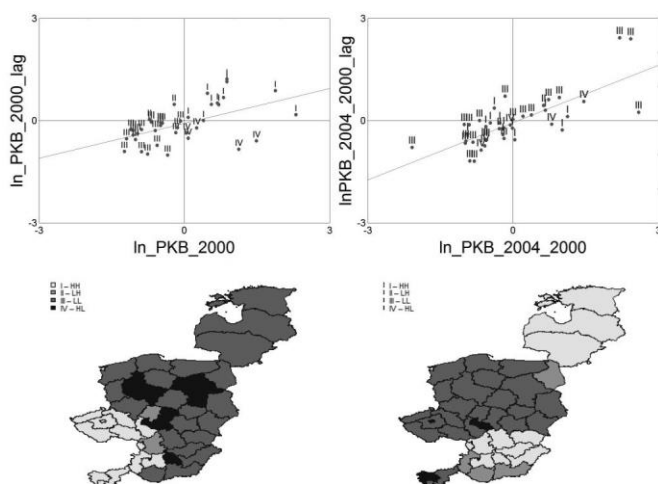
Przestrzenne trendy tempa wzrostu PKB per capita w latach 2005–2011 i wartości PKB per capita w roku 2005 prezentuje Rysunek 9. W tym wypadku oba trendy mają zbliżone kierunki zmian, co zdaje się przeczyć zachodzeniu zjawiska konwergencji. Bardziej prawdopodobna jest hipoteza dywergencji gospodarczej, ponieważ regiony bardziej rozwinięte gospodarczo w okresie początkowym, mają szybsze tempo wzrostu. Analogiczne wnioski wynikają z analizy Rysunku 10, na którym znajdują się mapy przedstawiające

przestrzenne rozkłady tempa wzrostu PKB per capita w okresie 2005–2011 i wartości PKB per capita w roku 2005.



Rysunek 10. Przestrzenne zróżnicowanie tempa wzrostu w latach 2005–2011 i wartości PKB per capita w roku 2005

Źródło: opracowanie własne.

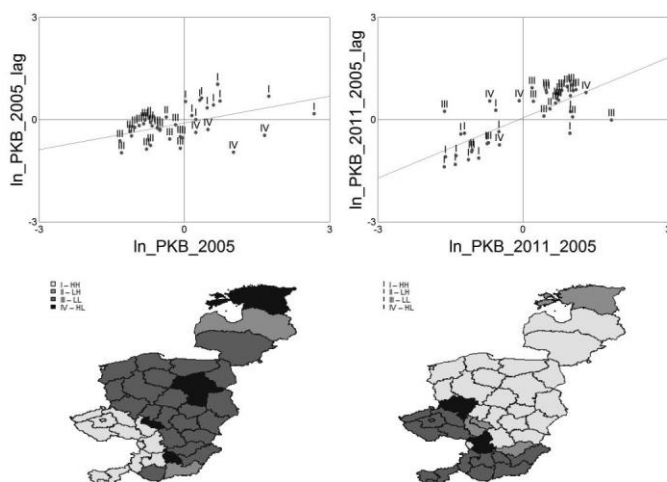


Rysunek 11. Wykresy Morana dla roku 2000 i dla tempa wzrostu w latach 2000–2004 wraz z mapami przynależności regionów do ćwiartek wykresów Morana

Źródło: opracowanie własne.

Kolejnym sposobem analizy konwergencji typu beta jest wnioskowanie w tym zakresie na podstawie lokalnych statystyk Morana *I*. Rysunek 11 przedstawia lokalne statystyki Morana dla PKB per capita w roku 2000 i dla tempa wzrostu w pierwszym podokresie badania. Mapy pokazują przypisanie

regionów do konkretnych ćwiartek wykresu Morana. Na obydwu wykresach symbole punktów odpowiadają przynależności regionów do ćwiartek wykresu Morana w roku 2000. Dzięki temu można zaobserwować, czy następuje przejście regionów z I ćwiartki do III oraz z III do I. Sygnalizowałoby to, że regiony o początkowo wyższym poziomie PKB per capita, otoczone przez bogatsze regiony (I ćwiartka wykresu Morana po lewej), mają niższe tempo wzrostu i są otoczone przez regiony o także niższym tempie wzrostu (III ćwiartka wykresu Morana po prawej). Pozwoliłoby to wnioskować o występowaniu zjawiska konwergencji typu *beta*. Z wykresów wynika, że następuje częściowe przesunięcie regionów z I do III ćwiartki i z III do I. Oznacza to, że możliwe jest, iż w tym okresie konwergencja występuje. Analogiczne wnioski można sformułować na podstawie sporządzonych map.



Rysunek 12. Wykresy Morana dla roku 2005 i dla tempa wzrostu w latach 2005–2011 wraz z mapami przynależności regionów do ćwiartek wykresów Morana.

Źródło: opracowanie własne

Analogiczne wykresy Morana i mapy zostały przygotowane dla drugiego podokresu badania i zaprezentowane na Wykresie 12. Widać tutaj przejście części regionów z I do III ćwiartki. Jednak do ćwiartki I przesunęło się kilka regionów z III ćwiartki i wiele z ćwiartek II i IV. Przy takich przetasowaniach trudno byłoby w sposób jednoznaczny i wiarygodny sformułować hipotezę o występowaniu konwergencji lub dywergencji.

## 6. WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

### 6.1. $\sigma$ -konwergencja

Podobnie jak wstępna analiza *sigma* konwergencji, oparta na wykresach współczynnika zmienności w badanych podokresach i ocenie statystycznej istotności parametrów trendów liniowych w odniesieniu do tegoż współczynnika, statystyki testowe (1) tego typu konwergencji również wskazują na jej niewystępowanie.

Tablica 1. Wyniki badania konwergencji typu *sigma*

|                    | 2000–2004                  | 2005–2011                  | 2000–2011                  |
|--------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| $\hat{\sigma}_1^2$ | 0,1071                     | 0,1236                     | 0,1071                     |
| $\hat{\sigma}_T^2$ | 0,1159                     | 0,1097                     | 0,1097                     |
| $T$                | 1,0824                     | 0,8877                     | 1,0243                     |
| $F_{0,01;38;38}$   | 2,1573                     | 2,1573                     | 2,1573                     |
| $H_0$              | Brak podstaw do odrzucenia | Brak podstaw do odrzucenia | Brak podstaw do odrzucenia |

Źródło: opracowanie własne.

Zarówno dla całego badanego okresu, jak i poszczególnych podokresów, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Nie następuje zmniejszenie zróżnicowania PKB per capita w regionach badanego obszaru w rozważanych okresach.

### 6.2. $\beta$ -konwergencja

Jako pierwsze oszacowane zostały klasyczne modele konwergencji typu *beta*. Mimo że parametr  $\beta$  jest w dwóch przypadkach ujemny (dla podokresu 2005–2011 oraz dla całego okresu 2000–2011), model klasyczny nie może być podstawą do wnioskowania o konwergencji w tym wypadku. Diagnostyki otrzymanych regresji liniowych wskazują na konieczność dokonania re-specyfikacji modeli. Statystyki Morana  $I$  informują o istotnych zależnościach przestrzennych, a zatem wskazują na potrzebę wykorzystania przestrzennych modeli konwergencji.

Tablica 2. Wyniki estymacji i weryfikacji modeli liniowych konwergencji typu *beta*

| $\ln \left[ \frac{GDP_{it}}{GDP_{i1}} \right] = \alpha + \beta \ln [GDP_{i1}] + \varepsilon_i$ |                    |                     |                     |
|------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
|                                                                                                | 2000–2004          | 2005–2011           | 2000–2011           |
| Parametry                                                                                      |                    |                     |                     |
| $\alpha$                                                                                       | 0,0246<br>(0,2947) | 1,2190<br>(0,4451)  | 1,1886<br>(0,6067)  |
| $\beta$                                                                                        | 0,0214<br>(0,0321) | -0,1036<br>(0,0471) | -0,0736<br>(0,0661) |
| Dopasowanie<br>Skorygowany $R^2$                                                               | -0,0145            | 0,0898              | 0,0061              |
| Heteroskedastyczność<br>Test Breuscha-Pagana                                                   | 1,3551<br>(0,2444) | 2,1717<br>(0,1406)  | 3,2902<br>(0,6969)  |
| Autokorelacja reszt<br>Test Morana                                                             | 0,5947<br>(0,0000) | 0,4162<br>(0,0000)  | 0,3799<br>(0,0001)  |
| Szybkość konwergencji<br>Half-life                                                             | -<br>-             | 0,0156<br>44,3600   | 0,0064<br>108,8000  |

Źródło: opracowanie własne

Analogiczny wniosek należy sformułować na podstawie wyników testów mnożnika Lagrange’a (Tablica 3) – zależności przestrzenne należy do modeli wprowadzić. Wówczas proponuje się wykorzystanie modeli SAR i SEM.

Tablica 3. Wyniki testów *LM* dla modeli liniowych

| Modele <i>LM</i>       |                     |                     |                     |
|------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                        | 2000–2004           | 2005–2011           | 2000–2011           |
| Zależność przestrzenna |                     |                     |                     |
| <i>LMlag</i>           | 24,0656<br>(0,0000) | 18,0355<br>(0,0000) | 13,4570<br>(0,0002) |
| <i>LMerr</i>           | 25,5106<br>(0,0000) | 12,4914<br>(0,0004) | 10,4090<br>(0,0013) |
| <i>RLMlag</i>          | 3,8046<br>(0,0511)  | 13,7930<br>(0,0002) | 16,5580<br>(0,0000) |
| <i>RLMerr</i>          | 5,2496<br>(0,0230)  | 8,2488<br>(0,0041)  | 13,5100<br>(0,0002) |

Źródło: opracowanie własne.

Pierwszym typem modelu uwzględniającego zależności przestrzenne jest przestrzenny model autoregresyjny dany wzorem (4). Tablica 4 przedstawia wyniki estymacji i weryfikacji tego modelu. Wartości statystyki Morana *I* wskazują na brak autokorelacji przestrzennej w resztach, co świadczy o dobrej jakości modelu z tego punktu widzenia. Dla okresów 2000–2004 i 2000–2011 parametr  $\beta$  jest dodatni, a dla okresu 2005–2011 ujemny. Nie potwierdziły się

zatem przypuszczenia wynikające ze wstępnej analizy danych przeprowadzonej w punkcie 4 niniejszego opracowania. Analiza ta sugerowała, że w pierwszym badanym podokresie konwergencja może wystąpić, tymczasem model SAR wskazuje na brak tego zjawiska. Brak wstępnych jednoznacznych wniosków dotyczących okresu drugiego, po zastosowaniu modelu SAR może zostać uchylony – można stwierdzić występowanie konwergencji  $\beta$ . Parametry konwergencji/dywergencji są statystycznie istotne w każdym przypadku (Tablica 4).

Tablica 4. Wyniki estymacji i weryfikacji przestrzennych modeli autoregresyjnych

| $\ln \left[ \frac{GDP_{it}}{GDP_{i1}} \right] = \alpha + \beta \ln [GDP_{i1}] + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} \ln \left[ \frac{GDP_{jt}}{GDP_{j1}} \right] + \varepsilon_i$ |                     |                     |                     |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                                                                                                                                                                           | 2000–2004           | 2005–2011           | 2000–2011           |
| Parametry                                                                                                                                                                 |                     |                     |                     |
| $\alpha$                                                                                                                                                                  | -0,2964<br>(0,1905) | 0,2148<br>(0,3157)  | -0,2665<br>(0,4520) |
| $\beta$                                                                                                                                                                   | 0,0384<br>(0,0211)  | -0,0158<br>(0,0332) | 0,0467<br>(0,0495)  |
| $\rho$                                                                                                                                                                    | 0,7605<br>(0,0000)  | 0,7083<br>(0,0000)  | 0,862<br>(0,0000)   |
| Dopasowanie                                                                                                                                                               |                     |                     |                     |
| AIC                                                                                                                                                                       | -122,4600           | -80,2360            | -54,8780            |
| Heteroskedastyczność<br>Test Breuscha-Pagana                                                                                                                              | 0,3719<br>(0,5400)  | 0,0254<br>(0,8734)  | 1,2962<br>(0,2549)  |
| Autokorelacja reszt<br>Test Morana                                                                                                                                        | 0,0552<br>(0,2210)  | -0,0013<br>(0,4126) | 0,0555<br>(0,2336)  |
| Zależność przestrzenna<br>LR                                                                                                                                              | 25,0190<br>(0,0000) | 19,2340<br>(0,0000) | 15,2080<br>(0,0001) |

Źródło: opracowanie własne.

Tablica 5 prezentuje wyniki estymacji i weryfikacji modeli błędu przestrzennego. Również w tym wypadku nie potwierdza się hipoteza konwergencji. Natomiast wyniki dla okresu 2000–2004 oraz 2000–2011 wskazują na występowanie zjawiska dywergencji.

Tablica 5. Wyniki estymacji i weryfikacji modeli błędu przestrzennego

| $\ln \left[ \frac{GDP_{it}}{GDP_{i1}} \right] = \alpha + \beta \ln [GDP_{it}] + \eta_i, \quad \eta_i = \lambda \sum_{j \neq i} w_{ij} \eta_j + \varepsilon_i$ |                     |                     |                     |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                                                                                                                                                               | 2000–2004           | 2005–2011           | 2000–2011           |
| Parametry                                                                                                                                                     |                     |                     |                     |
| $\alpha$                                                                                                                                                      | -0,6851<br>(0,2223) | 0,0604<br>(0,3601)  | -0,7623<br>(0,5179) |
| $\beta$                                                                                                                                                       | 0,0668<br>(0,0238)  | 0,0170<br>(0,0374)  | 0,1383<br>(0,0556)  |
| $\lambda$                                                                                                                                                     | 0,7881<br>(0,0000)  | 0,7438<br>(0,0000)  | 0,7581<br>(0,0000)  |
| Dopasowanie                                                                                                                                                   |                     |                     |                     |
| AIC                                                                                                                                                           | -126,11             | -80,3170            | -58,8320            |
| Heteroskedastyczność<br>Test Breuscha-Pagana                                                                                                                  | 0,0169<br>(0,8966)  | 0,0964<br>(0,7562)  | 0,0360<br>(0,8495)  |
| Autokorelacja reszt<br>Test Morana                                                                                                                            | 0,350<br>(0,2815)   | -0,0049<br>(0,4254) | 0,0126<br>(0,3655)  |
| Zależność przestrzenna<br>LR                                                                                                                                  | 28,6640<br>(0,0000) | 19,2260<br>(0,0000) | 19,1620<br>(0,0000) |

Źródło: opracowanie własne.

W Tablicy 6 zamieszczono wyniki badania szybkości konwergencji dla modeli SAR i SEM, z oczywistych względów w przypadku dodatniego parametru konwergencji miary nie były wyznaczane.

Tablica 6. Ocena szybkości konwergencji i half-life dla modeli SAR i SEM

| SAR                   |           |           |           |
|-----------------------|-----------|-----------|-----------|
|                       | 2000–2004 | 2005–2011 | 2000–2011 |
| szybkość konwergencji | -         | 0,0023    | -         |
| t half-life           | -         | 304,6600  | -         |
| SEM                   |           |           |           |
|                       | 2000–2004 | 2005–2011 | 2000–2011 |
| szybkość konwergencji | -         | -         | -         |
| t half-life           | -         | -         | -         |

Źródło: opracowanie własne.

### 6.3. $\sigma$ -konwergencja

Tablica 7 przedstawia wyniki badania konwergencji typu *gamma* z wykorzystaniem wzorów (2) i (3). Na ich podstawie należy stwierdzić, że konwergencja tego typu nie występuje ani dla całego badanego okresu, ani też dla któregośkolwiek z wyodrębnionych podokresów.

Tablica 7. Wyniki badania konwergencji typu *gamma*

|                    | 2000–2004 | 2005–2011 | 2000–2011 |
|--------------------|-----------|-----------|-----------|
| $RC_i$             | 0,626146  | 0,969836  | 0,954594  |
| $\chi^2(RC_i)$     | 97,67883  | 226,9416  | 409,5208  |
| $\chi^2_{0,01;39}$ | 21,42616  | 21,42616  | 21,42616  |
|                    | $H_1$     | $H_1$     | $H_1$     |

Źródło: opracowanie własne.

## 7. ZAKOŃCZENIE

Na podstawie wyników przeprowadzonego badania można sformułować następujące wnioski:

1. Stwierdzono występowanie trendów przestrzennych PKB per capita na wyodrębnionym obszarze krajów w badanych okresach. Na tej podstawie sformułowano hipotezy robocze dotyczące konwergencji i dywergencji.
2. Wstępna analiza danych nie pozwala na sformułowanie jednoznacznych wniosków odnośnie do występowania konwergencji, szczególnie dla drugiego okresu, tj. 2004–2011.
3. W kolejnych latach ustalonych okresów została stwierdzona autokorelacja przestrzenna PKB per capita. Wskazuje to na konieczność badania zjawiska konwergencji przy uwzględnieniu zależności przestrzennych między regionami, co oznacza potrzebę wykorzystania tzw. przestrzennych modeli konwergencji.
4. Pominięcie zależności przestrzennych skutkuje „złą” jakością modelu.
5. Na podstawie testów mnożnikowych Lagrange’a oraz testów ilorazu wiarygodności *LR* istotność efektów przestrzennych w modelach SAR i SEM została potwierdzona.

W toku dalszych badań zamierza się uzupełnić analizę w odniesieniu do tego samego obszaru krajów podejmując następujące zadania:

1. Rozpatrzenie przestrzennych przekrojowych modeli *beta* konwergencji z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi (warunkowa  $\beta$ -konwergencja).
2. Badanie konwergencji przy wykorzystaniu przestrzennych modeli dla danych panelowych.

## BIBLIOGRAFIA

- Anselin L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Arbia G. (2006), *Spatial Econometrics. Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence*, Springer-Verlag Berlin Haidelberg.
- Bivand S. R., Pebesma E. J., Gómez-Rubio V. (2008), *Applied Spatial Data Analysis with R*, Springer Science+Business Media, LLC.
- Bode E., Rey S. J. (2006), *The Spatial Dimension of Economic Growth and Convergence*, „Papers in Regional Science”, vol. 2, no. 85, ss. 171-176.
- Boyle G. E., McCarthy T. G. (1997), *A simple measure of  $\beta$ -convergence*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistic”, vol. 2, no. 59, ss. 257-264.
- Górna J., Górna K. (2013a), *Przestrzenne i przestrzenno-czasowe tendencje i zależności PKB w wybranych krajach europejskich w latach 2001–2009*, „Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica”, vol. 293, Łódź, ss. 143-154.
- Górna J., Górna K. (2013b), *Analiza konwergencji gospodarczej wybranych regionów Europy w latach 1995–2009*, „Collegium of Economic Analysis Annals”, vol. 30, Warszawa, pp. 169-185.
- Górna J., Górna K., Szulc E. (2013a), *Analysis of  $\beta$ -Convergence. From Traditional Cross-Section Model to Dynamic Panel Model*, „Dynamic Econometric Models”, Nicolaus Copernicus University, vol. 13, Wydawnictwo UMK, Toruń, pp. 127-144.
- Górna J., Górna K., Szulc E. (2013b), *A  $\beta$ -convergence analysis of European regions. Some re-specifications of the traditional model*, „Proceedings of the 7th Professor Aleksander Zelias International Conference on Modelling and Forecasting of Socio-Economic Phenomena”, [www.konferencjazakopianska.pl](http://www.konferencjazakopianska.pl).
- Górna, J., Górna K., Szulc E. (2014), *A  $\beta$ -convergence Analysis of European Regions. Some Re-specifications of the Traditional Model (extended version)*, forthcoming.
- Kusideł E. (2013), *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie w osiąganiu celów polityki spójności*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- LeSage J., Pace R. K. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Champion & Hall/CRC, New York.
- Rey S. J., Montouri B. D. (1999), *US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective*, „Regional Studies”, vol.33. 2, ss. 143-156.
- Rey S. J., Le Gallo J. (2009), *Spatial Analysis of Economic Convergence*, (w:) Mills T. C., Patterson K. (red.), *Palgrave Handbook of Econometrics*, Volume II: Applied Econometrics. Palgrave MacMillan, New York, ss. 1251-1290.
- Suchecky B. (red.) (2010), *Ekonometria Przestrzenna. Metody i Modele Analizy Danych Przestrzennych*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Szulc E. (2009), *Modeling of Dynamic Spatial Processes*, „Dynamic Econometric Models”, Nicolaus Copernicus University, vol. 9, Wydawnictwo UMK, Toruń, ss. 17-26.

**ABSTRAKT**

Opracowanie prezentuje analizę PKB per capita na wyodrębnionym obszarze ośmiu krajów europejskich (Czechy, Estonia, Węgry, Łotwa, Litwa, Polska, Słowacja i Słowenia) w dwóch okresach: 2000–2004 i 2005–2011, tj. przed i po ich wstąpieniu do Unii Europejskiej. Oczekiwano, że akcesja do UE miała przyczyniać się do poprawy warunków życia i zwiększania tempa zrównoważonego wzrostu gospodarczego w krajach wstępujących do Wspólnoty. Umożliwiłoby to zmniejszenie różnic w poziomach dochodów w tych krajach.

Celem przeprowadzonej analizy jest zbadanie czy w rozważanych okresach zachodziło zjawisko konwergencji czy może jednak dywergencji w zakresie poziomów PKB per capita w przekroju regionów według europejskiej klasyfikacji NUTS2 wybranych krajów. W badaniu wykorzystuje się metody i modele wywodzące się ze statystyki i ekonometrii przestrzennej. Wybór takiej metodologii wynika z hipotezy mówiącej, że tempo wzrostu danego regionu jest związane z tempem wzrostu jego sąsiadów. Zatem koncepcja konwergencji gospodarczej na badanym obszarze jest analizowana w kontekście powiązań przestrzennych. Rozważa się trendy przestrzenne i autokorelację przestrzenną PKB per capita oraz zmiany w czasie tych tendencji i zależności przestrzennych. Głównymi narzędziami stosowanymi w badaniu są przestrzenne modele danych przekrojowych oraz przestrzenne modele panelowe. Dane pochodzą z bazy danych udostępnianej przez Eurostat (<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>).

**CONVERGENCE OR DIVERGENCE OF REGIONS OF MIDDLE-EAST EUROPE  
AFTER THEIR ACCESSION TO THE EUROPEAN UNION**

**ABSTRACT**

The work presents the analysis of per capita GDP in the selected area of eight European countries (the Czech Republic, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Poland, Slovakia and Slovenia) in two periods: 2000–2004 and 2005–2011, i.e. before and after their accession to the European Union. It was expected that accession to the EU would improve living conditions and would raise the pace of steady economic growth rate in those countries. It would enable the diminution of differences of income levels in the countries.

The aim of the analysis is to investigate whether the phenomena of convergence or divergence of per capita GDP across the established regions according to the European classification system NUTS-2 have occurred in the periods considered. In the investigation some methods and models offered by the spatial statistics and econometrics will be used. Choosing the methodology was motivated by the hypothesis that the growth rate of any region is connected with the growth rates of its neighbors. Thus, the conception of economic convergence of the regions of the established area in the context of spatial connections is analyzed. The spatial trends and spatial autocorrelation of the GDP are considered. The changes in time of the spatial tendencies and dependence are analyzed as well. The main tools used in the investigation are the spatial cross-sectional data models and the spatial panel models of  $\beta$ -convergence. The data related to the established regions was taken from the database released by Eurostat (<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>).